

**UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA  
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

**VALDEMIRO SEVERIANO JÚNIOR**

**DOIS ENSAIOS SOBRE DISTRIBUIÇÃO DE RENDA:  
DESIGUALDADE INJUSTA E PERSISTÊNCIA DA POBREZA**

**JOÃO PESSOA/PB  
2012**

**VALDEMIRO SEVERIANO JÚNIOR**

**DOIS ENSAIOS SOBRE DISTRIBUIÇÃO DE RENDA:  
DESIGUALDADE INJUSTA E PERSISTÊNCIA DA POBREZA**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba em cumprimento às exigências para obtenção do título de Mestre em Economia.

**Orientador:** Prof. Dr. Erik Alencar de Figueiredo

**JOÃO PESSOA/PB  
2012**

Catálogo da publicação na fonte  
Bibliotecária responsável: Iara Celly G.da Silva CRB-15/315

Severiano Júnior, Valdemiro

Dois ensaios sobre distribuição de renda: desigualdade injusta e persistência da pobreza / Valdemiro Severiano Júnior. – João Pessoa, 2012.  
43 f.

Orientador(a): Erik Alencar de Figueiredo, Dr.

Dissertação (Mestrado em Economia). Universidade Federal da Paraíba. Centro de Ciências Sociais Aplicadas. Programa de Pós-graduação em Economia.

1. Desigualdade injusta – Dissertação. 2. Persistência da pobreza – Brasil – Dissertação. 3. Sistema de redistribuição de renda – Dissertação. I. Figueiredo, Erick Alencar de. II. Título.

CDU 379.81

**VALDEMIRO SEVERIANO JÚNIOR**

**DOIS ENSAIOS SOBRE DISTRIBUIÇÃO DE RENDA:  
DESIGUALDADE INJUSTA E PERSISTÊNCIA DA POBREZA**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba – UFPB, como requisito para a conclusão do curso de Mestrado em Economia.

Submetida à apreciação da banca examinadora, sendo aprovada em: \_\_\_\_/\_\_\_\_/\_\_\_\_

**BANCA EXAMINADORA**

---

**Prof. Dr. Erik Alencar de Figueiredo**  
Departamento de Economia/PPGE-UFPB  
Orientador

---

**Prof. Dr. José Luís da Silva Netto Júnior**  
Departamento de Economia/PPGE-UFPB  
Examinador Interno

---

**Prof. Dr. Jorge Luiz Mariano da Silva**  
Departamento de Economia/PPGE-UFRN  
Examinador Externo



## **AGRADECIMENTOS**

Ao Senhor Deus, cuja prova de amor incondicional por nós foi mostrada através do sacrifício de seu próprio filho Jesus Cristo.

Aos meus pais, Maria e Valdemiro, que me educaram a ser o homem que sou hoje.

Aos meus filhos Thiago, Rodrigo, Hugo, Bárbara e Isabel, que são principalmente a razão do meu esforço nessa altura da vida.

À minha esposa Andréa, pela companhia inseparável, pelo conforto nas horas mais difíceis e compreensão nos meus momentos de tristeza e angústia, te amo.

Ao meu professor e orientador Erik, pelas disciplinas que cursei com ele no mestrado e cuja orientação foi de disponibilidade, paciência e ensinamento.

Aos meus irmãos, Maria Antônia, Benedito, Wallace, Solange, Sônia, Valdemir, Valmar, Sayonara, Mariêta e Valdemiro Filho, por serem manos e manas, amados(as) e muito queridos(as).

A todos os meus sobrinhos e afilhados, em especial a Valmarzinho pelo qual tenho a consideração de pai.

Aos meus sogros Marcos e Minerva, por serem pessoas respeitadas, amorosas e dignas.

Ao meu cunhado, compadre, parceiro, amigo, filho, ser humano maravilhoso, Marcelo e à minha cunhadinha Michelly(mimi), pela qual tenho um carinho especial.

Aos meus grandes e verdadeiros amigos, Geraldo, Jair(menino perigoso), Mizael, Ramon, Sidney, e Xavier (em ordem alfabética), cada um amigo de uma forma diferente, mas aos quais dedico amor igual.

Especialmente ao meu inesquecível amigo Zeca (In Memoriam), o cara mais forte que já conheci na vida.

