

# **Radiografando as Disparidades Regionais de Renda no Brasil: Evidências a Partir de Regressões Quantílicas\***

**Raul da Mota Silveira Neto**

\* *Ph.D. em Economia pela Universidade de São Paulo (USP)*

\* *Mestre em Economia pela USP*

\* *Professor da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE)-PIMES*

**Ana Katarina Campêlo**

\* *PhD em Economia pela Universidade de Illinois*

\* *Professora da UFPE-PIMES*

---

## **Resumo**

A partir da utilização da técnica de regressões quantílicas, o trabalho fornece evidências sobre as disparidades regionais de renda do pessoal ocupado do Brasil metropolitano por *quantis* da distribuição de renda dos indivíduos considerados. Os resultados, desfavoráveis à região nordestina, apontam que há grandes variações das desigualdades regionais por *quantis* de renda, sendo estas maiores para os *quantis* inferiores (mais pobres) e menores para os *quantis* superiores (mais ricos), mesmo após controles por atributos pessoais e de ocupação. Ou seja, as disparidades regionais afetam, sobretudo, os mais pobres das regiões metropolitanas do Nordeste brasileiro. A partir da determinação do perfil do migrante inter-regional, os resultados também apontam que as desigualdades regionais tendem a aumentar quando são considerados indivíduos mais pobres jovens (menos de 25 anos) e mais velhos (acima de 35 anos) com pouca escolaridade para todos os *quantis*, sendo praticamente inexistentes para os mais escolarizados nos *quantis* mais elevados. Tais resultados adicionais são extremamente consistentes com o perfil do migrante intermetropolitano.

---

## **Palavras-chave:**

Desigualdades Regionais, Regressão Quantílica, Problema Regional.

---

\* Trabalho vencedor do 1º lugar, categoria profissional, no VIII Encontro Regional de Economia promovido pelo Banco do Nordeste em Fortaleza, em julho de 2003.

## 1 - INTRODUÇÃO

De acordo com as informações das Contas Regionais fornecidas pelo IBGE, no ano de 2000, o Estado mais rico da federação brasileira, São Paulo, apresentava uma renda *per capita* mais de seis vezes maior que a renda *per capita* do Estado mais pobre, o Maranhão; já ampliando a dimensão geográfica de comparação, a região Sudeste, para o mesmo ano, apresentava uma renda *per capita* aproximadamente três vezes maior que aquela da região Nordeste. Tais disparidades não se restringem à renda relativa: na região Nordeste, mais da metade de sua população é composta de pobres; já na região Sudeste, tal percentual gira em torno de 28,8% (ROCHA, 2001).

Tais evidências, bastante conhecidas pelos estudiosos das disparidades regionais no Brasil<sup>1</sup>, têm sido utilizadas para caracterizar o espaço brasileiro como extremamente desigual do ponto de vista econômico e social. De fato, como mostram Azzoni et al. (2000), o índice de Gini para desigualdade de renda *per capita* está no mesmo nível daquele obtido para toda a população brasileira, em torno de 0,6, reconhecidamente, uma das mais desiguais do mundo (BARROS, HENRIQUE e ROSANE, 2001).

Embora sem questionarem a necessidade de critérios ou viés espacial na alocação de recursos públicos, recentemente, alguns analistas têm questionado a propriedade da utilização de tal cenário para caracterização da existência de um problema regional propriamente definido (PESSOA, 2001; BARROS, 2002). Segundo Pessoa (2001), por exemplo, as disparidades estariam relacionadas com diferentes dotações pessoais de habilidades produtivas, como educação, e não refletiriam problemas relacionados com o espaço físico ou características do meio geográfico regional, o que, segundo esta visão, poderia caracterizar a existência de um problema regional. As políticas requeridas, segue o argumento, não seriam propriamente regionais, mas

focadas nos indivíduos pobres e deveriam atuar no sentido de elevar sua capacidade produtiva.

Os trabalhos empíricos recentes, por seu turno, têm trazido alguma luz à discussão. Segundo estes, a despeito de a maior parte da desigualdade de renda entre os indivíduos do país, de fato, ser explicada por diferenciais de atributos pessoais, como educação, as disparidades regionais de renda permanecem elevadas mesmo quando são considerados (controladas as influências) tais diferenciais (SERVO, 1999; AZZONI E SERVO, 2001; BARROS, 2002 E MIRANDA et al., 2002). Assim, apesar de importantes, em certo sentido, tais evidências deixam o debate em aberto.

Não obstante sua importância, todos estes trabalhos empíricos, ao aplicarem o método de estimação de Mínimos Quadrados, fornecem evidências apenas para a média da distribuição (condicional) de renda dos indivíduos considerados, assumindo, implicitamente, que tais disparidades encontradas podem ser generalizadas para todos as faixas ou *quantis* da distribuição de renda. O resultado é que são assumidas como iguais as disparidades regionais de renda para indivíduos situados em pontos (*quantis*) bem distintos da distribuição de renda. Deixam, assim, de ser explorados possíveis diferentes graus ou níveis de desigualdades de acordo com a posição dos indivíduos na distribuição de renda. Posto de outra forma os resultados assumidos, não há diferenças nos níveis de disparidades regionais de renda observados para os *quantis* mais baixos (pobres) e para os *quantis* mais altos (ricos) da distribuição de renda. É possível, porém, por exemplo, que inexistam disparidades de renda para indivíduos pertencentes aos *quantis* mais elevados (ricos) da distribuição de renda, sendo que o problema das desigualdades regionais de renda esteja concentrado nos indivíduos mais pobres (*quantis* menores). Note-se que tal possibilidade, dadas as maiores desigualdades de renda interna apresentadas para os Estados da região Nordeste, de acordo com o último censo<sup>2</sup>, deve ser seriamente considerada.

<sup>1</sup> Para uma coletânea de trabalhos recentes sobre o tema, ver Kon (2002).

<sup>2</sup> De acordo com o Censo 2000, os 5 Estados com maior índice de Gini para a renda dos chefes dos domicílios eram Piauí, Bahia, Pernambuco, Alagoas e Ceará.

Através da utilização de regressões quantílicas, este trabalho procura fornecer novas evidências sobre as disparidades regionais de renda, explorando, assim, de forma pioneira, tais evidências para diferentes faixas ou *quantis* da distribuição de renda. Tal expediente, além de fornecer luz à discussão de disparidades regionais de renda no Brasil e, assim, para o desenho de políticas regionais mais conseqüentes, fornece informações sobre os potenciais ganhos esperados com a migração inter-regional de acordo com o perfil econômico dos indivíduos.

Além desta seção, o trabalho foi organizado em mais cinco seções. Na próxima, são fornecidas algumas evidências recentes sobre as disparidades regionais de renda no Brasil. Na seção 3, a noção de regressão quantílica é formalizada e suas características são ressaltadas. Na seção seguinte são apresentados e discutidos os resultados das regressões utilizadas. A última seção é reservada para as conclusões do trabalho.

## 2 - DESIGUALDADE REGIONAL: EVIDÊNCIAS RECENTES

Os níveis e padrão de evolução das disparidades de renda entre as regiões e Estados brasileiros são bem conhecidos<sup>3</sup>. Não obstante, como auxílio importante na exposição dos argumentos deste trabalho, um quadro recente destas disparidades é apresentado nas tabelas a seguir.

A TABELA 1 permite perceber que as diferenças regionais não dizem respeito apenas a níveis relativos de renda; há, também, uma marcante distribuição espacial da pobreza no país. Em 2000, a região Sudeste apresentava um PIB *per capita* quase três vezes maior que aquele da região Nordeste. Além disto, enquanto a região Sul, em 1999, apresentava 19,71% de pobres na sua população, a região Nordeste tinha mais da metade de sua população na pobreza (42% dos pobres do país). Os números permitem perceber, também, que a pobreza é não apenas maior no Nordeste, como mais intensa<sup>4</sup>.

**TABELA 1**  
DESIGUALDADE ECONÔMICA REGIONAL BRASILEIRA – MACRORREGIÕES – 1999 E 2000

Região	(1) PIB <i>per capita</i> (R\$)	(2) Renda Média Familiar <i>per capita</i> dos 10% mais pobres (R\$)	(3) Número de Pobres (mil)	(4) Proporção de Pobres (%)	(5) Insuficiência de Renda
Brasil	6.743	28,26	54.449,1	34,95	0,128
Norte	3.903	27,51	3.066,4	39,65	0,157
Nordeste	3.014	17,48	22.879,5	50,90	0,251
Sudeste	8.774	44,87	19.600,1	28,85	0,048
Sul	7.692	37,64	4.749,0	19,71	0,075
Centro-Oeste	6.559	36,04	4.145,1	37,43	0,090

**FONTE:** (1): Contas Regionais 2000 – IBGE; (2): PNAD 1999 – IBGE; (3) e (5): Rocha (2001); (4): Hoffman (2000).

<sup>3</sup> Para uma descrição do seu padrão e evolução no período 1939-1997, ver, por exemplo, Azzoni (1997); para informações sobre as desigualdades relacionadas ao mercado de trabalho, ver Servo (1999).

<sup>4</sup> Ou seja, não só há relativamente mais pobres, como também estes estão mais distantes da linha de pobreza.

