

O Perfil das Disparidades Regionais de Renda no Brasil: Evidências a Partir de Regressões Quantílicas para os anos de 1992 e 2001*

1. Introdução

A despeito de alguma controvérsia do comportamento das tendências quanto a elevação das desigualdades regionais brasileiras nos últimos anos, é fato que elas continuam a exibir respeitável magnitude: 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 3 vezes maior que aquela da região Nordeste. É sob este quadro que, depois de uma década de ausência efetiva de políticas nacionais de desenvolvimento regional, o novo governo federal parece iniciar um movimento no sentido de reconstrução de políticas federais de combate às disparidades regionais no país.

Embora sem questionarem a necessidade de critérios ou viés espacial na alocação de recursos públicos, alguns analistas têm questionado a propriedade da utilização de tal cenário de disparidades para caracterização da existência de um problema regional propriamente definido (Pessoa, 1999; Barros, 2002). Segundo Pessoa (1999), 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 levar sua capacidade produtiva.

Os trabalhos empíricos recentes, por seu turno, têm trazido alguma luz à discussão. Segundo estes, a despeito da 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.

Tal situação, em conjunto com o recente movimento do novo governo federal no sentido de uma nova política nacional de desenvolvimento regional, impõe a necessidade do avanço do conhecimento do perfil e das características destas disparidades regionais. Este trabalho pretende contribuir para tal avanço explorando uma dimensão das disparidades regionais de renda no país até aqui ignorada: a caracterização das disparidades regionais por faixas ou *quantis* da distribuição de renda. Tal empreitada revela-se fundamental, aos menos por dois motivos. Primeiro, porque, não obstante sua importância, todos os trabalhos empíricos sobre disparidades regionais até o presente, ao aplicarem o método de estimação de Mínimos Quadrados, fornecem evidências apenas para a média da distribuição (condicional) de renda dos indivíduos considerados, assumindo,

* Os autores, únicos responsáveis por omissões e imprecisões, agradecem os comentários de André Magalhães e Carlos Azzoni a uma versão preliminar deste trabalho.

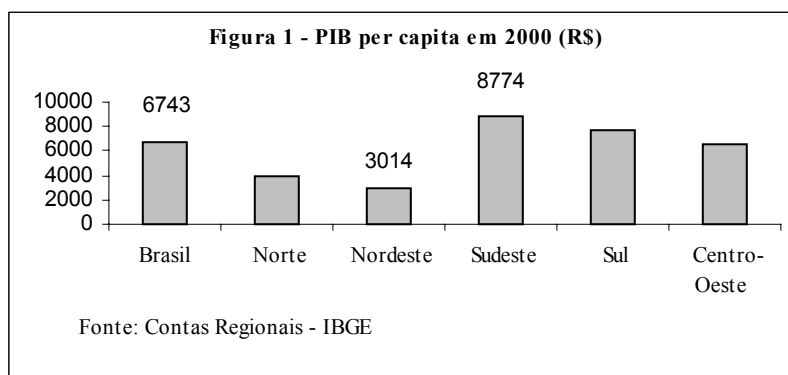
implicitamente, que tais disparidades encontradas podem ser generalizadas para todos as faixas ou *quantis* da distribuição de renda. É possível, porém, por exemplo, que inexista disparidades de renda para indivíduos pertencentes ao *quantis* mais elevados (ricos) da distribuição de renda, sendo o problema das desigualdades regionais de renda esteja concentrado nos indivíduos mais pobres (*quantis* menores). Segundo, porque o conhecimento do perfil das disparidades de regionais por faixas e *quantis* de renda pode permitir maior consequência e eficácia nas políticas nacionais de combate às disparidades regionais.

Assim, através da utilização de regressões quantílicas, este trabalho procura fornecer novas evidências sobre as disparidades regionais de renda explorando, de forma pioneira, tais evidências para diferentes faixas ou *quantis* da distribuição condicional de renda para os anos de 1992 e 2001. Em complemento a tal empreitada, e reconhecendo que as disparidades econômicas e sociais regionais também podem se expressar por outras variáveis, que não a renda, importantes para o bem-estar dos indivíduos, o trabalho fornece uma caracterização das disparidades regionais brasileiras, por faixas de renda, a partir de indicadores de infra-estrutura domiciliar por faixas da distribuição de renda.

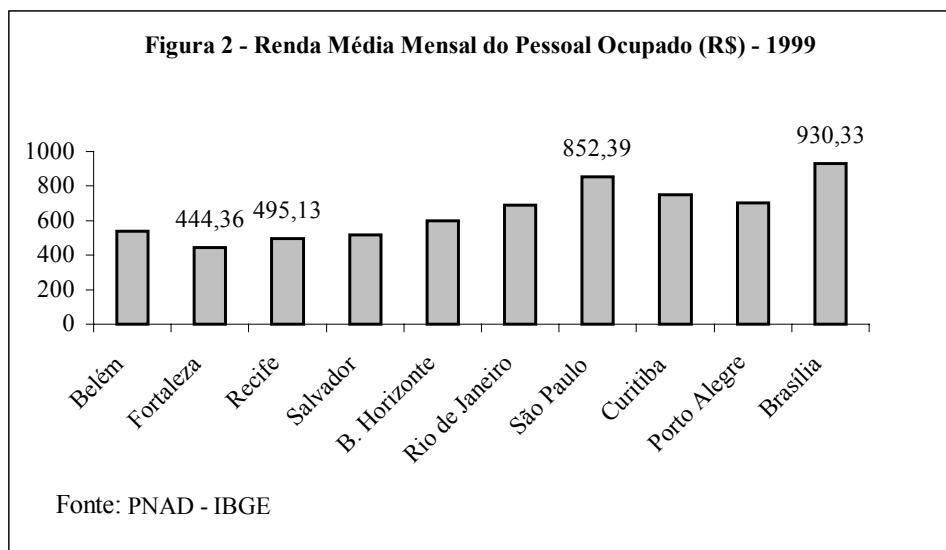
Além desta seção, o trabalho foi organizado em mais cinco seções. Na próxima, são fornecidas algumas evidências recentes sobre as disparidades regionais de renda no Brasil. Na seção 3 a noção de regressão quantílica é formalizada e suas características são ressaltadas. Na seção seguinte, são apresentados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