A todos os professores das disciplinas cursadas no mestrado, pela dedicação, responsabilidade e indiscutível competência.

Aos meus colegas e amigos do curso de mestrado Alexandre Kleber, Allen, Ambrózio, André, Claudinha, Débora, Ísis, Marília, Pedroza, PH, Ribeiro, Roberto, Stallone, Toinho, pelos divertidos momentos nas aulas e fora delas.

Aos membros da Banca Examinadora, pelas correções e sugestões.

As competentes e eficazes secretárias do PPGE, Carol, Risomar e Teresinha.

A todos, o meu “ muito obrigado!” e que Deus os abençoe.

*“A sua irritação não solucionará problema algum...  
As suas contrariedades não alteram a natureza das coisas...  
Os seus desapontamentos não fazem o trabalho que só o tempo  
conseguirá realizar...  
O seu mau humor não modifica a vida...  
A sua dor não impedirá que o sol brilhe amanhã sobre os bons e os  
maus...  
A sua tristeza não iluminará os caminhos...  
O seu desânimo não edificará ninguém...  
As suas lágrimas não substituem o suor que você deve verter em  
benefício da sua própria felicidade...  
As suas reclamações, ainda mesmo que afetivas, jamais acrescentarão  
nos outros um só grama de simpatia por você...  
Não estrague o seu dia.  
Aprenda a sabedoria divina,  
A desculpar infinitamente, construindo e reconstruindo sempre...  
Para o infinito bem!”*

*Chico Xavier*

## RESUMO

Esta dissertação aborda dois temas relacionados à distribuição de renda. Estes temas apresentam-se em dois ensaios. No primeiro mensura-se o nível de justiça associado ao sistema de redistribuição de renda dos países latino americanos. A análise se baseia no cálculo da desigualdade injusta pré e pós taxação. Os resultados indicaram que o sistema de tributação desses países não possui impacto sobre o nível de justiça distributiva. Neste contexto, destacam-se, negativamente, Brasil e Colômbia. O segundo ensaio aborda a persistência da pobreza nos Estados brasileiros. A análise empírica é conduzida de forma a evitar vieses relacionados à presença de *outliers* e de falácia de Galton. Os resultados demonstram que, ao contrário do que postula a literatura atual, o nível de persistência da pobreza brasileira é elevado.

**Palavras Chave:** Desigualdade injusta; Persistência da pobreza.

## ABSTRACT

This work approaches two topics related to income distribution. First, we measure the level of justice associated to income distribution in Latin American countries. The analysis is based on the calculation of the unfair inequality before and after taxing. The results showed that the taxing system in such countries does not have any impact on the level of distributive justice. In this context, we highlight Brazil and Colombia. Secondly, we look into the persistence of poverty in Brazilian states. The empirical analysis is carried out in order to avoid bias related to the presence of *outliers* and the fallacy of Galton. Results showed that, contrary to what is currently exposed, the persistence level of poverty in Brazil is high.

**Key-words:** unfair inequality, poverty persistence.

## LISTA DE TABELAS

---

Tabela 2.1	Níveis de Injustiça – Entropia $S_\rho$	22
Tabela 3.1	Estatística Descritiva	29
Tabela 3.2	Estimação do Modelo de Dados em Painel	31
Tabela 3.3	Resultados de Regressão Quantílica	32
Tabela 3.4	Teste de Razão de Verossimilhança Generalizada	35

---

## LISTA DE FIGURAS

---

Figura 2.1	Índice de Gini pretax e postax, países selecionados	14
Figura 2.2	Rendas observada e justa: Brasil (pretax)	20
Figura 2.3	Rendas observada e justa: Brasil (postax)	20
Figura 2.4	Rendas observada e justa: Argentina (pretax)	20
Figura 2.5	Rendas observada e justa: Argentina (postax)	20
Figura 3.1	Q-Q plot para a Regressão de dados em Paineis	33
Figura 3.2	Modelo de regressão quantílica	33
Figura 3.3	Splines Quantílico – $\tau=0,25$	34
Figura 3.4	Splines Quantílico – $\tau=0,75$	35