**TABELA 2**  
DESIGUALDADE ECONÔMICA REGIONAL – REGIÕES METROPOLITANAS – 1999

Região Metropolitana	(1) Renda Média Mensal do Pessoal Ocupado - Trabalho Principal			(2) Pobreza	
	R\$	Coefi. de Variação	Valor relativo à Região Metrop. de São Paulo	Número (mil)	Proporção (%)
Total	719,62	1,4642	0,84	17.484,20	36,88
Belém	539,69	1,4981	0,63	355,00	37,50
Fortaleza	444,36	1,8504	0,52	1.286,30	47,90
Recife	495,13	1,9430	0,58	1.796,90	59,60
Salvador	515,58	1,7387	0,60	1.353,60	50,23
B. Horizonte	600,82	1,5393	0,70	1.367,10	35,15
Rio de Janeiro	691,80	1,5290	0,81	2.912,10	29,19
São Paulo	852,39	1,2870	1,00	6.423,40	38,97
Curitiba	749,45	1,3580	0,88	639,00	25,71
Porto Alegre	700,44	1,3264	0,82	589,90	17,87
Brasília	930,33	1,6159	1,09	760,90	39,39

**FONTE:** (1): PNAD 1999 – IBGE.; (2): Rocha (2001).

Uma alteração na magnitude da unidade espacial de comparação, macrorregiões para regiões metropolitanas, embora diminua a intensidade das disparidades no que diz respeito à renda, parece elevar tais disparidades no que diz respeito à pobreza. De fato, a TABELA 2 evidencia que, em média, o trabalhador, na Região Metropolitana de Fortaleza, recebe aproximadamente metade do que recebe o trabalhador da Região Metropolitana de São Paulo. Adicionalmente, a Região Metropolitana do Recife apresenta um percentual de pobres mais de três vezes maior que tal percentual para a Região Metropolitana de Porto Alegre.

As tendências acima, bem conhecidas, configuram um espaço geográfico do país extremamente desigual do ponto de vista econômico e social e têm servido de fundamento para demandas por políticas públicas com marcadas tendências geográficas (viés espacial) na alocação de recursos<sup>5</sup>. Recente-

mente, porém, alguns analistas têm apontado a insuficiência destas evidências para a existência de um problema regional propriamente dito no Brasil (PESSOA, 2001; BARROS, 2002). Especificamente, tais pesquisadores argumentam que as disparidades regionais evidenciadas refletem, sobretudo, diferenças nas dotações pessoais de qualificação entre os habitantes e/ou nas estruturas de mercado de trabalho das diferentes regiões, e não propriamente um problema de recursos intrínsecos às regiões (problema regional), decorrente, por exemplo, de características físicas ou geográficas. Ou seja, as disparidades encontradas decorreriam, por exemplo, de uma má distribuição espacial de pessoas bem educadas ou setores tecnologicamente avançados, o que se revelaria em elevados diferenciais de salários entre as regiões. Nesta perspectiva, haveria disparidades de concentração das diferentes atividades econômicas entre as regiões, mas os diferenciais de renda entre indivíduos de regiões diferentes tenderiam a desaparecer, uma vez consideradas suas diferenças de dotações e de ocupação. As políticas públicas requeridas nesta situação, segue o argumento, embora apresentando viés espacial, dada a

<sup>5</sup> Para uma discussão recente sobre a necessidade de políticas regionais no Brasil, ver Azzoni (2002).

concentração espacial de pobres, deveriam focar indivíduos e não generalizadamente as regiões.

Recentes evidências empíricas sobre a magnitude da desigualdade regional, de fato, parecem mostrar que a maior parte da desigualdade de renda entre os indivíduos pode ser atribuída às influências das características pessoais (sobretudo educação). Não obstante, estas evidências também apontam que os diferenciais salariais regionais não diminuem significativamente quando são controladas as influências destas características pessoais e de ocupação. Servo (1999), utilizando dados da PNAD para os anos de 1992, 1993 e 1995, mostra que, mesmo após controles para influências de características pessoais e de emprego, os indivíduos de regiões metropolitanas mais pobres como Recife e Fortaleza apresentam em média rendas aproximadamente 30% menores que a renda média dos indivíduos das regiões metropolitanas do país. Azzoni e Servo (2001) estendem o mesmo exercício para 1997 e mostram que, mesmo utilizando índices de preços multilaterais específicos para cada região, os habitantes da Região Metropolitana de Recife, por exemplo, permanecem apresentando um diferencial negativo em torno de 30% em relação à renda média dos indivíduos das regiões metropolitanas do país. Barros (2002), também utilizando dados da PNAD, agora para 1999, e utilizando os mesmos índices regionais de preços, apresenta resultados para as três Regiões Metropolitanas do Nordeste em cotejo com o Rio de Janeiro e São Paulo. As evidências, depois de controles para características pessoais e de emprego, apontam, no pior desempenho nordestino, um diferencial negativo de 34% do trabalhador da Região Metropolitana de Recife em relação ao trabalhador da Região Metropolitana de São Paulo. Em um exercício diferente, Miranda et al. (2002), utilizando dados da RAIS para trabalhadores do Nordeste e Sudeste, estimam, depois de descontadas características pessoais e de mercado de trabalho, que os preços na segunda destas regiões teriam que ser em torno de 60% mais altos para anular os diferenciais positivos de renda do trabalho em relação ao Nordeste.

Todas estas evidências, embora necessárias, não são suficientes para a caracterização de um problema regional nos termos propostos por Pessoa (2001) e Barros (2002), já que, por exemplo, potencialmente, poderiam ser explicadas por diferenciais regionais de amenidades locais, não indicando, assim, necessariamente, diferenciais de bem-estar para indivíduos com mesma dotação de recursos produtivos. Evidências decisivas a respeito poderiam vir através de estudos sobre os padrões de migração entre as regiões, já que, de acordo com os argumentos destes autores, inexisteriam os incentivos para tais movimentos.

Embora apresente evidências sugestivas a este respeito, o trabalho desenvolvido neste artigo procura intensificar a busca de informações a partir da distribuição de renda do trabalho dos indivíduos das regiões metropolitanas do país, explorando um aspecto fundamental, curiosamente pouco ressaltado nestas discussões: os diferentes níveis de desigualdade intra-regionais. Isto porque, por exemplo, refletindo maior ou menor escassez relativa local de qualificação, as desigualdades inter-regionais podem ser bem mais acentuadas ou mesmo desaparecerem (ou terem seu sentido invertido) quando as comparações entre regiões são efetivadas para diferentes faixas da distribuição de renda do Brasil metropolitano. Posto de outra forma, é possível que, depois dos controles para diferentes dotações pessoais de recursos produtivos, inexista qualquer diferencial regional de renda para indivíduos nas faixas elevadas (ricos) da distribuição de renda do Brasil metropolitano e que tais diferenciais regionais sejam ainda mais elevados para indivíduos nas faixas mais baixas (pobres) desta mesma distribuição.

Note-se que as evidências até aqui levantadas sobre as disparidades regionais ignoram tais possibilidades por apresentarem resultados para a média da distribuição (regressões tradicionais) e não por *quantis* (limites na definição de intervalos de renda) da distribuição de renda<sup>6</sup>. A su-

<sup>6</sup> Uma exceção importante é o trabalho de Miranda et al. (2002), comentado adiante.

posição, implicitamente assumida, era de que a desigualdade inter-regional independeria da posição dos indivíduos dentro da distribuição de renda. Em outros termos, tais diferenciais de renda desfavoráveis para o trabalhador nordestino, quando comparados com o trabalhador do Sudeste, independeriam da posição do primeiro na

distribuição total de renda do trabalho dos indivíduos.

Como um passo conseqüente da discussão acima, as tabelas abaixo mostram que não só mais pobre, a região Nordeste é também a mais internamente desigual.

**TABELA 3**  
DESIGUALDADE INTERNA DE RENDA – MACRORREGIÕES – 1999

<b>Região</b>	<b>Índice de Gini</b>	<b>Renda 10% mais ricos/ Renda 10% mais pobres</b>	<b>Rendimentos dos 50% mais pobres em relação aos Rendimentos Totais (%)</b>	<b>Rendimentos dos 1% mais ricos em relação aos Rendimentos Totais (%)</b>
Brasil	0,567	53,48	14,0	13,1
Norte	0,547	39,89	15,1	12,0
Nordeste	0,587	51,51	15,7	16,0
Sudeste	0,537	39,76	15,1	11,7
Sul	0,543	41,76	15,1	12,6
Centro-Oeste	0,573	43,88	13,7	14,3

FONTE: PNAD 1999 – IBGE.

**TABELA 4**  
DESIGUALDADE INTERNA DE RENDA – REGIÕES METROPOLITANAS – 1999

<b>Região Metropolitana</b>	<b>Renda Média Familiar per capita dos 10% mais pobres (R\$)</b>	<b>Renda Média Familiar per capita dos 10% mais ricos (R\$)</b>	<b>Renda Média Familiar per capita 10% mais ricos/Renda Média Familiar per capita 10% mais pobres (em S.M.)</b>	<b>Rendimentos dos 50% mais pobres em relação aos Rendimentos Totais (%)</b>	<b>Rendimentos dos 1% mais ricos em relação aos Rendimentos Totais (%)</b>
Belém	31,96	1.444,65	45,20	13,4	12,0
Fortaleza	26,28	1.304,11	49,62	14,0	15,7
Recife	27,48	1.476,55	53,73	13,3	15,4
Salvador	29,05	1.701,02	58,55	12,3	14,1
B. Horizonte	42,07	1.937,88	46,06	14,7	13,7
Rio de Janeiro	56,49	2.175,41	38,51	15,4	11,6
São Paulo	57,57	2.238,91	38,89	16,2	10,3
Curitiba	51,63	2.127,28	44,85	15,2	12,7
Porto Alegre	50,43	2.247,47	44,56	14,7	11,9
Brasília	41,49	2.968,72	71,55	10,9	12,3

FONTE: PNAD 1999 – IBGE. S.M. = salário mínimo.