2. Desigualdade Regional: Um Quadro Atual

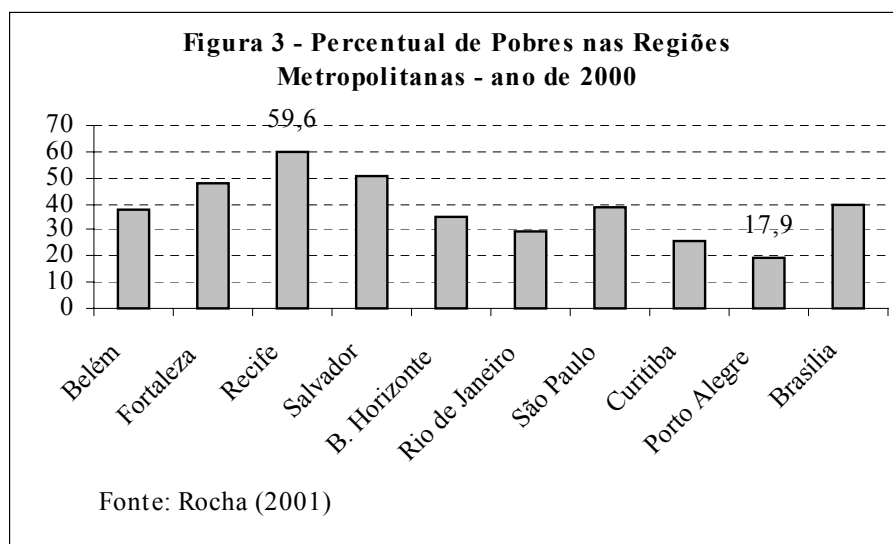
Os níveis e padrão de evolução das disparidades de renda entre as regiões e estados brasileiros são bem conhecidas¹. As duas figuras iniciais a seguir oferecem um quadro atual destas disparidades para duas dimensões distintas de agregação geográficas, macro-regiões e regiões metropolitanas.



¹ 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).



As evidências permitem perceber a, ainda considerável, magnitude das disparidades: a região Nordeste apresenta um PIB *per capita* correspondente apenas a menos da metade do PIB *per capita* nacional (44,7%) e quase um terço daquele da região Sudeste (34,3%). Por seu turno, entre as regiões metropolitanas (RMs) do país, os diferenciais se mantêm elevados: para Fortaleza, a renda do pessoal ocupado corresponde apenas a 52% e 47,7%, respectivamente, das rendas do pessoal ocupado das RMs de São Paulo e Brasília. Ressalte-se que tais disparidades relativas são acompanhadas de uma também marcante distribuição espacial da pobreza no país. Como mostra a figura a seguir, as disparidades quanto aos níveis de pobreza não são menos significativos².



² Pode-se enfatizar ainda mais a precariedade da situação Nordestina; de fato, como mostra Rocha (2001), a pobreza na região é não apenas maior, como também mais intensa. Ou seja, os pobres no NE são em maior número e estão mais distantes da linha de pobreza.

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 recursos³. Recentemente, porém, alguns analistas têm apontado a insuficiência destas evidências para a existência de um problema regional propriamente dito no Brasil (Pessoa, 1999; 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), decorrentes, 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, haveriam 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 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 a 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 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 (1999) e Barros

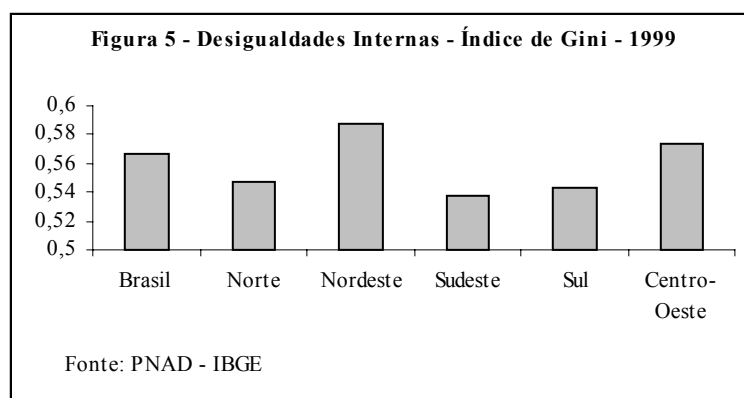
³ Para um discussão recente sobre a necessidade de políticas regionais no Brasil, ver Azzoni (2002).

(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, inexistiriam os incentivos para tais movimentos.

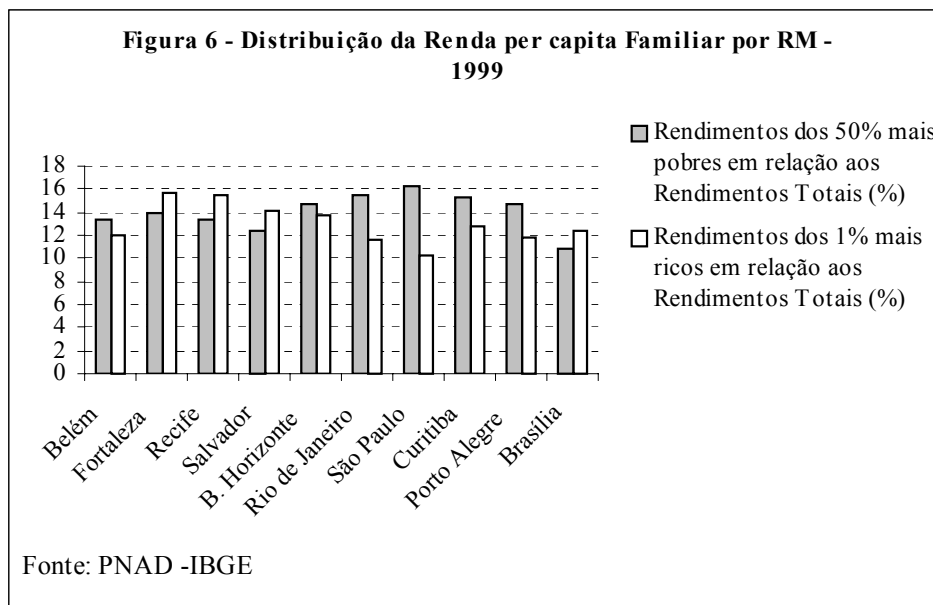
Embora apresente evidências sugestivas a este respeito, o trabalho desenvolvido neste artigo procura intensificar a busca de informações a partir da distribuição de renda do trabalho dos indivíduos das regiões metropolitanas do país explorando um aspecto fundamental, curiosamente pouco ressaltado nestas 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, inexistam 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 renda⁴. A suposição, assumida sem maior exame, era de que, 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.