---

# SUMÁRIO

pg

---

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b>	<b>12</b>
<b>2</b>	<b>MENSURANDO OS NÍVEIS DE JUSTIÇA NO SISTEMA DE REDISTRIBUIÇÃO DE RENDA DA AMÉRICA LATINA</b>	<b>13</b>
2.1	INTRODUÇÃO	13
2.2	NÍVEIS INDIVIDUAIS DE JUSTIÇA	16
2.3	RESULTADOS	19
2.4	CONSIDERAÇÕES FINAIS	22
	APÊNDICE A	23
<b>3</b>	<b>PERSISTÊNCIA DA POBREZA NO BRASIL</b>	<b>24</b>
3.1	INTRODUÇÃO	24
3.2	PROCEDIMENTOS EMPÍRICOS	26
3.2.1	Métodos de Estimação	26
3.2.2	Dados	28
3.3	RESULTADOS	30
3.4	CONSIDERAÇÕES FINAIS	36
<b>4</b>	<b>CONCLUSÃO</b>	<b>37</b>
	<b>REFERÊNCIAS</b>	<b>38</b>

---

## 1 INTRODUÇÃO

Esta dissertação é composta por dois ensaios correlatos, porém, independentes. O primeiro aborda o tema da desigualdade injusta do sistema redistributivo latino americano e o segundo busca estimativas robustas para o grau de persistência da pobreza brasileira.

A primeira parte deste trabalho pretende avaliar o impacto das políticas de redistribuição sobre os níveis de justiça “*responsibility-sensitive*” dos principais países latino americanos. Para tanto, será adotado o critério de justiça contido em Bossert (1995), Konow (1996) e Cappelen & Tungodden (2007) e um instrumental de mensuração de distância entre distribuições fornecido por Granger et al. (2004). Os resultados indicam que o sistema de tributação não possui impacto significativo sobre os indicadores de injustiça latino americanos.

A segunda parte estima a persistência da pobreza nos Estados brasileiros entre os anos de 1995 e 2005. Os resultados presentes na literatura indicam uma baixa persistência da pobreza. Contudo, as evidências não são robustas frente à presença de *outliers* e falácia de Galton. Utilizando um instrumental quantílico, constatou-se que o nível de persistência da pobreza é superior às estimativas progressas. No mais, ficou evidente a superioridade das inferências não-paramétricas em relação às paramétricas e semi-paramétricas.

Por fim, o estudo está organizado como segue: o capítulo seguinte é dedicado ao ensaio sobre desigualdade injusta no sistema redistributivo latino americano. O capítulo três trata da persistência da desigualdade brasileira e, por fim, o quarto capítulo que apresenta a conclusão do estudo.

## 2. MENSURANDO OS NÍVEIS DE JUSTIÇA NO SISTEMA DE REDISTRIBUIÇÃO DE RENDA DA AMÉRICA LATINA<sup>1</sup>

### 2.1 INTRODUÇÃO

Embora a literatura recente aponte para uma relação direta entre distribuição da riqueza e eficiência econômica,<sup>2</sup> dificilmente esse argumento é considerado pelos formuladores de políticas públicas. Normalmente, em sociedades democráticas, as políticas de redistribuição e de seguro social são formuladas visando atender o clamor ético por justiça, representado, na maioria das vezes, por uma distribuição de renda mais igualitária.

Uma síntese desse pensamento pode ser encontrada nos modelos tradicionais de tamanho ótimo do governo. Sob a influência do estudo seminal de Mirrlees (1971), passou-se a considerar que a redistribuição e o gasto social possuem uma relação direta com o nível de desigualdade de renda. Para Meltzer & Richard (1981), por exemplo, o planejador central maximiza a utilidade do eleitor mediano observando a assimetria da distribuição dos rendimentos. Sendo assim, quanto menor a renda do eleitor mediano em relação a do eleitor médio, maior será a política de redistribuição adotada (*selfish redistribution*).