Para as duas dimensões de unidades geográficas de comparação, é claro o destaque do Nordeste e de suas regiões metropolitanas quanto aos níveis mais elevados de desigualdade interna. Tal evidência é importante, pois, como já exposto, sugere, por exemplo, a possibilidade de as disparidades regionais de renda sumirem quando se comparam indivíduos dentro de determinado *quantil* de renda. Com efeito, evidências neste sentido foram recentemente fornecidas por Miranda et al. (2002) a partir de dados da RAIS. Tais autores mostraram que, para as faixas de renda mais elevadas, quando consideradas diferenças de educação e idade, haveria na verdade um “prêmio” (diferencial positivo) para os mais ricos que moram no Nordeste, quando cotejados com os mais ricos do Sudeste.

Neste trabalho, novas evidências sobre as disparidades regionais são obtidas a partir de regressões quantílicas, o que torna possível observar as magnitudes das desigualdades regionais, depois de controladas as influências de características pessoais e de ocupação, por *quantis* da distribuição de renda de todos os trabalhadores considerados das regiões metropolitanas, e não apenas através de médias em intervalos de renda, como levado a efeito por Miranda et al. (2002). Tal exercício traz maior precisão na definição de um possível problema regional e, por conseguinte, pode trazer novas qualificações para políticas com viés espacial de alocação de recursos. Por exemplo, mesmo que se associem os diferenciais regionais a amenidades locais, os resultados podem colocar uma segunda restrição a políticas regionais: se as políticas devem focar em sua maior parte o indivíduo, estas, por outro lado, mesmo nesta dimensão, não deveriam ser generalizadas.

### 3 - A INFORMAÇÃO DAS REGRESSÕES QUANTÍLICAS

Enquanto a regressão de mínimos quadrados estima apenas o efeito médio do impacto de uma variável na distribuição condicional de outra variável dependente (por exemplo, salário), as regressões quantílicas permitem analisar o impacto das variáveis explicativas nos diferentes pontos da dis-

tribuição condicional da variável dependente. Esta técnica foi introduzida por Koenker e Basset (1978) e pode ser vista como uma extensão dos *quantis* ordinários em um modelo de locação para uma classe mais geral de modelos lineares em que os *quantis* condicionais têm a forma linear.

Para introduzir tal noção, considere-se  $(y_i, x_i)$ ,  $i = 1, \dots, n$ , uma amostra de uma população qualquer, onde  $x_i$  é um vetor de  $K \times 1$  variáveis explicativas. O  $\alpha$ -ésimo *quantil* de  $y$  é definido como:

$$F^{-1}(\alpha) = \inf \{ y : F(y) \geq \alpha \},$$

onde  $F$  é a função de distribuição (não condicionada) de  $y$ . Para o caso de  $y$  dada linearmente por  $x$ ,

$$y_i = x_i' \beta + \varepsilon_i,$$

onde  $\beta$  é um vetor de parâmetros, tem-se o caso de *quantis* condicionais da distribuição de  $y$ , definido a partir dos *quantis* da distribuição dos erros:

$$Pr \{ y_i \leq y / x_i \} = F \left( y - x_i' \beta / x_i \right), \quad i = 1, \dots, n,$$

que permite escrever a chamada função quantílica:

$$Q(y_i / x_i) = x_i' F^{-1}(\alpha).$$

O estimador  $\hat{\beta}$  da função quantílica acima, estimador da regressão quantílica, é definido como a solução da seguinte função objetivo:

$$\min_{\beta} \frac{1}{n} \sum_{i: y_i < x_i' \beta} |y_i - x_i' \beta| + \frac{1}{n} \sum_{i: y_i \geq x_i' \beta} |y_i - x_i' \beta|$$

$$\min_{\beta} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \rho(y_i - x_i' \beta)$$

onde  $\rho$  é a função *check* definida por:

$$\rho(z) = \begin{cases} z, & z \geq 0 \\ -z, & z < 0 \end{cases}$$

Note-se que, diferentemente da minimização de quadrados, aqui há minimização de valores absolutos. O modelo especifica a função *quantil* condi-

onal da variável dependente  $y$ , dada a matriz de regressores  $X$  como:

$$Q_y \left( \left| X \right. \right) X^{-1} = [0, 1]$$

Como argumenta Buchinsky (1998), a regressão quantílica apresenta características que a tornam extremamente interessante: os modelos podem ser usados para caracterizar toda a distribuição condicional de uma variável resposta, dado um conjunto de regressores; o modelo tem uma representação na forma de programação linear, que facilita a estimação dos parâmetros; a função objetivo da regressão quantílica é uma soma ponderada de desvios absolutos, fornecendo uma medida de locação robusta, de modo que o vetor de coeficientes estimado não é sensível a observações extremas na variável dependente; quando os erros não seguem a distribuição normal, os estimadores de regressão quantílica podem ser mais eficientes que os estimadores de mínimos quadrados; soluções diferentes para *quantis* distintos podem ser interpretados como diferenças na resposta da variável dependente às mudanças nos regressores em vários pontos da distribuição condicional da variável dependente.

Para estudar o comportamento assintótico da estimativa de regressão quantílica e, assim, realizar inferências sobre os coeficientes estimados, são feitas as seguintes suposições adicionais:

i) na distribuição dos erros,  $F$  tem densidade contínua e estritamente positiva,  $f$ , para todo  $z$ , tal que  $0 < F(z) < 1$ .

ii)  $\lim_n n^{-1} X' X = D$ , uma matriz positiva definida.

Koenker e Bassett (1978) mostraram que, para erros independentes e identicamente distribuídos (i.i.d.), tem-se:

$$\sqrt{n} \left( \hat{\beta}(\tau) - \beta(\tau) \right) \xrightarrow{d} N(0, \Sigma)$$

onde  $\frac{(1 - \tau)}{f^2(F^{-1}(\tau))} D^{-1}$

Dessa forma, a precisão assintótica da estimativa de regressão quantílica para erros i.i.d. depende basicamente da quantidade

$s = \left[ f(F^{-1}(\tau)) \right]^{-1}$  usualmente chamada de função “sparsity”<sup>7</sup>

Para erros não i.i.d., o limite da matriz de covariância assume a forma do “Huber Sandwich”:

$$\sqrt{n} \left( \hat{\beta}(\tau) - \beta(\tau) \right) \xrightarrow{d} N(0, H_n^{-1} J_n H_n^{-1})$$

onde  $J_n(\tau) = (1 - \tau) n^{-1} X' X$

e  $H_n = \lim_n n^{-1} \sum_{i=1}^n x_i x_i' f_i(\tau)$

onde  $f_i(\tau)$  é a densidade condicional da variável resposta  $y_i$  avaliada no  $\tau$ -ésimo quantil condicional. No caso i.i.d., as funções  $f_i(\tau)$  são idênticas e o “Huber Sandwich” se iguala à expressão para erros i.i.d.

#### 4 - EVIDÊNCIAS SOBRE AS DISPARIDADES REGIONAIS DE RENDA A PARTIR DE QUANTIS DA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA

Nesta seção são apresentados os resultados sobre as desigualdades de renda do pessoal ocupado entre as regiões metropolitanas do país por *quantis* da distribuição de renda do universo metropolitano do país. Os dados utilizados provêm dos microdados da PNAD de 1999 e dizem respeito à renda do trabalho principal do pessoal ocupado de 18 a 65 anos, com no mínimo 20 horas de trabalho semanais, sendo a amostra total de 47.967 observações. Uma maior descrição destes dados é fornecida no apêndice.

<sup>7</sup> O termo “função sparsity” foi criado por Tukey (1975).