As evidências apresentadas nas figuras a seguir, com efeito, apontam para uma situação de maiores disparidades internas de renda para as regiões mais pobres, ao menos, sugerindo uma possível relação entre as disparidades inter-regionais e intra-regionais.



⁴ Uma exceção importante é o trabalho de Miranda et al. (2002), comentado adiante.



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 das 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 considerados 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 para os anos de 1992 e 2001, 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). Além disto, considerando os dois referidos anos, o trabalho fornece evidências, também de forma pioneira, sobre possíveis movimentos de convergência por *quantis* da distribuição de renda. Tais exercícios trazem 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 associe 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 distribuição condicional da variável dependente. Tal investigação permite, assim, explorar uma maior quantidade de informação estatística presente nos dados, sobretudo importante em situações em que o comportamento médio é pouco representativo.

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 θ -ésimo *quantil* de y é definido como:

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

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

$$y_i = x_i\beta + \mu_i,$$

onde β 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:

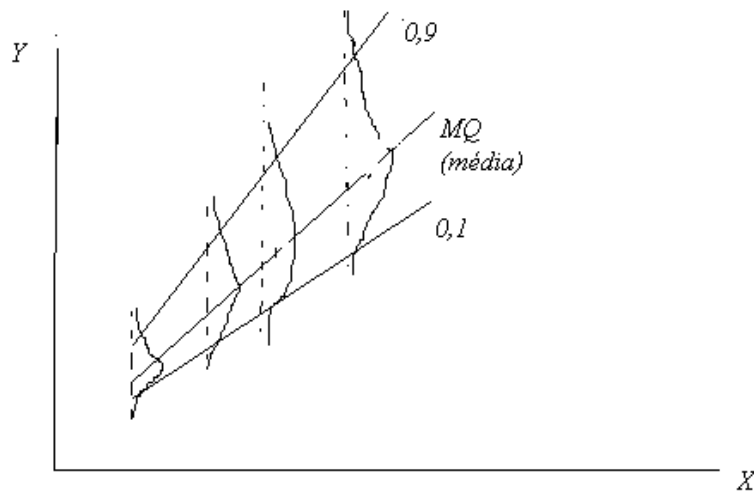
$$Pr(y_i \leq y / x_i) = F_{\mu_o}(y - x_i\beta_\theta / x_i) \quad , \quad i = 1, \dots, n. \quad ,$$

que permite escrever a chamada função quantílica:

$$Q_\theta(y_i / x_i) = x_i\beta_\theta + F_\mu^{-1}(\theta).$$

A figura abaixo fornece uma ilustração dos ajustes aos dados pretendidos com uso de estimações por *quantis*, em contraste com a regressão estimada por Mínimos Quadrados (M.Q), que apenas explora ajustes, e assim informações, para a média da distribuição.

Figura 7 - A Informação das Regressões Quantílicas



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

$$\min \frac{1}{n} \sum_{i: y_i \geq x_i \beta} \theta |y_i - x_i \beta| + \sum_{i: y_i < x_i \beta} (1 - \theta) |y_i - x_i \beta| = \min \frac{1}{\beta} \sum_{i=1}^n \rho_\theta(y_i - x_i \beta)$$

onde ρ é a função *check* definida por:

$$\rho_\theta(z) = \begin{cases} \theta z, & z \geq 0 \\ (\theta - 1)z, & z < 0 \end{cases}$$

Note-se que diferentemente da minimização de quadrados, aqui há minimização de valores absolutos. O modelo especifica a função *quantil* condicional da variável dependente y , dada a matriz de regressores X como:

$$Q_y(\theta|X) = X\beta(\theta) \quad \theta \in [0,1]$$

Como argumenta Buchinsky (1998), a regressão quantílica⁵ 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;

⁵ A regressão de mínima soma de erros absolutos L_1 é um importante caso particular deste método. Para mais detalhes ver Koenker e Basset (1982), Buchinsky (1997), Koenker e Machado (1999) e Koenker e Hallock (2001).

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) a distribuição dos erros, F_ε tem densidade contínua e estritamente positiva, f_ε , para todo z , tal que $0 < F_\varepsilon(z) < 1$.

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

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

$$\sqrt{n}(\hat{\beta}(\theta) - \beta(\theta)) \xrightarrow{d} N(0, \Lambda_\theta)$$

onde $\Lambda_\theta = \frac{\theta(1-\theta)}{f_\varepsilon^2(F_\varepsilon^{-1}(\theta))} D^{-1}$

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

$$s(\theta) = [f_\varepsilon(F_\varepsilon^{-1}(\theta))]^{-1}$$

usualmente chamada de função “sparsity”⁶

Para erros não i.i.d, o limite da matriz de covariância assume a forma do “Huber Sandwich”(ver Koenker e Portnoy, 2000):

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

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

e $H_n(\theta) = \lim_{n \rightarrow \infty} n^{-1} \sum_{i=1}^n x_i x_i' f_i(\xi_i(\theta))$

⁶ O termo “função sparsity” foi criado por Tukey (1975).

onde $f_i(\xi_i(\theta))$ é a densidade condicional da variável resposta y_i avaliada no θ -ésimo quantil condicional. No caso i.i.d. as funções $f_i(\xi_i(\theta))$ são idênticas e o “Huber Sandwich” se iguala à expressão Λ_θ 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 micro dados da PNAD, anos de 1992 (41.882 observações) e 2001 (51.162 observações), e dizem respeito à renda do trabalho principal do pessoal ocupado de 18 a 65 anos, com no mínimo 20 horas de trabalho semanais.