Sob esta linha de raciocínio, a efetividade de uma política redistributiva<sup>3</sup> poderia ser verificada a partir da comparação dos níveis de desigualdade pré e pós incidência de impostos e transferências (a partir de agora *pretax* e *postax*). Esta avaliação é sintetizada na Figura 2.1,

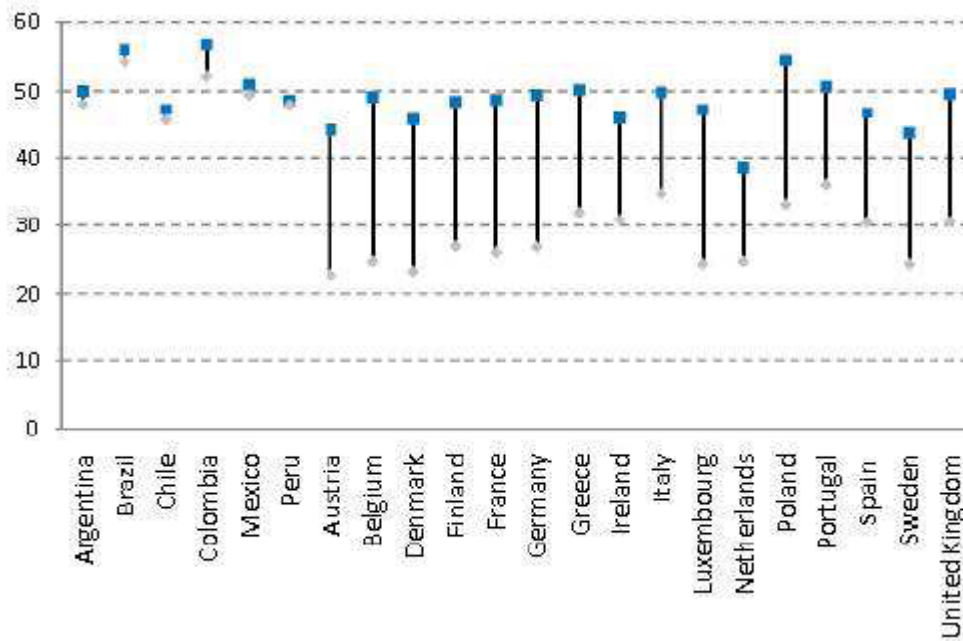
---

<sup>1</sup> Uma versão deste capítulo foi publicada na Revista de Economia & tecnologia (UFPR), v. 27, p. 37-46, 2011.

<sup>2</sup> Ver, entre outros, Galor & Zeira (1993) e Banerjee & Newman (1993).

<sup>3</sup> De agora em diante, a expressão “política redistributiva” sintetizará as ações governamentais relacionadas aos gastos social, transferências de renda e taxaço.

em que são plotados os índices de desigualdade de Gini *pretax*, em azul, e *postax*, em cinza, para um grupo de países selecionados.<sup>4</sup> O que se pode constatar é que o sistema de tributação e transferências governamentais reduz, de forma expressiva, os índices de concentração nos países desenvolvidos (40%, em média. De 47,6 para 28,2). Já nas nações latino americanas, o efeito é praticamente nulo.



**Figura 2.1:** Índice de Gini pretax e postax, países selecionados.

Um possível desdobramento desta análise é concluir que, pelo menos nos países desenvolvidos, essas políticas públicas promovem um aumento na justiça social. Esta consideração assume que a norma social de justiça, utilizada como parâmetro no desenho da política redistributiva, é a igualdade estrita. No entanto, desenvolvimentos recentes indicam que as percepções, individual e social, sobre a composição da desigualdade, são muito mais

<sup>4</sup> Essas informações estão disponíveis no Latin American Economic Outlook 2009, pg. 122: <http://www.oecd.org>.

relevantes para a tomada de decisão do planejador central, do que o nível de concentração dos rendimentos.

Para tornar esse raciocínio mais claro, deve-se considerar que os resultados individuais são determinados por fatores de “responsabilidade” e de “não responsabilidade” (Roemer, 1998). Em outras palavras, parte da renda individual é considerada como resultado do esforço; por exemplo, investimento em capital humano, decisão de migrar e horas trabalhadas semanalmente, em outras palavras, variáveis de responsabilidade. A outra parte é condicionada às circunstâncias, como background familiar, raça, sexo, região de nascimento, entre outras.

Diante disso, considere que somente as desigualdades relacionadas às variáveis de circunstâncias, ou de não responsabilidade, são socialmente indesejáveis. Perante estes argumentos, a norma igualitária é colocada em segundo plano, fazendo emergir conceitos de justiça “responsibility-sensitive”.<sup>5</sup> O princípio responsibility-sensitive afirma que as políticas econômicas e sociais devem interferir apenas na desigualdade oriunda das circunstâncias, deixando os indivíduos arcarem com as consequências de decisões de natureza individual.