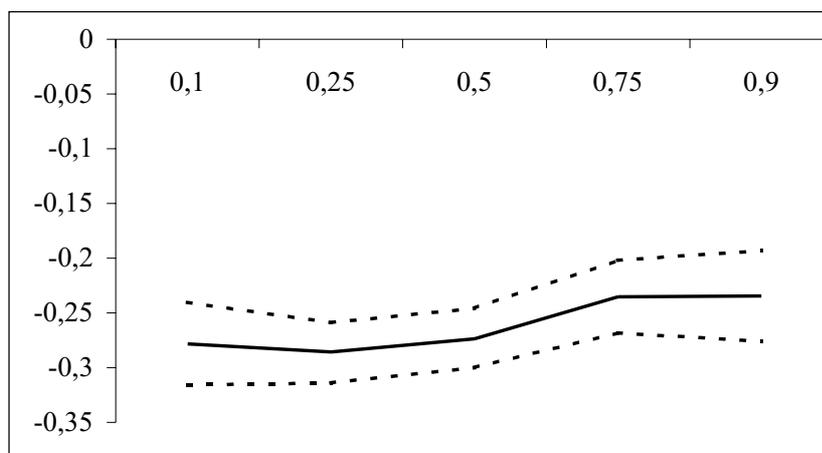
A variável dependente do modelo corresponde ao (logaritmo do) salário-hora (log. do rendimento mensal/4 vezes horas semanais trabalhada),  $\ln(Yh)$ , utilizado numa equação de Mincer ampliada com *dummies* de controle para características pessoais (idade, educação, sexo, raça, cond. na família),  $DP$ , e de ocupação ou emprego (ramo de atividade, posição na ocupação, situação),  $DE$ . As disparidades regionais de renda são apreendidas através de *dummies* adicionais para as nove regiões metropolitanas (RM) do país,  $DR$ , omitindo-se, à luz da discussão anterior sobre o problema regional, a Região Metropolitana de São Paulo. Os valores da renda são ajustados pelo índice de custo de vida regional multilateral proposto por Azzoni, Do Carmo e Menezes (2000)<sup>8</sup>. Uma representação condensada do modelo semilogarítmico a ser estimado por *quantis* é dado pela equação abaixo.

$$Q_y(\ln(Yh) | X) = \beta_0 + \beta_1 DP + \beta_2 DE + \beta_3 DR$$

onde  $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  e  $\beta_3$  são vetores de parâmetros a serem estimados para cada *quantil* de renda considerado (especificamente, 0,1, 0,25, 0,5, 0,75 e 0,9). Os programas STATA e *S-plus* são utilizados em todas as estimativas.

Neste trabalho, toda atenção e análise são centradas nos resultados para o vetor de coeficientes  $\beta_3$ . À luz das evidências sobre os níveis de desigualdades intra-regionais, a expectativa é de possíveis efeitos regionais distintos sobre a renda (valores de  $\beta_3$ ), de acordo com o *quantil* de renda considerado.

Com efeito, as evidências obtidas e apresentadas inicialmente nos gráficos abaixo, ao mesmo tempo em que confirmam tais expectativas, fornecem luz ao entendimento do perfil das disparidades regionais brasileiras. Os gráficos mostram, para cada RM, os coeficientes estimados (com os intervalos de confiança de 95%, tracejado) das *dummies* regionais diferenças de renda em relação à RM de São Paulo por *quantil* de renda.

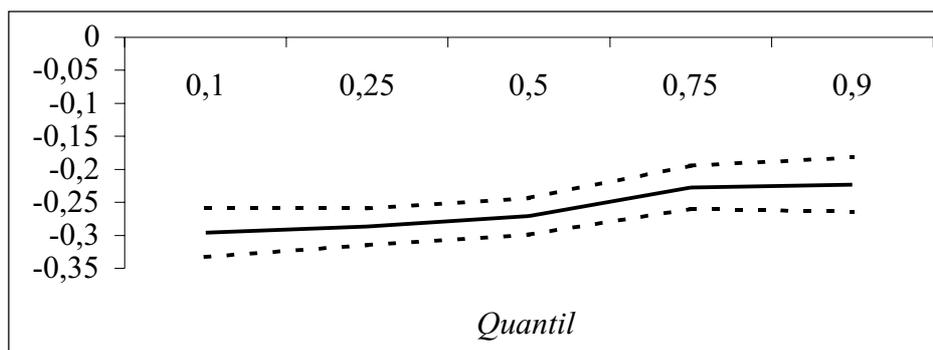


**GRÁFICO 1 – DIFERENCIAL DE RENDA (COEFICIENTE ESTIMADO) EM RELAÇÃO À RM DE SÃO PAULO POR – RM DE FORTALEZA**

**Fonte:** PNAD 1999 – IBGE – estimativas dos autores

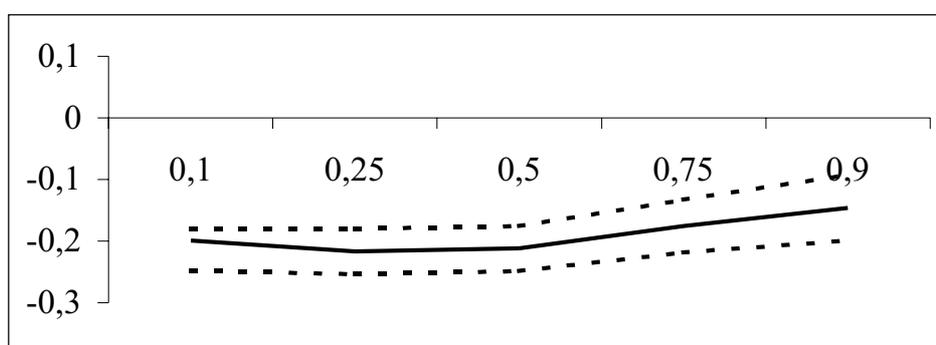
<sup>8</sup> Agradecemos Tatiane Menezes pela gentileza no fornecimento imediato dos índices.

<sup>9</sup> Para um interesse maior nos valores para demais coeficientes para o Brasil metropolitana, ver, por exemplo, Servo (1999).



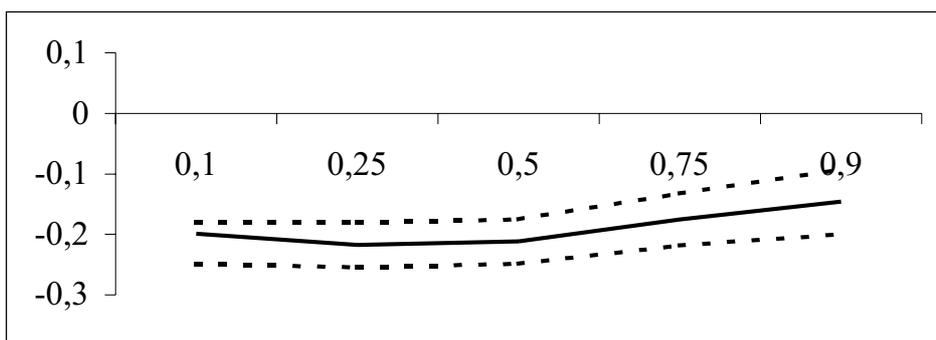
**GRÁFICO 2** – DIFERENCIAL DE RENDA (COEFICIENTE ESTIMADO) EM RELAÇÃO À RM DE SÃO PAULO POR QUANTIL – RM DE SALVADOR

**Fonte:** PNAD 1999 – IBGE – estimativas dos autores



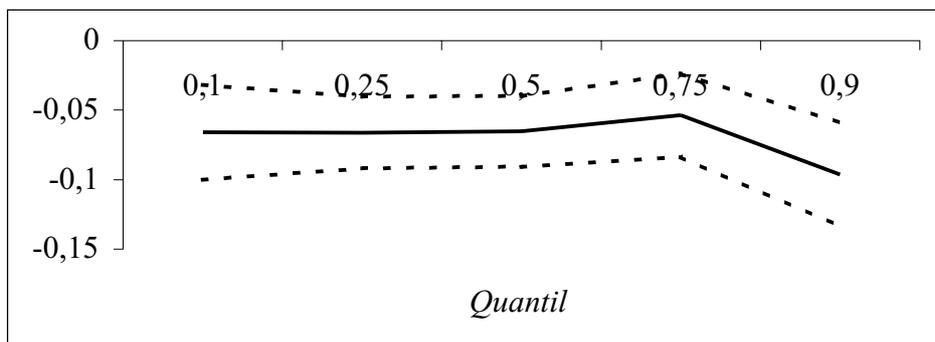
**GRÁFICO 3** – DIFERENCIAL DE RENDA (COEFICIENTE ESTIMADO) EM RELAÇÃO À RM DE SÃO PAULO POR QUANTIL – RM DE RECIFE

**Fonte:** PNAD 1999 – IBGE – estimativas dos autores



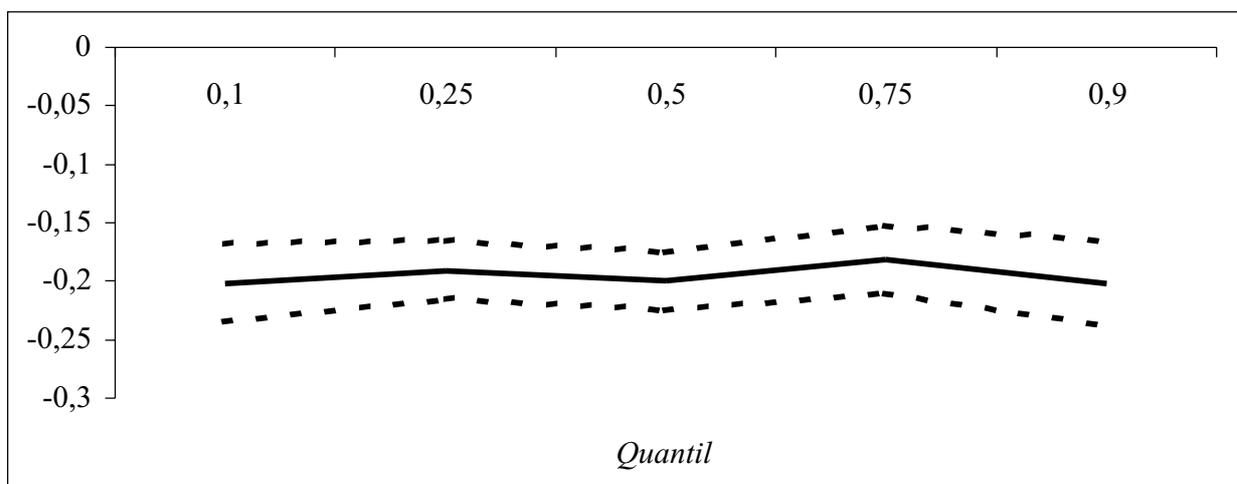
**GRÁFICO 4** – DIFERENCIAL DE RENDA (COEFICIENTE ESTIMADO) EM RELAÇÃO À REGIÃO METROPOLITANA DE SÃO PAULO POR QUANTIL DE RENDA – RM DE BELÉM