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 9 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)⁷. Uma representação condensada do modelo semi-logarítmico a ser estimado por *quantis* é dado pela equação abaixo.

$$Q_y(\theta|X) + \mu = \ln(Yh) = \alpha_\theta + DR\beta_\theta + DP\phi_\theta + DE\gamma_\theta + \mu,$$

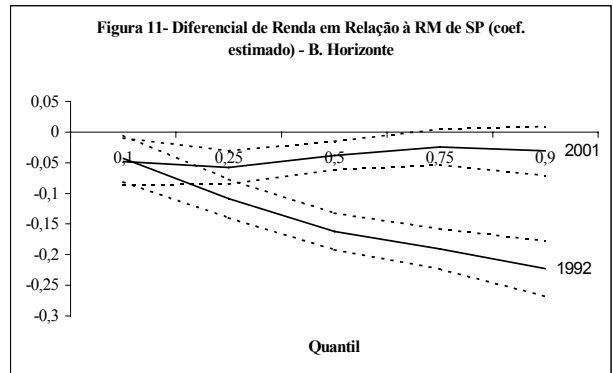
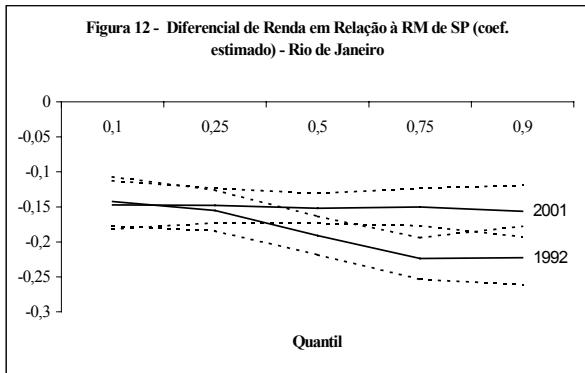
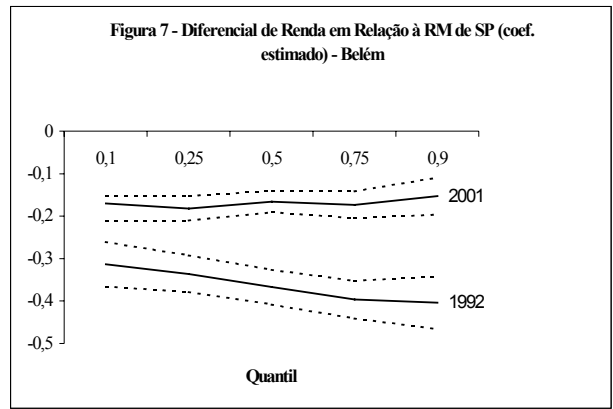
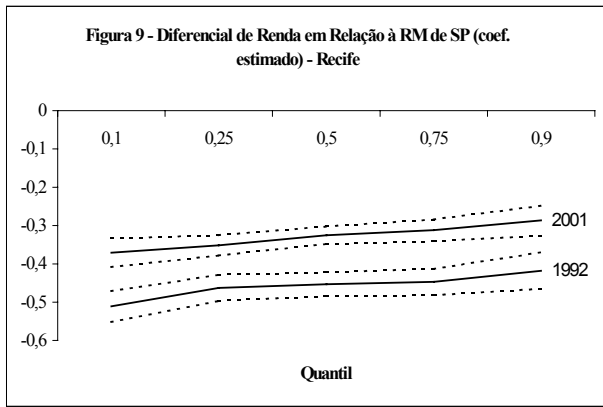
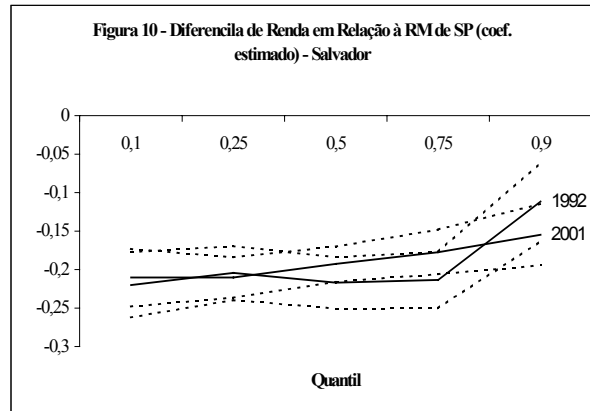
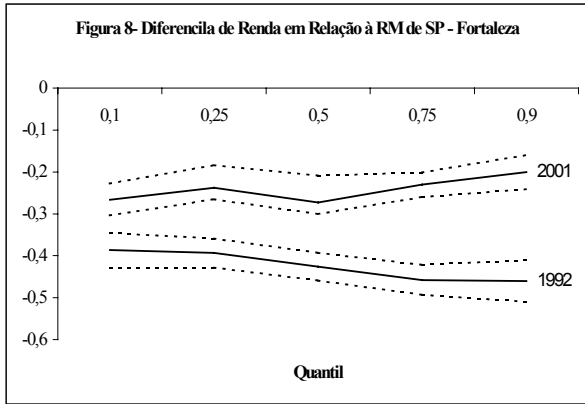
onde α , β , ϕ e γ são vetores de parâmetros a serem estimados para cada *quantil* θ de renda considerado (especificamente, 0,1, 0,25, 0,5, 0,75 e 0,9). Os programas STATA e S-plus são utilizados em todas as estimativas.