De fato, como demonstrado em Alesina & Angeletos (2005) e Bénabou & Tirole (2006), o tamanho da ação social do governo não depende somente do nível de desigualdade, como sugerem os modelos de Mirrlees (1971) e Meltzer & Richard (1981), mas sim de sua composição. Em resumo, assim como sugerido por Roemer (1998), supõe-se que a desigualdade pode ser decomposta em fatores de esforço e circunstâncias (sorte), de tal forma que as políticas de redistribuição serão maiores quanto maior a crença social de que a renda é fruto de sorte.

Nesse sentido, a comparação dos índices de Gini *pretax* e *postax* (Figura 2.1), não indica, necessariamente, que as políticas redistributivas são mais ou menos justas. Ou seja, no

---

<sup>5</sup> Na verdade, nem mesmo os igualitários modernos, como Rawls (1971) e Dworkin (1981), tomam a igualdade estrita como referência.

caso dos países desenvolvidos, é possível que a redução da desigualdade observada após a intervenção do governo preserve ou, até mesmo, aumente o nível de injustiça.

O caso dos países latino americanos chama mais atenção, pois, a redistribuição não afeta, nem mesmo, a concentração dos rendimentos. Logo, ela pode ser injusta tanto sob o conceito da igualdade estrita, quanto por um critério *responsibility-sensitive*. Alguns estudos já investigaram, direta ou indiretamente, os níveis de concentração de renda justa e injusta nesses países.<sup>6</sup> Porém, pouca atenção é dada ao papel do desenho das políticas redistributivas na promoção de uma situação mais justa. O que se dispõe é de estudos que investigam o papel da política fiscal sobre os índices de concentração tradicionais (cf. Goñi et al., 2008).

Sendo assim, este estudo pretende avaliar o impacto das políticas de redistribuição sobre o nível de justiça *responsibility-sensitive* dos principais países latino americanos. A investigação contemplará a Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Uruguai. Para tanto serão calculados os indicadores de injustiça *pretax* e *postax* para cada país, tomando como base o critério de justiça contido em Bossert (1995), Konow (1996) e Cappelen & Tungodden (2007).

Por fim, o capítulo será dividido em duas seções além desta introdução. A seção 2.2 apresentará o modelo teórico. Os resultados serão expostos na seção 2.3. A seção 2.4 conclui o estudo.

## 2.2 NÍVEIS INDIVIDUAIS DE JUSTIÇA

Considere uma sociedade  $A$ , contendo  $N = \{1, \dots, n\}$  indivíduos. Cada indivíduo  $i \in A$ , é caracterizado por um par  $(y_i^A, z_i^A)$ , onde  $y_i^A$  é a renda observada e  $z_i^A$  é a renda justa. Tendo

---

<sup>6</sup> Uma importante referência pode ser encontrada em Barros et al. (2009).

em mente uma sociedade igualitária, o parâmetro de justiça será  $z_i^A = \mu(A)$ , com

$\mu(A) = n^{-1} \sum_{i=1}^n y_i^A$ . Em outras palavras, os desvios da renda observada em relação à renda

média da distribuição,  $u_i^A = y_i^A - z_i^A$  ou  $u_i^A = y_i^A - \mu(A)$ , serão considerados injustos.

Como já ressaltado, o principal problema desse critério é que ele não leva em conta as diferenças de mérito entre os indivíduos, dado que a renda média é tomada como uma norma única. Nesse sentido, poder-se-ia cometer uma série de injustiças, i.e., duas pessoas podem ter níveis de renda diferenciados por conta de um maior esforço de uma delas.

Diante dessa limitação, propõe-se a substituição das medidas tradicionais de desigualdade por indicadores baseados em critérios *responsibility-sensitive*. Para tanto, faz-se necessária à substituição da norma de justiça baseada na perfeita igualdade. O passo inicial é considerar que o resultado econômico de cada agente  $i$ , é fruto de fatores de responsabilidade,  $x_i^R$ , e de não responsabilidade,  $x_i^{NR}$ , ou seja:  $y_i = (x_i^R, x_i^{NR})$ .