**Fonte:** PNAD 1999 – IBGE – estimativas dos autores



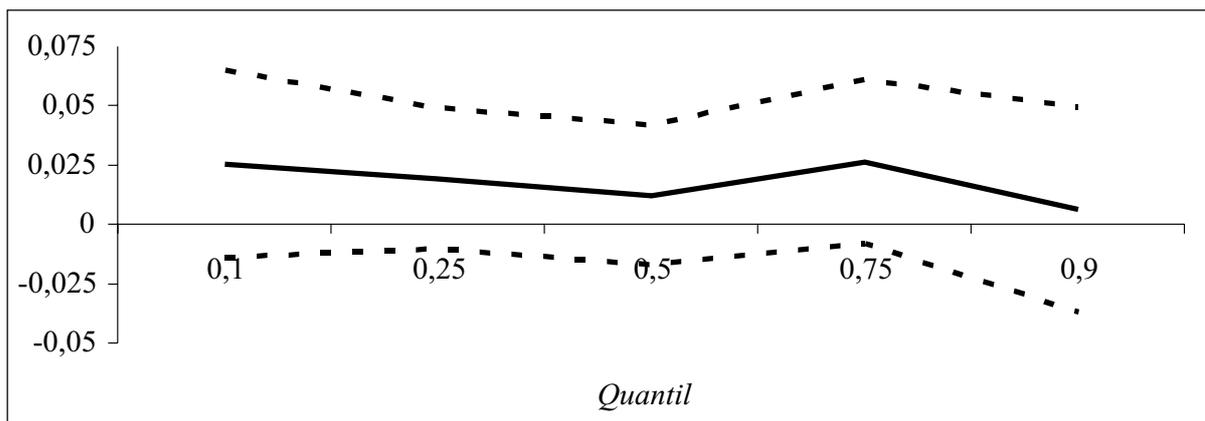
**GRÁFICO 5** – DIFERENCIAL DE RENDA (COEFICIENTE ESTIMADO) EM RELAÇÃO À RM DE SÃO PAULO POR QUANTIL – RM DE B. HORIZONTE

**Fonte:** PNAD 1999 – IBGE – estimativas dos autores



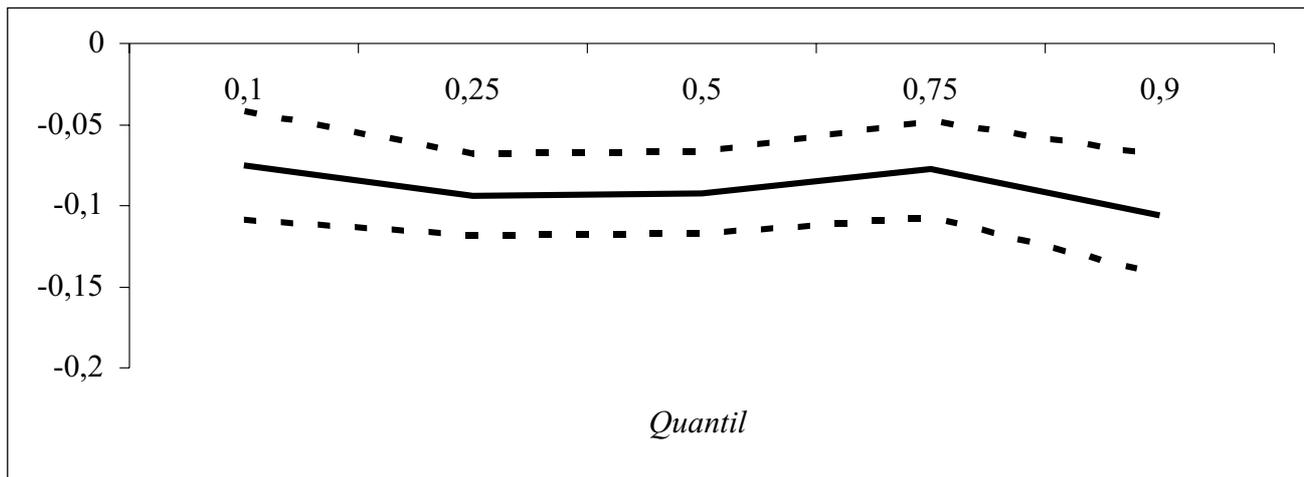
**GRÁFICO 6** – DIFERENCIAL DE RENDA (COEFICIENTE ESTIMADO) EM RELAÇÃO À RM DE SÃO PAULO POR QUANTIL – RM DO RIO DE JANEIRO

**Fonte:** PNAD 1999 – IBGE – estimativas dos autores



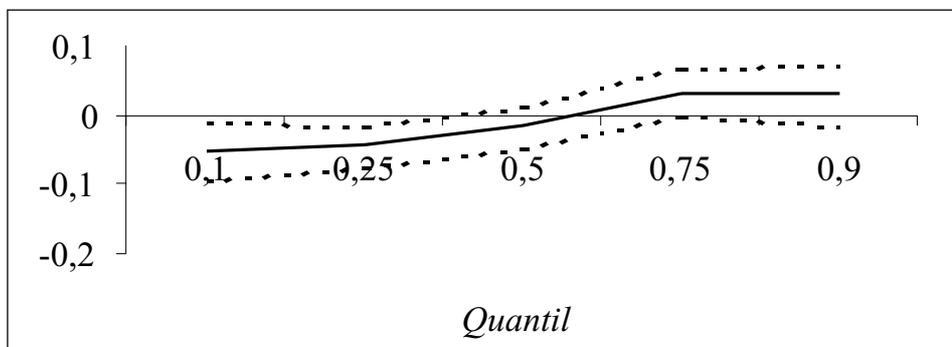
**GRÁFICO 7** – DIFERENCIAL DE RENDA (COEFICIENTE ESTIMADO) EM RELAÇÃO À RM DE SÃO PAULO POR QUANTIL – RM DE CURITIBA

**Fonte:** PNAD 1999 – IBGE – estimativas dos autores



**GRÁFICO 8** – DIFERENCIAL DE RENDA (COEFICIENTE ESTIMADO) EM RELAÇÃO À RM DE SÃO PAULO POR QUANTIL – RM DE PORTO ALEGRE

Fonte: PNAD 1999 – IBGE – estimativas dos autores



**GRÁFICO 9** – DIFERENCIAL DE RENDA (COEFICIENTE ESTIMADO) EM RELAÇÃO À RM DE SÃO PAULO POR QUANTIL – RM DE BRASÍLIA

Fonte: PNAD 1999 – IBGE – estimativas dos autores

Uma série de importantes evidências merecem nota. Considerem-se, primeiro, os resultados para a Região Metropolitana do Norte e Nordeste. As estimativas indicam que, para todos os *quantis* considerados, tais regiões apresentam as maiores defasagens de renda em relação à RM de São Paulo e as maiores variações nos coeficientes de acordo com os *quantis* da distribuição de renda. Ou seja, tais desigualdades apresentam-se significantes tanto para pessoas ocupadas nas faixas de menores rendas, como nas faixas de maiores, e em níveis mais elevados que aqueles observados para as demais metrópoles, não obstante, haver um clara diminuição destas desigualdades regionais quando passa para *quantis* mais elevados da distribuição dos rendimentos do trabalho. Posto de outra forma, as dis-

paridades de renda entre as metrópoles do Norte e Nordeste em relação à RM de São Paulo são mais significativas para os segmentos mais pobres da distribuição de renda, estando os segmentos mais ricos em posição menos desfavorável. Note-se que tais resultados já são obtidos com controles para características pessoais e de ocupação, o que sugere que o problema regional brasileiro afeta, sobretudo, pessoas nas faixas de renda mais baixa da região nordestina.

Três outros comportamentos merecem evidência. A RM de Curitiba é a única que, para todos os *quantis* considerados, não apresenta diferenças de renda significantes em relação à RM de São Paulo. Por sua vez, em bem menor intensidade, os resulta-

dos para o Distrito Federal mimetizam aqueles obtidos para o Nordeste; não sendo significantes, porém, os coeficientes para os *quantis* de renda mais elevados. Por fim, percebe-se o comportamento bastante regular apresentado pelos resultados para a RM do Rio de Janeiro; aqui, não há diferenças significantes entre os coeficientes dos *quantis* considerados da distribuição de renda<sup>10</sup>.

A partir destes coeficientes estimados, a tabela apresentada abaixo fornece as defasagens (ou vantagens) percentuais de renda de todas as RM em relação a RM de São Paulo, permitindo uma melhor ilustração dos comportamentos obtidos acima.