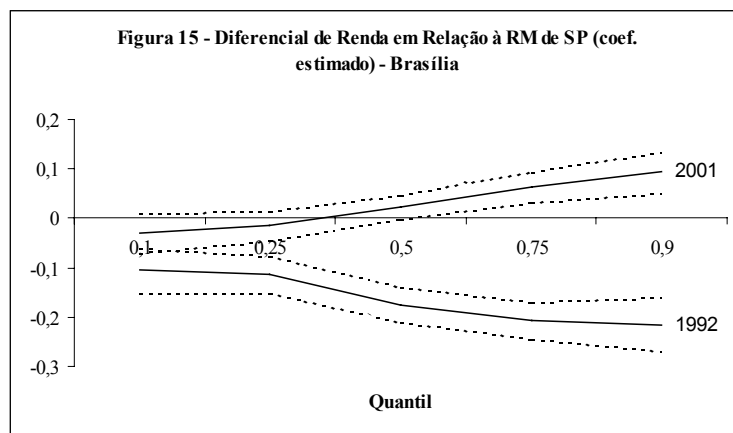
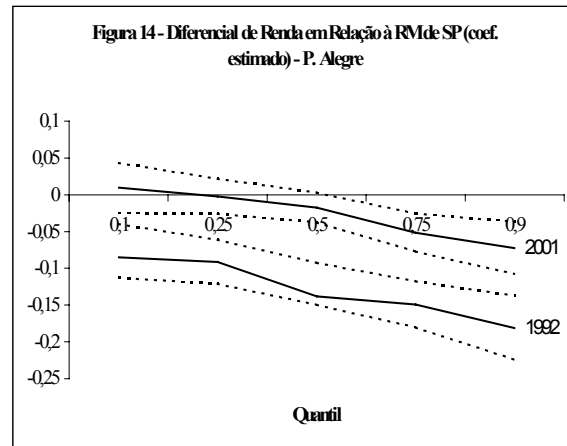
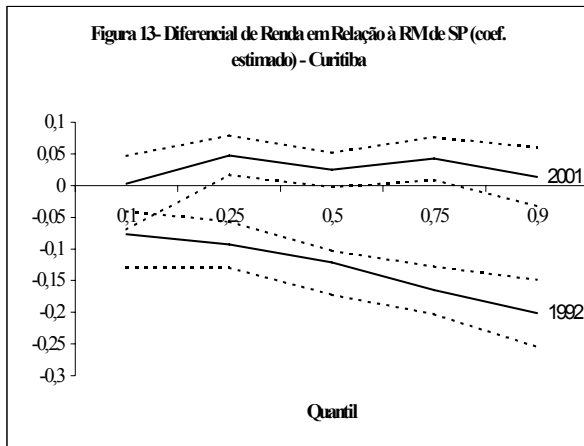
Neste trabalho, toda atenção e análise é centrada nos resultados para o vetor de coeficientes β^8 . À luz das evidências sobre os níveis de desigualdades intra-regionais, a expectativa é de possíveis efeitos regionais distintos sobre a renda (valores de β), de acordo com o *quantil* de renda considerado.

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 e da evolução destas disparidades nos anos recentes. Os gráficos mostram, para cada RM, os coeficientes estimados (com os intervalos de confiança de 95%, tracejado) das *dummies* regionais de renda em relação à RM de São Paulo por *quantil* de renda nos dois anos considerados.

⁷ Agradecemos Tatiane Menezes pela gentileza no fornecimento imediato dos índices.

⁸ Para um interesse maior nos valores para demais coeficientes para o Brasil metropolitana, ver, por exemplo, Servo (1999).





Uma série de importantes evidências merecem nota. Considere-se, primeiro, note-se que, de forma geral, para todos os *quantis*, as disparidades para os dois anos, as disparidades são maiores para as RMs do NE. O comportamento das disparidades ao longo do tempo por *quantis* da distribuição de renda também é bem caracterizado. As evidências apontam, de forma geral, para uma diminuição das disparidade entre ao anos de 1992 e 2001 (tendência à convergência em relação à RM de SP), embora a RM de Salvador destoe um pouco deste comportamento. Tais evidências são consistentes com os movimentos de migração em direção às regiões mais ricas observadas para os anos 90 por Cançado (1999). Essa tendência geral, porém, deve ser qualificada: é maior para as demais RMs do Sul e Sudeste (note-se o comportamento para Curitiba) e menor para as RMs do NE.

As evidências obtidas para os *quantis* mostram, além disto, a importância dos instrumento utilizado. Exceto para as RMs do Rio de Janeiro, B. Horizonte e Curitiba e apenas para o ano 2001, os coeficientes das *dummies* regionais variam significativamente e significativamente entre os *quantis* considerados. Há, a este respeito, um padrão geral de comportamento: enquanto para o ano de 1992 as desigualdades apresentam-se maiores para os *quantis* mais elevados (mais ricos), para o ano de 2001 as disparidades são mais elevadas para os *quantis* mais baixos da distribuição de renda (mais pobres). Tal comportamento, novamente, parece consistente com as maiores possibilidades de migração dos indivíduos

situados nas faixas mais elevadas de renda, embora as RMs de P. Alegre e Recife mantenham, respectivamente, a primeira e segunda tendências para os dois anos.

Há, em verdade, uma série de evidências que requerem maior aprofundamento e exploração; em acordo com os objetivos deste trabalho⁹, todavia, o foco é direcionado para o problema regional brasileiro, caracterizado na seção 2, ou seja, para as disparidades das RMs do NE em relação à RM de SP.

Neste sentido, já foi apontado que embora entre os anos considerados as disparidades regionais tenham diminuído, são as RMs do NE que apresentam os menores movimentos nesta tendência. Além disso, quando o foco centrado no ano de 2001, 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 de renda, como nas faixas de maiores, e em níveis mais elevados que aqueles observados para demais metrópoles, não obstante, há uma clara diminuição destas desigualdades regionais quando passa para *quantis* mais elevados da distribuição dos rendimentos do trabalho¹⁰. Posto de outra forma, as disparidades 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.

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

Tabela 1 - Diferenças de Renda em relação à Região Metropolitana de São Paulo (%) - 2001

Regiões Metropolitanas	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
Belém	-15,06	-15,62	-16,62	-15,27	-15,93	-14,14
Fortaleza	-20,19	-23,37	-21,18	-20,76	-20,57	-18,14
Recife	-27,91	-31,02	-29,68	-27,76	-26,83	-24,95
Salvador	-16,38	-18,98	-18,97	-17,55	-16,24	-14,33
B. Horizonte	-3,03	-4,67	-5,63	-3,77	-2,40	-3,03
Rio de Janeiro	-13,75	-13,71	-13,77	-14,12	-13,95	-14,45
Curitiba	1,92	0,29	4,87	2,49	4,33	1,36
Porto Alegre	-4,34	0,94	-0,23	-1,75	-5,05	-7,03
Brasília	5,30	-2,86	-1,50	2,37	6,52	9,78

Obs.: valores ajustados através da relação $\text{valor}\% = \exp(\text{coef.}) - 1$. N. de observações = 51.162

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 RMs do Norte e Nordeste, as defasagens de renda, como já observado, mantêm-se elevadas,