Seguindo Bossert (1995), Konow (1996) e Cappelen & Tungodden (2007), assume-se que cada agente  $i$  possui um nível de merecimento (ou afirmação). Esse padrão é determinado pela média de uma distribuição de renda hipotética, onde, todos os demais indivíduos da sociedade possuem um nível de responsabilidade igual ao de  $i$ .

A função que definirá a afirmação do indivíduo  $i$ ,  $g(x_i^R; \cdot)$ , é determinada por:

$$g(x_i^R; \cdot) = \frac{1}{n} \sum_i f(x_i^R; x_i^{NR}),$$

Assim, a norma justa será:

$$z_i = \frac{\exp(\beta x_i^R)}{\sum_j \exp(\beta x_j^R)} \sum_i y_i, \quad [2.1]$$

Note que (2.1) fixa os fatores de não responsabilidade, mensurando a razão do esforço do indivíduo  $i$  em relação ao esforço dos demais componentes da sociedade. Com isso,  $z_i$  refletirá a porção da renda total que o indivíduo  $i$  deveria auferir, dado o seu nível proporcional de esforço.

Sob o ponto de vista empírico, a  $f(x_i^R; x_i^{NR})$  pode ser estimada a partir da especificação log-linear:

$$\ln(y_i) = \beta x_i^R + \gamma x_i^{NR} + \varepsilon_i, \quad [2.2]$$

Contudo, devem-se fazer algumas ressalvas referentes à (2.2). Em primeiro lugar, nem sempre é possível dispor de variáveis de não responsabilidade, em especial, informações sobre o background familiar. Por conta disso, o termo de erro ( $\varepsilon_i$ ) que, teoricamente, representaria a sorte bruta, passa a absorver tanto os fatores de responsabilidade, quanto os não responsabilidade.

Diante disso, Devooght (2008) adota um critério normativo onde  $\varepsilon_i$  é incluído no grupo de variáveis de compensação ( $x_i^{NR}$ ). Para tanto, ele substitui (2.2) em (2.1), obtendo:

$$z_i = \frac{\exp(\beta x_i^R)}{\sum_j \exp(\beta x_j^R)} \sum_i y_i, \quad [2.3]$$

O parâmetro (2.3) é construído com base na seguinte visão de justiça: definem-se os grupos populacionais de acordo com suas variáveis de responsabilidade, considerando injusta toda a desigualdade intra-grupos. Ou seja, caso se considere as horas trabalhadas como única variável de responsabilidade,  $x_i^{NR}$ , todos os indivíduos que trabalharem o mesmo número de horas, devem receber o mesmo nível de renda. Fora desse padrão, toda a desigualdade de renda será injusta (c.f. Devooght, 2008 e Almås et al., 2010).

Outro problema relevante diz respeito a como determinar os fatores que estão dentro e fora do âmbito da responsabilidade individual. De acordo com Roemer (1998), a divisão entre variáveis de compensação e responsabilidade não é clara em alguns casos. Regra geral admitem-se apenas os extremos: ou a característica está sob total controle dos agentes, ou não há controle algum. Para contornar este problema, assim como em Almås et al. (2010), serão adotados testes de robustez avaliando os resultados das medidas de distância diante de diferentes conjuntos de variáveis de responsabilidade.

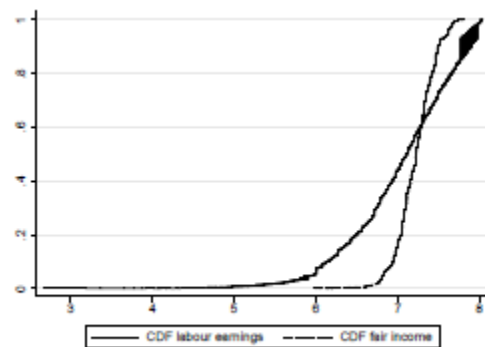
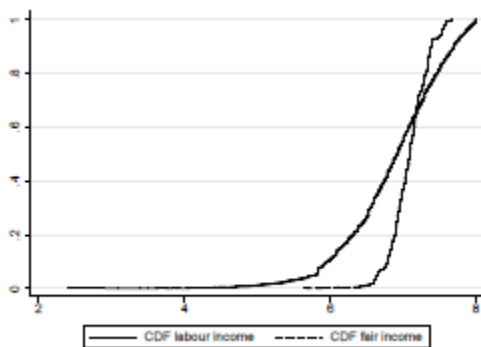
### 2.3 RESULTADOS