Note-se que, apenas para a RM de Curitiba, as diferenças de renda, com os controles utilizados, deixam de ser significantes para todos os *quantis* da distribuição de renda. Para as RM do Norte e Nordeste, as defasagens de renda, como já observado, mantêm-se elevadas, sobretudo para os *quantis* menores da distribuição de renda. O caso específico da RM do Recife, que apresenta ao longo de todos os *quantis* as maiores defasagens de renda,

evidencia o padrão nordestino: enquanto para o menor *quantil* da distribuição de renda a defasagem de renda em relação à RM de São Paulo, mesmo com controles, fica em torno de 35%, para o *quantil* mais elevado (mais ricos), tal diferencial negativo fica em torno de 27,8%. Ou seja, para as RM nordestinas, há um claro padrão de diminuição da defasagem com a elevação do *quantil* considerado. Perceba-se, também, que o estimador de mínimos quadrados (MQ) subestima as disparidades para os *quantis* mais baixos e superestima para os *quantis* mais altos.

Outra regularidade a destacar, novamente, refere-se à RM do Rio de Janeiro; aqui, além da magnitude de o diferencial de renda em relação à RM de São Paulo manter-se praticamente inalterado para todo os *quantis*, esta não se diferencia de forma significativa daquela observada sem os controles.

Uma percepção mais geral deste quadro, porém mais reveladora, já considera as magnitudes das diferenças conjuntamente; é obtida observando o comportamento destes percentuais no gráfico a seguir.

**TABELA 5**

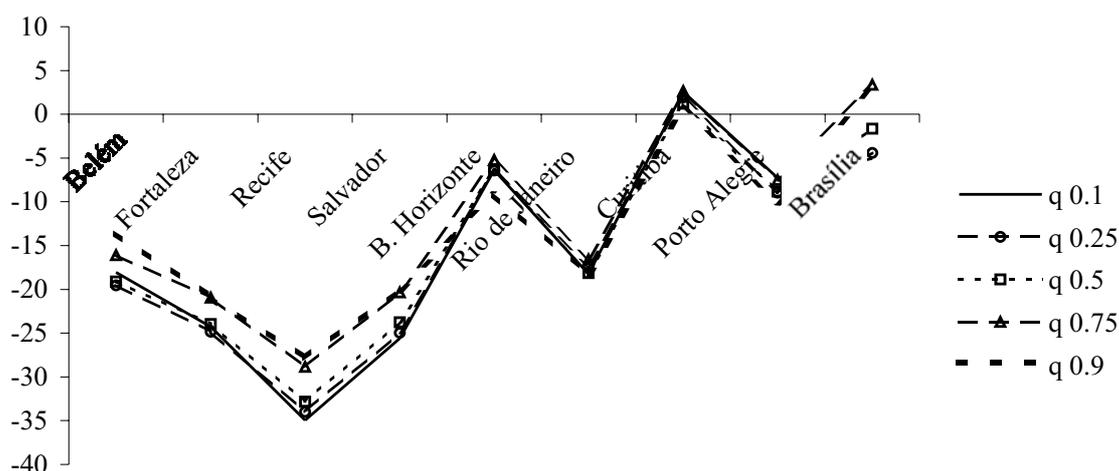
DIFERENÇAS DE RENDA EM RELAÇÃO À REGIÃO METROPOLITANA DE SÃO PAULO (%) – 1999

Regiões Metropolitanas	Sem Controle	MQ	<i>Quantil</i> 0,1	<i>Quantil</i> 0,25	<i>Quantil</i> 0,5	<i>Quantil</i> 0,75	<i>Quantil</i> 0,9
<b>Belém</b>	-36,69	-15,29	-18,04	-19,52	-19,10	-16,10	-13,58
<b>Fortaleza</b>	-47,87	-21,03	-24,28	-24,85	-23,94	-20,95	-20,90
<b>Recife</b>	-41,91	-31,06	-34,94	-33,98	-32,81	-28,84	-27,86
<b>Salvador</b>	-39,51	-21,52	-25,61	-24,94	-23,73	-20,34	-20,00
<b>B. Horizonte</b>	-29,51	-4,84	-6,38	-6,40	-6,33	-5,22	-9,20
<b>Rio de Janeiro</b>	-18,84	-16,34	-18,27	-17,38	-18,13	-16,57	-18,30
<b>Curitiba</b>	-12,08	-8,68	2,57*	1,92*	1,22*	2,65*	0,61*
<b>Porto Alegre</b>	-17,83	1,92*	-7,27	-8,94	-8,81	-7,48	-10,06
<b>Brasília</b>	9,14	1,42*	-5,06	-4,39	-1,63*	3,36*	2,99*

**FONTE:** PNAD 1999 – IBGE – Estimativas dos autores

Obs.: valores ajustados através da relação  $\text{valor \%} = \exp(\text{coef.}) - 1$ . \* indica valor não significativo a 5%.

<sup>10</sup> Este é um interessante resultado que, sem dúvidas, merece maior atenção. Por questão de espaço e prioridade na rota analítica, a evidência, infelizmente, não é explorada neste artigo.



**GRÁFICO 10** – DIFERENCIAIS DE RENDA EM RELAÇÃO À REGIÃO METROPOLITANA DE SÃO PAULO POR QUANTIL (%)

**FONTE:** PNAD 1999 – IBGE – Estimativas dos autores

O gráfico mostra, mais claramente, para os interesses deste trabalho, a mais importante evidência obtida destas primeiras estimativas: as defasagens de renda entre as RM do Nordeste e a RM de São Paulo, as maiores entre as RM do país, apresentam as mais significativas variações por *quantis* da distribuição de renda considerados. Além disto, o sentido destas variações é bem determinado: estas aumentam sensivelmente quando se consideram *quantis* mais baixos da distribuição de renda, ou seja, indivíduos mais pobres. Isto é fundamental na discussão do problema regional brasileiro, pois, se não atinge, necessariamente, todo o pessoal ocu-

pado, a existência de tal problema atinge as faixas de renda mais baixa.

A importância das disparidades regionais para os *quantis* mais baixos da distribuição de renda pode também ser percebida considerando-se as diferentes contribuições das variáveis explicativas observadas nos modelos para as diferenças de rendas. A partir do impacto percentual sobre o desvio-padrão do modelo da não-inclusão de cada grupo de variáveis no modelo, a tabela abaixo apresenta as contribuições de cada grupo destas variáveis e uma ordenação de acordo com sua importância, por *quantil*.

**TABELA 6**  
CONTRIBUIÇÃO MARGINAL DAS VARIÁVEIS SEGUNDO A VARIAÇÃO (%) DO DESVIO-PADRÃO DO MODELO

Variáveis	Quantil 0,1		Quantil 0,5		Quantil 0,9	
	Contrib.	Posição	Contrib.	Posição	Contrib.	Posição
Educação	36,97	1	34,08	1	39,49	1
Posição na Ocupação	14,48	2	13,58	2	9,12	2
Ramo de Atividade	6,11	3	5,88	3	5,49	4
Região	5,30	4	4,63	5	1,93	6
Idade	3,21	5	5,14	4	7,92	3
Raça	3,12	6	3,07	6	3,30	5
Sexo	0,96	7	1,59	7	1,46	7

**FONTE:** PNAD 1999 – IBGE – Estimativas dos autores

Os valores apresentados permitem perceber que, embora não seja o fator mais importante na explicação dos diferenciais de renda para qualquer dos *quantis* considerados<sup>11</sup>, a localização geográfica é relativamente mais importante para o menor *quantil* de renda e relativamente menos importante para o maior *quantil* de renda. Ou seja, embora importe bem menos que sua educação, a Região Metropolitana de residência do indivíduo ocupado importa para explicar suas diferenças de renda com os demais indivíduos do Brasil metropolitano, sobretudo se tal indivíduo pertence às faixas de renda mais baixas da distribuição condicional desta variável no universo considerado.

Mais focado na exposição e exploração do perfil das disparidades, o presente trabalho não investiga em profundidade as possíveis razões das maiores desigualdades regionais associadas aos *quantis* mais baixos da distribuição de renda. Note-se, porém, que, ao menos em parte, tais diferenciais podem estar relacionados com a escassez relativa de qualificação do trabalho das regiões metropolitanas nordestinas, quando comparadas com a Região Metropolitana de São Paulo. Como mostrou Servo (1999), para o ano de 1995, os retornos à escolaridade para a faixa de 12 ou mais anos de educação em relação à faixa de pessoas sem instrução são relativamente maiores para os Estados nordestinos quando comparados com o Estado de São Paulo, o que é consistente com a menor

presença relativa dos mais qualificados nos Estados do Nordeste. Na TABELA 7, são apresentadas as participações relativas de trabalhadores com diferentes níveis de qualificação para a RM de São Paulo e para as RM do Nordeste, confirmando as diferenças relativas.