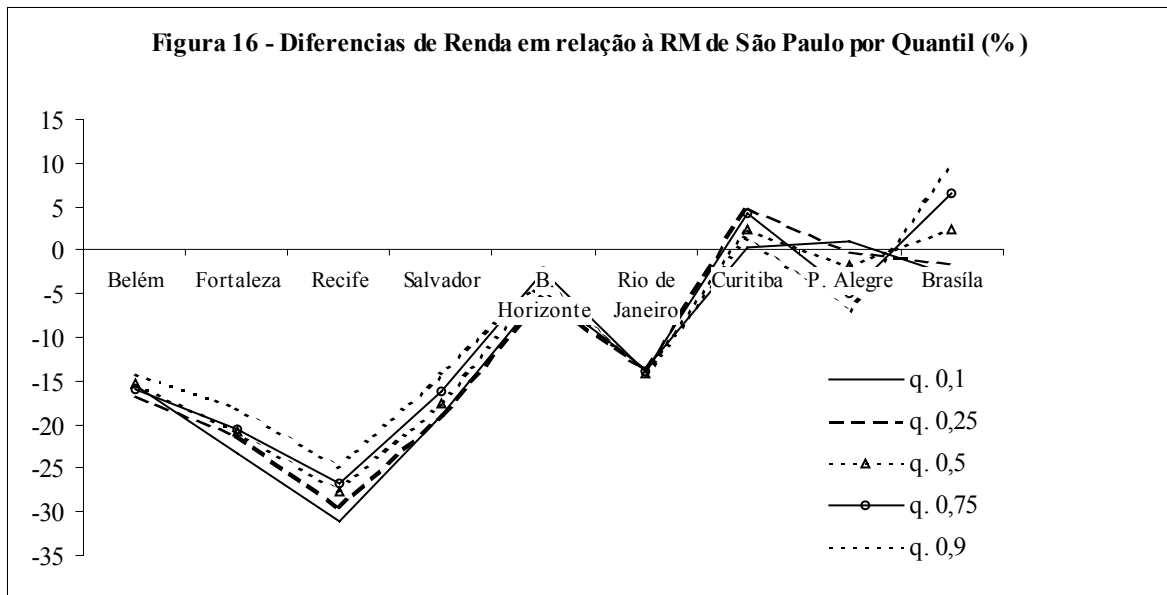
⁹ Por exemplo, os casos das RMs do R. de Janeiro e de Curitiba revelam-se extremamente interessantes. Para a RM do Rio, em 2001, não há diferenças significantes entre os coeficientes por *quantis*. Para Curitiba, embora as disparidades em relação à RM de SP fossem significantes em 1992, estas somem em 2001.

¹⁰ As hipóteses de igualdade entre os coeficientes dos *quantis* 0,1 e 0,9 são rejeitadas para todas as RMs nordestinas ao nível de significância de 5%.

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 31%, para o *quantil* mais elevado (mais ricos) tal diferencial negativo fica em torno de 24,9. Ou seja, para as RMs 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 do diferencial de renda em relação à RM de São Paulo manter-se praticamente inalterada para todos 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 na figura abaixo.



A figura evidencia, mais claramente, para os interesses deste trabalho, uma evidência extremamente relevante: as defasagens de renda entre as RMs do Nordeste e a RM de São Paulo, as maiores entre as RMs 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 ocupado, 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 consideradas no 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 2 - Contribuição Marginal das Variáveis Segundo a Variação (%) do Desvio-padrão do Modelo

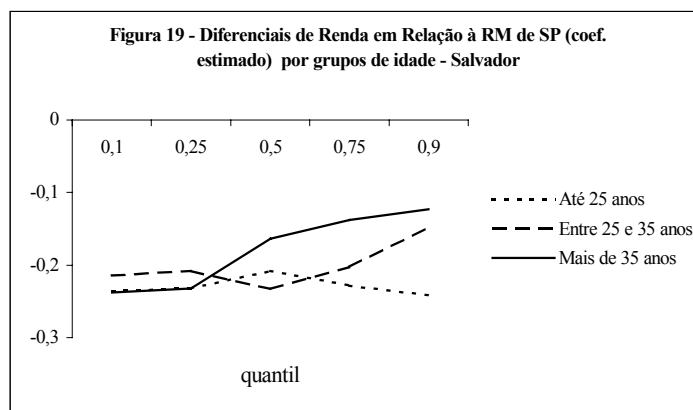
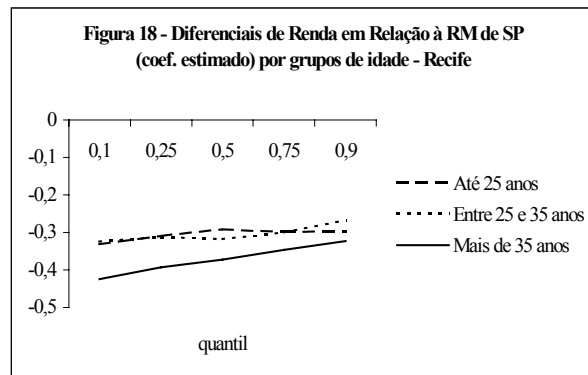
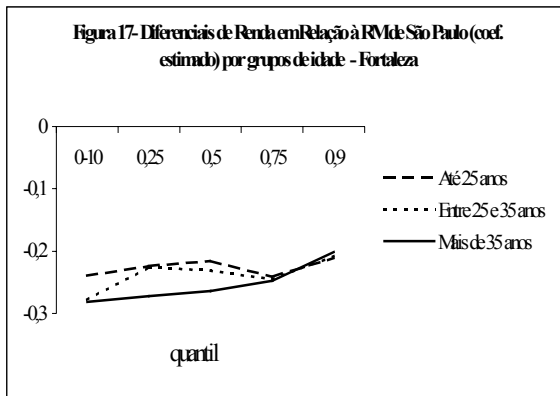
Variáveis	<i>Quantil</i> 0,1		<i>Quantil</i> 0,5		<i>Quantil</i> 0,9	
	Contrib.	Posição	Contrib.	Posição	Contrib.	Posição
Educação	34,87	1	33,08	1	38,59	1
Posição na Ocupação	13,58	2	12,76	2	10,12	2
Ramo de Atividade	7,11	3	6,98	3	5,40	4
Região	5,90	4	4,72	5	1,91	6
Idade	3,01	5	5,12	4	7,99	3
Raça	2,99	6	3,09	6	3,35	5
Sexo	0,86	7	1,50	7	1,48	7

Os valores apresentados permitem perceber que, embora não seja o fator mais importante na explicação dos diferenciais de renda para qualquer dos *quantis* considerados¹¹, a localização geográfica é relativamente mais importante para o menor *quantil* de renda e relativamente menos importante para o maior *quantil* de renda considerado. 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 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 e as diferentes possibilidades e motivações para migração inter-regional dos indivíduos. 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 a faixa de pessoas sem instrução é relativamente maior 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.