A análise empírica considerará dois conceitos de renda: *pretax* e *postax*. Cada conceito de renda possuirá uma norma de justiça. O ponto de partida para a criação da norma (2.3) é a estimação da equação de rendimentos (2.2). Dada a ausência de variáveis  $x_i^{NR}$ , este procedimento contará com duas etapas. Na primeira, (2.2) é inferida apenas com variáveis  $x_i^R$  e, em seguida, utilizam-se os valores dos parâmetros e os resíduos na construção do indicador (2.3).

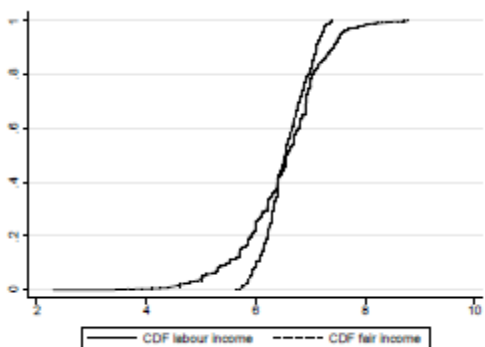
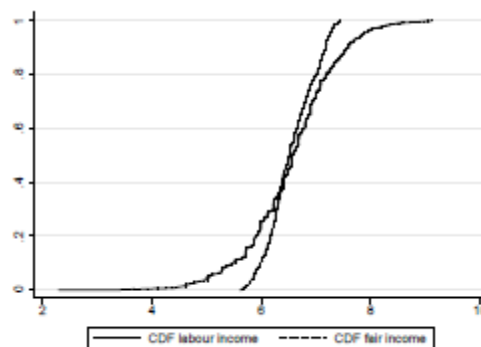
O conjunto de variáveis de *responsibility* será: a) os anos de estudo do indivíduo; b) as horas trabalhadas por semana e; c) uma *proxie* para experiência construída a partir das informações sobre a idade dos indivíduos. A variável dependente será o logaritmo da renda pessoal real de todos os trabalhos, *pre-* and *postax*. As fontes dos dados, bem como as informações detalhadas sobre as variáveis estão sintetizadas no Apêndice A.

A comparação das normas de justiça com as rendas observadas, *pretax* e *postax*, constitui o ponto central desta seção. Afinal, o quão distantes estão estas distribuições? O sistema de redistribuição desses países permite uma diminuição da distância entre o que é observado e o que é justo?

As Figuras 2.2 a 2.5 apresentam as primeiras respostas para estes questionamentos. Nelas se observam as Funções de Distribuições Acumuladas (CDF's), para o logaritmo da renda observada (*pretax* e *postax*), e as suas respectivas normas de justiça. Por restrição de espaço, só são expostos os resultados para a Argentina e o Brasil. A análise visual indica que não há uma alteração expressiva na distância entre as distribuições das rendas observadas (*pretax* and *postax*) e as normas de justiça.



**Figura 2.2:** Rendas observada e justa: Brasil (*pretax*) **Figura 2.3:** Rendas observada e justa: Brasil (*postax*)



**Figura 2.4:** Rendas observada e justa: Argentina(*pretax*) **Figura 2.5:** Rendas observada e justa: Argentina (*postax*).

A quantificação formal das distâncias entre estas distribuições será efetuada a partir da medida de *metric entropy* desenvolvida por Granger et al. (2004). Este indicador é normalizado entre 0 e 1. No qual 0 sinaliza que as distribuições são idênticas. Maasoumi et al.

(2007) destaca a adequação deste instrumental à avaliação de distâncias entre distribuições e à verificação do “*goodness of fit*” em modelos de regressão não lineares. No que se refere à aplicação em estudos relacionados à distribuição de renda, há, pelo menos, uma vantagem em relação às medidas de distância propostas por Cowell (1980), qual seja: a possibilidade de se estabelecer a significância estatística das distâncias a partir de métodos de simulação não paramétricos.