Todos estes resultados, embora não necessariamente garantam a existência de um problema regional nos termos advogados por Pessoa (2001) e Barros (2002), indicam que é no foco nas faixas de renda mais baixas que devem ser exploradas evidências a este respeito. Um caminho decisivo neste sentido exigiria, por exemplo, a obtenção de evidências sobre os fluxos migratórios inter-regionais e o perfil do migrante, o que poderia apontar a existência de arbitragem locacional e, assim, existência de diferenciais de bem-estar entre indivíduos com características pessoais semelhantes<sup>12</sup>. Embora tais evidências decisivas não sejam perseguidas neste trabalho, evidências sugestivas podem ser obtidas considerando, dentro do universo utilizado, informações derivadas a partir do perfil do migrante das RM do Norte e Nordeste para a RM de São Paulo.

Neste sentido, a TABELA 8 apresenta uma breve caracterização do migrante das RM do Norte e Nordeste para a RM de São Paulo nos quatro anos anteriores a 1999.

**TABELA 7**  
PARTICIPAÇÃO RELATIVA (%) DO PESSOAL OCUPADO POR FAIXAS DE ESCOLARIDADE

Faixas	São Paulo	Fortaleza	Recife	Salvador
Mais de 12 anos de estudos	14,3	8,7	11,4	11,1
Menos de 4 ou 4 anos de estudos	24,1	32,8	27,3	23,5
Sem instrução	4,3	11,3	6,9	5,4

**FONTE:** PNAD 1999 – IBGE – Estimativas dos autores

<sup>11</sup> Um resultado no mesmo sentido que aquele obtido por Servo (1999).

<sup>12</sup> Cançado (1999) fornece evidências sobre migrações inter-regionais para o período 1960-91, confirmando a importância do incentivo econômico para tais movimentos; porém, não é estudado o perfil do migrante.

**TABELA 8**

PERFIL DO MIGRANTE DAS REGIÕES METROPOLITANAS DE BELÉM, FORTALEZA, RECIFE E SALVADOR PARA A REGIÃO METROPOLITANA DE SÃO PAULO NOS 4 ANOS ANTERIORES A 1999.

	<b>Migrante</b>	<b>Universo Metropolitano</b>	<b>Metrópoles do Norte e Nordeste</b>
<b>Idade</b>			
<b>Média (anos)</b>	29,10	35,59	35,31
<b>Mediana (anos)</b>	28,00	35,00	34,00
<b>Até 35 anos (%)</b>	78,00	53,00	54,00
<b>Renda Mensal</b>			
<b>Média (R\$)</b>	421,35	662,49	493,10
<b>Mediana (R\$)</b>	320,00	350,00	250,00
<b>Educação</b>			
<b>Média (anos de estudos)</b>	6,3	8,1	6,9
<b>Mediana (anos de estudos)</b>	5,0	8,0	7,0
<b>Até 4 anos (%)</b>	24,1	24,4	29,5
<b>Até 12 anos (%)</b>	94,8	85,5	97,2
<b>Raça Branca (%)</b>	45,4	54,9	31,3
<b>Sexo Masculino (%)</b>	61,5	58,8	57,8

FONTE: PNAD 1999 – IBGE.

A análise dos números acima requer cautela, já que tais evidências não se referem a migrações líquidas (há apenas um sentido considerado), captam informações apenas para o universo de ocupados e referem-se a movimentos ocorridos antes de 1999. Não obstante, permite apreender informações importantes. Neste sentido, note-se que o migrante do universo considerado é jovem, em sua maior parte tem renda mensal acima da renda mediana das RM do Norte e Nordeste (embora com menor renda média) e não pertence à faixa dos mais qualificados (em torno de 95% têm menos de 12 anos de estudos), estando, em sua maioria, em níveis intermediários de qualificação (4 a 12 anos de estudos).

As tabelas a seguir fornecem informações sobre as disparidades de renda entre as RM do Nordeste e a RM de São Paulo para diferentes grupos de idade e educação por *quantis* da distribuição (condicional) de renda. Deve ser evidente que os

resultados obtidos não permitem um juízo rigoroso sobre a existência de disparidades regionais nos termos postos por Pessoa (2001); contudo, são extremamente informativos sobre o perfil das disparidades regionais de renda entre as RM consideradas, além de apresentar consistência com as informações da tabela acima. Os números apresentados referem-se aos coeficientes das *dummies* para cada RM nordestina (como procedido anteriormente, isto é, com todos os controles para as características pessoais e de ocupação) e revelam uma série de evidências importantes, parte delas comentadas em seguida.

Perceba-se, de início, que as maiores diferenças para todos os grupos de idade e escolaridade são apresentadas pela RM de Recife, resultado que torna bastante robustas suas disparidades em relação à RM de São Paulo, já apontadas. Segundo, para a faixa de escolaridade de 4 a 12 anos, os diferenciais de renda são sempre eleva-

dos, independente do grupo de idade considerado e do *quantil* da distribuição condicional da renda, estando acima do já obtido para todo o universo considerado, o que se apresenta consistente com a escolaridade dos migrantes vista anteriormente. Por sua vez, as maiores disparidades são encontradas para os mais jovens (até 25 anos) e mais velhos (acima de 35 anos) menos instruídos (até 4 anos de estudos), independente do *quantil* da distribuição condicional da renda, embora para os mais

jovens haja um movimento claro de diminuição das diferenças quando se caminha dos *quantis* mais baixos para os mais elevados (movimento semelhante ao já obtido para todo o universo anteriormente)<sup>13</sup>; ou seja, o efeito regional é sobretudo mais importante para o jovem com pouca instrução pertencente aos *quantis* inferiores da distribuição condicional de renda. Do ponto de vista migratório, é sobretudo para estes indivíduos que seriam esperados os maiores fluxos migratórios.

**TABELA 9**  
DIFERENÇAS DE RENDA EM RELAÇÃO À REGIÃO METROPOLITANA DE SÃO PAULO  
(COEFICIENTE ESTIMADO) – 1999 – RM DE FORTALEZA

Grupos de Idade	Faixas de Educação (anos de estudos)	Quantil 0,1	Quantil 0,25	Quantil 0,5	Quantil 0,75	Quantil 0,9
Até 25 anos	Até 4 anos	-0,463 (0,053)	-0,459 (0,050)	-0,344 (0,095)	-0,333 (0,081)	-0,385 (0,090)
	Entre 4 e 12 anos	-0,311 (0,035)	-0,334 (0,035)	-0,320 (0,027)	-0,270 (0,032)	-0,231 (0,037)
	Mais de 12 anos	-0,095 (0,143)	-0,148 (0,071)	-0,147 (0,084)	-0,025 (0,089)	-0,040 (0,137)
Entre 25 e 35 anos	Até 4 anos	-0,185 (0,070)	-0,354 (0,063)	-0,340 (0,070)	-0,341 (0,075)	-0,248 (0,075)
	Entre 4 e 12 anos	-0,314 (0,035)	-0,319 (0,031)	-0,295 (0,027)	-0,277 (0,033)	-0,252 (0,046)
	Mais de 12 anos	-0,130 (0,098)	-0,167 (0,078)	-0,138 (0,057)	-0,158 (,076)	-0,252 (0,046)
Mais de 35 anos	Até 4 anos	-0,315 (0,063)	-0,386 (0,042)	-0,431 (0,039)	-0,462 (0,039)	-0,469 (0,068)
	Entre 4 e 12 anos	-0,314 (0,034)	-0,313 (0,028)	-0,312 (0,024)	-0,286 (0,033)	-0,316 (0,046)
	Mais de 12 anos	-0,192 (0,064)	-0,072 (0,045)	-0,142 (0,044)	-0,043 (0,051)	0,037 (0,054)

**FONTE:** PNAD 1999 – IBGE – Estimativas dos autores

**Obs:** desvio-padrão entre parênteses.

<sup>13</sup> Para a RM de Salvador, por exemplo, o valor 0,550 para o coeficiente dos mais jovens do *quantil* 0,25 indica um diferencial negativo em relação à RM de São Paulo em torno de  $(\exp(-0,55)-1) = 0,42$  ou 42%; já para o *quantil* 0,9, tal diferencial negativo corresponde a 26,5%.

**TABELA 10**  
**DIFERENÇAS DE RENDA EM RELAÇÃO À REGIÃO METROPOLITANA DE SÃO PAULO**  
**(COEFICIENTE ESTIMADO) – 1999 – RM DE RECIFE**

<b>Grupos de Idade</b>	<b>Faixas de Educação (anos de estudos)</b>	<b>Quantil 0,1</b>	<b>Quantil 0,25</b>	<b>Quantil 0,5</b>	<b>Quantil 0,75</b>	<b>Quantil 0,9</b>
Até 25 anos	Até 4 anos	-0,552 (0,049)	-0,543 (0,052)	-0,473 (0,100)	-0,477 (0,086)	-0,458 (0,101)
	Entre 4 e 12 anos	-0,451 (0,034)	-0,449 (0,024)	-0,416 (0,027)	-0,394 (0,032)	-0,343 (0,037)
	Mais de 12 anos	-0,293 (0,141)	-0,247 (0,070)	-0,285 (0,081)	-0,210 (0,086)	-0,180 (0,135)
Entre 25 e 35 anos	Até 4 anos	-0,258 (0,074)	-0,368 (0,066)	-0,394 (0,074)	-0,410 (0,081)	-0,229 (0,079)
	Entre 4 e 12 anos	-0,488 (0,034)	-0,438 (0,030)	-0,423 (0,026)	-0,378 (0,032)	-0,404 (0,045)
	Mais de 12 anos	-0,382 (0,091)	-0,220 (0,070)	-0,181 (0,052)	-0,181 (0,032)	-0,117 (0,070)
Mais de 35 anos	Até 4 anos	-0,499 (0,066)	-0,503 (0,044)	-0,520 (0,041)	-0,509 (0,041)	-0,454 (0,072)
	Entre 4 e 12 anos	-0,465 (0,032)	-0,451 (0,027)	-0,445 (0,023)	-0,392 (0,031)	-0,402 (0,041)
	Mais de 12 anos	-0,328 (0,063)	-0,260 (0,045)	-0,290 (0,043)	-0,184 (0,050)	-0,017 (0,065)