Aqui, são exploradas possíveis influências do ciclo de vida dos indivíduos e das diferentes motivações para migração associadas nos resultados obtido a partir de evidências sobre as disparidades regionais para diferentes grupos de idade para as três RMs do NE. As figuras abaixo consideram estimações da regressão quantílicas para três grupos de idade: até 25 anos, entre 25 e 35 anos e mais de 35 anos.

¹¹ Um resultado no mesmo sentido que daquele obtido por Servo (1999).



As evidências acima permitem perceber que, de forma geral, as disparidades são mais elevadas para os maiores de 35 anos (mais velhos) e que, para este grupo, o comportamento por *quantil* é semelhante ao já obtido para toda a amostra (as disparidades são mais elevadas para mais pobres). Note-se também que, exceto para a RM de Salvador no quantis mais elevados, não há diferenças significativas, nem nos níveis, nem na dinâmica das disparidades entre os dois grupos mais jovens. Tais evidências são consistentes com o fato de que as disparidades inter-regionais de qualificação, hoje, tendem a ser menores entre os mais jovens, com a maior motivação para migração dos mais jovens¹² e com a maior integração do mercado de trabalho nacional. Além disto, têm forte implicações no que tange as políticas públicas de combate às disparidades regionais: tais políticas, em sua dimensão individual, não deve ser universalizada, devendo-se focar nos mais pobres e mais velhos.

5. Disparidades Regionais: Outros Indicadores

As evidências obtidas acima mostraram que as disparidades regionais no Brasil estão sobretudo presentes nos *quantis* inferiores da distribuição de renda (mais pobres); desta forma, a existência de um problema regional nos moldes de Pessoa (1992) e Barros

¹² De acordo com os micro dados da PNAD, a idade média do migrante das RMs do NE para RM de SP nos 4 anos anteriores a 2001 gira em torno de 28 anos.

(2002) exigira a existência de maiores diferenciais de amenidades regionais para os mais pobres, maiores dificuldades de migração e ou menores dificuldades de amparo social nas regiões de origem para tais indivíduos¹³. Enquanto que a primeira exigência tem verificação empírica extremamente duvidosa, as expectativas sobre os outros dois pontos parecem mais favoráveis. A partir de evidências sobre as disponibilidades domiciliar de serviços de infraestrutura por faixas de renda, porém, é possível colocar o problema regional brasileiro de forma ainda mais perversa, criando dificuldades adicionais para argumentação destes autores.

Neste sentido, a tabela abaixo apresenta as rendas médias para cinco faixas de renda das RMs nordestina e da RM de SP, faixas para as quais foram observadas os diferenciais regionais de disponibilidade de infra-estrutura, apresentados mais adiante.

Tabela 3 - Renda Domiciliar *per capita* Média (R\$) - 2001

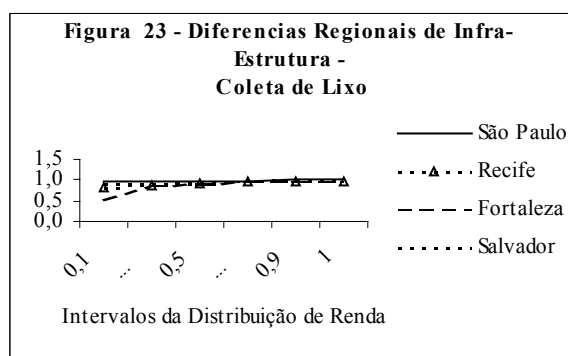
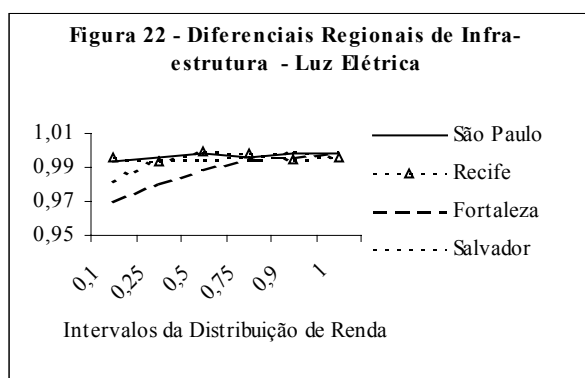
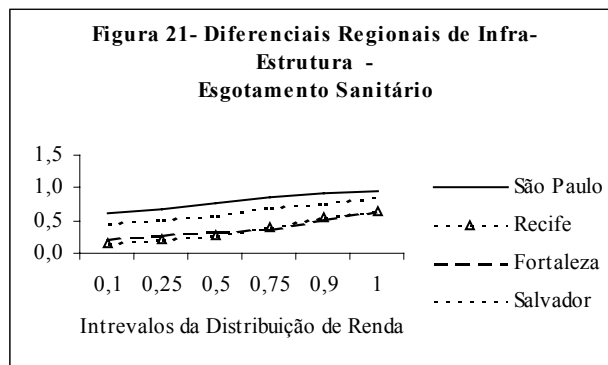
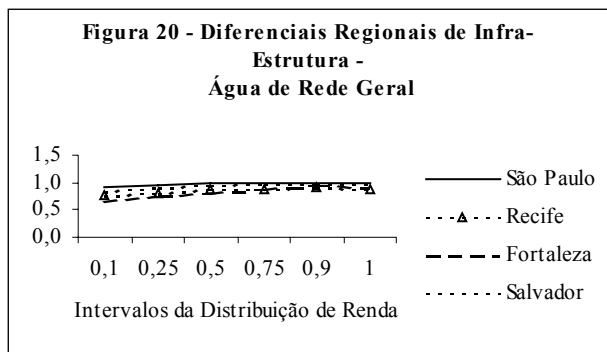
RM	Intervalos da Distribuição da Renda Domiciliar <i>per capita</i>					
	0-10% (R\$ 0,00 - R\$ 63,80)	10-25% (R\$ 63,80 - R\$ 125,00)	25-50% (R\$ 125,00 - R\$ 249,75)	50-75% (R\$ 249,75 - R\$ 512,50)	75-90% (R\$ 512,50 - R\$ 1105,00)	90-100% (acima de R\$ 1105,00)
Fortaleza	37,81 (19,48)	91,61 (17,34)	177,48 (33,97)	354,52 (77,62)	748,86 (172,05)	2291,31 (1477,50)
Recife	36,93 (20,09)	93,68 (17,33)	176,41 (33,27)	354,36 (78,93)	749,75 (172,07)	2189,58 (1334,48)
Salvador	35,29 (21,78)	94,17 (17,87)	175,30 (33,36)	357,15 (75,15)	732,16 (163,4)	2481,46 (2743,18)
São Paulo	26,38 (24,57)	97,89 (17,25)	180,30 (33,97)	358,39 (76,82)	742,19 (164,46)	2362,54 (2042,15)

Fonte: PNAD 2001. Desvio-padrão entre parênteses.