**FONTE:** PNAD 1999 – IBGE – Estimativas dos autores

**Obs:** desvio-padrão entre parênteses.

**TABELA 11**  
**DIFERENÇAS DE RENDA EM RELAÇÃO À REGIÃO METROPOLITANA DE SÃO PAULO**  
**(COEFICIENTE ESTIMADO) – 1999 – RM DE SALVADOR**

<b>Grupos de Idade</b>	<b>Faixas de Educação (anos de estudos)</b>	<b>Quantil 0,1</b>	<b>Quantil 0,25</b>	<b>Quantil 0,5</b>	<b>Quantil 0,75</b>	<b>Quantil 0,9</b>
Até 25 anos	Até 4 anos	-0,556 (0,061)	-0,550 (0,051)	-0,420 (0,097)	-0,362 (0,083)	-0,307 (0,093)
	Entre 4 e 12 anos	-0,392 (0,034)	-0,373 (0,024)	-0,314 (0,026)	-0,329 (0,032)	-0,313 (0,037)
	Mais de 12 anos	-0,293 (0,143)	-0,161 (0,068)	-0,178 (0,078)	-0,176 (0,082)	-0,212 (0,204)
Entre 25 e 35 anos	Até 4 anos	-0,111 (0,076)	-0,293 (0,069)	-0,357 (0,077)	-0,340 (0,083)	0,203 (0,081)
	Entre 4 e 12 anos	-0,302 90,035)	-0,310 (0,031)	0,283 (0,027)	-0,247 (0,033)	0,235 (0,047)
	Mais de 12 anos	-0,131 (0,098)	-0,115 (0,075)	-0,119 (0,056)	-0,097 (0,074)	-0,097 (0,094)
Mais de 35 anos	Até 4 anos	-0,323 (0,068)	-0,355 (0,046)	-0,389 (0,042)	-0,405 (0,042)	-0,383 (0,074)
	Entre 4 e 12 anos	-0,309 (0,034)	-0,322 (0,028)	-0,332 (0,024)	-0,252 (0,033)	-0,244 (0,042)
	Mais de 12 anos	-0,039 (0,065)	0,029 (0,042)	-0,044 (0,045)	0,109 (0,052)	0,135 (0,065)

**FONTE:** PNAD 1999 – IBGE – Estimativas dos autores

**Obs:** desvio-padrão entre parênteses.

Por fim, note-se que nos níveis mais elevados de educação (mais de 12 anos de estudos), as desigualdades diminuem sensivelmente para todos os grupos de idade; com efeito, para alguns *quantis*, nesta faixa educacional, a desigualdade regional de renda desaparece ou mesmo inverte seu sentido<sup>14</sup>. Tal resultado, embora aponte no sentido das evidências obtidas por Miranda et. al. (2002), ou seja, um “prêmio” positivo para as faixas de renda mais altas do Nordeste em relação ao Sudeste com dados da RAIS, mostra que, considerando-se o setor formal e informal conjuntamente, dados da PNAD, as evidências a respeito são muito mais fracas.

## 5 - CONCLUSÕES

O presente trabalho procurou fornecer novas evidências sobre as disparidades regionais de renda no Brasil, explorando um aspecto até então praticamente desprezado nas discussões regionais: as disparidades regionais por faixas de renda. Dada a grande desigualdade interna dos Estados nordestinos, mais pobres, a expectativa era de que, estimada por *quantis* de renda, propriamente definidos, as disparidades apresentassem variâncias marcadas de acordo com os *quantis*.

Os resultados obtidos mostram que, de fato, as disparidades regionais, ao menos quando consideradas as RM do Nordeste e a RM de São Paulo e mesmo com controles para atributos pessoais e de ocupação, variam significativamente de acordo com o *quantil* de renda considerado e em sentido claramente determinado: aumenta quando se caminha das faixas de renda mais altas para mais baixa. Ou seja, as disparidades, embora presentes para todos os *quantis*, estão presentes sobretudo para os indivíduos nas menores faixas de renda. Note-se que o resultado, ao mesmo tempo que fornece uma informação valiosa para políticas regionais, possibi-

litando melhorar seu foco, parece revelar uma impossibilidade de arbitragem locacional plena dos indivíduos situados nas faixas mais baixas de renda, o que pode estar relacionado com os custos desta ou por problemas de informação.

As evidências adicionais obtidas a partir do perfil do migrante regional intermetropolitano também são reveladoras. Estas mostram que as disparidades regionais, mesmo com controles para atributos pessoais e de ocupação, são extremamente elevadas (mais de 40% de defasagem de renda nas RM nordestinas) para os indivíduos com pouca instrução (4 ou menos anos de estudos) e entre os mais jovens (menos de 25 anos) e mais velhos (mais de 35 anos) para todos os *quantis* de renda. Note-se, a este respeito, que os primeiros (jovens) teriam forte incentivo para migração, dado o retorno esperado ao longo do ciclo de vida. Por outro lado, para os mais educados pertencentes aos *quantis* elevados de renda, praticamente, as disparidades desaparecem. Todas estas evidências se revelaram extremamente consistentes com o perfil do migrante regional, sugerindo a existência de um problema regional, mesmo nos termos propostos por Pessoa (1999) e Barros (2000).

## Abstract

By using quantile regression, the article provides evidences about the regional income disparities among brazilian metropolitan regions. The results point out that there are big difference in regional disparities by quantiles of income distribution, with the disparities being higher for lower quantiles (poorer people) and lower for higher quantiles (richer people). By looking at the migrant characteristics, the results also point out that the disparities are stronger for poor younger (under 25 years) and older (above 35 years) with lower levels of education in all quantiles, and tend to disappear for more educated people in higher quantiles of income distribution. These last results are strongly consistent with the migrant personal and occupation characteristics.

<sup>14</sup> Novamente, para a RM de Salvador, há o único “prêmio” (diferencial positivo de renda por morar no Nordeste) em relação à RM de São Paulo: 14,5% no *quantil* 0,9 para os mais velhos e mais educados.

## Key-words:

---

Regional difference, Regional Problem

## REFERÊNCIAS

- AZZONI, C.R. Concentração regional e dispersão das rendas *per capita* estaduais: análise a partir das séries históricas estaduais de PIB, 1939-1995. **Estudos Econômicos**, v.27, n. 3, p. 341-93. 1997.
- \_\_\_\_\_. “Sobre a necessidade da política regional”. In: KON, A. **Unidade e fragmentação**. São Paulo: Perspectiva, 2002.
- AZZONI, C.R., DO CARMO, H. e MENEZES, T. “Índice de custo de vida comparativo para as principais regiões metropolitanas brasileiras: 1981-1999”. **Estudos Econômicos**, v. 30, n.1, jan/mar, p. 1-22. 2000.
- \_\_\_\_\_. e SERVO, L. “**Education, cost of living and regional wage inequality in Brazil**”. São Paulo: Universidade de São Paulo, 2001.(mimeo).
- BARROS, A. H. (2002). “**Is there a regional problem in Brazil?**” Recife: Universidade Federal de Pernambuco, 2002. (mimeo).
- BARROS, R.P., HENRIQUES, R. e MENDONÇA, R. “A desigualdade inaceitável” In: R. Henriques. **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2001.
- BUCHINSKY, M. “Recent advances in quantile regression models: a practical guideline for empirical research”. **Journal of Human Resources**. n. 33, p. 88-126.1998.
- CANÇADO, R.P. “Migrações e convergência no Brasil: 1960-91”. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro, v. 53, n. 2, abr./jun., p. 211-236. 1999.
- HOFFMAN. “Mensuração da desigualdade e da pobreza no Brasil”. In: R. Henriques. **Desigualdade e Pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.
- KOENKER, R. e BASSET, G. “Regression quantiles”. **Econometrica**, n. 46, p. 33-50. 1978.
- KON, A. (2002). **Unidade e fragmentação**. São Paulo: Perspectiva, 2002.
- MIRANDA, R.B. et al. “**Regional difference in Brazil: Is there a regional problem?**”, Brasília: IPEA, 2002. (mimeo).
- PESSOA, S. (2001). “Economia regional, crescimento econômico e desigualdade regional de renda”. **ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA**, 29, *Anais...*Salvador.
- ROCHA, S. Estimação de linhas de indigência e pobreza: opções metodológicas no Brasil. In: R, Henriques. **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2001.
- SERVO, L. “**Diferenciais regionais de salários no Brasil**”. Universidade de São Paulo. 1999. (Tese de Mestrado).
- TURKEY, J. W. “Instead of gauss-markov least squares, What?”. **Applied Statistics**. Amsterdam: North-Holland, 1975.

---

Recebido para publicação em 14.AGO.2003.