Ressalte-se que a aparente ausência de disparidade regional é explicada pelo menor número de domicílios nos intervalos inferiores da distribuição de renda e maior número de domicílios nos intervalos superiores da distribuição de renda na RM de SP. Especificamente, para a mais baixa faixa de renda, o número de domicílios da RM de SP corresponde a apenas 9% do total, enquanto que tal percentual para a RM do Recife é de 18,04%; já para o intervalo da distribuição da renda domiciliar per capita de rendas mais elevadas, na RM de SP estão 17,6% dos domicílios, e na RM do Recife apenas 6,7% destes.

A partir participação dos domicílios com disponibilidades do serviço no número total de domicílios em cada RM, apresentada em termos de frequência do total (100% correspondendo à unidade), as figuras abaixo apresentam as disponibilidades de infraestrutura para cada faixa de renda *per capita* domiciliar.

¹³ Ou seja, melhores condições de vida com menores renda, por exemplo, por maior proximidades dos familiares. Os autores agradecem a Carlos Azzoni sugestões a respeito deste último ponto.



Apesar de certa endogeneidade com respeito à renda, há indivisibilidades na provisão e prestação de tais serviços, o que garante informações adicionais sobre as disparidades regionais a partir das figuras acima. E, a este respeito, estas são contundentes. Exceto para esgotamento sanitário, diferenciais regionais significativos na provisão ou disponibilidade dos serviços são encontradas apenas para os domicílios nas faixas de renda *per capita* mais baixas (mais pobres). Ou seja, além de maiores disparidades regionais de renda para os *quantis* mais baixo da distribuição condicional de renda obtidas nas seções anteriores, as maiores disparidades regionais de serviços de infra-estrutura domiciliar encontram-se nas faixas de menores renda *per capita* domiciliar da distribuição de renda *per capita* domiciliar não condicionada¹⁴. Tais evidências, se por um lado, em certo sentido, enfraquecem o argumento do foco individual de Pessoa (1999) e Barros (2002), por outro, ressaltam a importância do melhor foco mesmo para a política pública de infra-estrutura física, sendo desfavoráveis a políticas generalizadas de subsídios aos capital.

6. Conclusões

O presente trabalho procurou fornecer novas evidências sobre as disparidades regionais de renda no Brasil explorando um aspecto até então praticamente desprezado nas

¹⁴ Deve estar claro que, embora os resultados refiram-se a distribuições diferentes, em ambos os casos, as desigualdades aparecem mais severas para os mais pobres.

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, a despeito da diminuição das disparidades das RMs em relação à RM de São Paulo de 1992 a 2001, de fato as disparidades regionais, aos menos quando consideradas as RMs 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 e aparecem com maior destaque para pessoas acima de 35 anos. Note-se que o resultado, ao mesmo tempo que fornece uma informação valiosa para políticas regionais, possibilitando 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 de faixas de renda per capita domiciliar, mostram um reforço do padrão de disparidade acima observado: as disparidades regionais de serviços de infra-estrutura estão presentes sobretudo nas faixas de renda mais baixas.

Todas estas evidências se revelarem 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), e colocam em dúvida a eficácia das políticas nacionais de desenvolvimento regional que apenas subsidiam o capital.

Bibliografia

- AZZONI, C.R. (1997). 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, pp. 341-93.
- AZZONI, C.R., DO CARMO, H. e MENEZES, T. (2000). "Índice de Custo de Vida Comparativo para as Principais Regiões Metropolitanas Brasileiras: 1981-1999", *Estudos Econômicos*, vol. 30, n.1, jan/mar, p. 1-22.
- AZZONI, C.R. e SERVO, L. (2002). "Education, cost of living and regional wage inequality in Brazil", Universidade de São Paulo, mimeo.
- BARROS, A. H. (2002). "Is there a regional problem in Brazil? " Universidade Federal de Pernambuco, mimeo.
- BARROS, R.P., HENRIQUES, R. e MENDONÇA, R. (2001). " A desigualdade inaceitável" In Henriques, R. Desigualdade e Pobreza no Brasil, IPEA, Rio de Janeiro.
- BUCHINSKY, M. (1998). "Recent advances in quantile regression models - A practical guideline for empirical research", *Journal of Human Resources*, 33, p. 88-126.

- CANÇADO, R.P. (1999). " Migrações e Convergência no Brasil: 1960-91", *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, 53(2), abr/jun, p.211-236.
- KOENKER, R. e BASSET, G. (1978). "Regresion quantiles", *Econometrica*, 46, p.33-50.
- KON, A. (2002). Espaço e Fragmentação. Nova Fronteira, São Paulo, 2002.
- MIRANDA, R.B.; OLIVEIRA, C.W.A.; ALMEIDA, M.F.; MACDOWELL, M.C.; ELLERY JR, R. e ZACKSESKI, N. (2002). " Regional difference in Brazil: Is there a regional problem? ", IPEA, mimeo.
- PESSOA, S. (2001). "Economia regional, crescimento econômico e desigualdade regional de renda", Anais do XXIX Encontro Nacional de Economia, Salvador.
- ROCHA, S. (2001). Estimação de Linhas de Indigência e Pobreza: Opções Metodológicas no Brasil. In Henriques, R. Desigualdade e Pobreza no Brasil, IPEA, Rio de Janeiro.
- SERVO, L. (1999). "Diferenciais regionais de salários no Brasil". Tese de Mestrado, depto. de Economia, Universidade de São Paulo.
- TURKEY, J. W. (1975). "Instead of Gauss-Markov Least Squares, What?", *Applied Statistics*, Amsterdam, North-Holland.