Sendo assim, a análise seguirá o seguinte cronograma: 1) calculam-se as distância entre as rendas *pretax* and *postax* e a suas respectivas normas de justiça a partir da entropia

$$S_p = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{\infty} [\sqrt{f(y)} - \sqrt{g(y)}]^2 dy,$$

onde  $f(y)$  e  $g(y)$  são as densidades marginais da renda observada e da renda justa, respectivamente; 2) verificam-se a significância estatística das distâncias adotando um teste de hipótese, onde  $H_0: S_p = 0$  e; 3) após o cálculo das distâncias entre os dois conceitos de renda e as normas justas, repete-se o procedimento comparando as normas de justiça *pretax* e *postax*. Assim, pode-se observar se o sistema de redistribuição altera de forma significativa os padrões de justiça da sociedade.

A inferência dos indicadores de distância é sumarizada na Tabela 2.1.<sup>7</sup> Na comparação entre os países, a Colômbia e o Brasil são os que apresentam a maior distância entre as rendas observadas e justas. No que se refere à análise dos resultados *pre* e *postax*, que fornecem um indicativo do impacto das políticas de redistribuição, a maior redução do indicador é registrada no Chile, cerca de 3%, seguida pela Argentina e o Uruguai. Todas as distâncias são

---

<sup>7</sup> As medidas de entropia são calculadas da seguinte forma: i) computa-se a densidade condicionada de Rosenblatt-Parzen via cross-validation; ii) gera-se um grid restrito ao intervalo [-0.25,0.25] com 501 pontos; iii) avalia-se o estimador kernel de Rosenblatt-Parzen neste grid; iv) calculam-se as entropias com base nas etapas anteriores. Os testes de hipóteses são calculados a partir de simulação de *bootstrap* com 999 réplicas.

significativas a 1% o que indica que as diferenças registradas nas Figuras 2.2 a 2.5 são, de fato, expressivas.

**Tabela 2.1:** Níveis de Injustiça – Entropia  $S_\rho$

	Pretax		Postax		$z_i^{Pre}$ and $z_i^{Pos}$	
	$S_\rho$	$p$ -value	$S_\rho$	$p$ -value	$S_\rho$	$p$ -value
Argentina	0.1348	0.0000	0.1311	0.0000	0.0047	0.1623
Brazil	0.3245	0.0000	0.3151	0.0000	0.0014	0.2409
Chile	0.2989	0.0000	0.2933	0.0000	0.0001	0.6485
Colômbia	0.3456	0.0000	0.3398	0.0000	0.0065	0.1482
México	0.1256	0.0000	0.1213	0.0000	0.0032	0.1529
Uruguai	0.1209	0.0000	0.1176	0.0000	0.0049	0.1632

**Fonte:** dados da pesquisa.

Contudo, ao comparar as distâncias entre as normas de justiça *pretax* e *postax*, observa-se que não há diferença significativa em nenhum dos países. Este resultado informa que as políticas de redistribuição não reduzem a injustiça para o grupo de países investigado.

Em suma, os resultados indicam que as políticas redistributivas não possuem efeito significativo sobre os índices de desigualdade *responsibility-sensitive*. Estes resultados unidos às evidências apresentadas na Figura 2.1 indicam que o mecanismo redistributivo Latino Americano é injusto tanto sob o ponto de vista da igualdade estrita, quanto sob critérios de justiça modernos.

## 2.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O principal objetivo deste estudo foi mensurar o impacto das políticas de redistribuição sobre o nível de justiça distributiva de um grupo de países latino americanos. Uma vez que a

redistribuição não possui impacto sobre os índices de concentração de renda, optou-se por adotar uma medida de justiça *responsibility-sensitive*.

Os resultados indicaram que há uma distância significativa entre a renda observada (*pretax* and *postax*) e a respectiva norma de justiça. Ou seja, o nível de injustiça dos países é estatisticamente significativo. Neste contexto, Brasil e Colômbia se destacaram como as nações mais injustas. A política de taxação reduziu a distância para o padrão de justiça, contudo, os testes estatísticos indicaram que o movimento não possui relevância estatística. Em suma, assim como ocorre com os níveis de concentração, a política de redistribuição não possui impacto sobre a justiça distributiva dos países investigados.

## APÊNDICE A

Dados: As inferências realizadas na seção dois baseiam-se nas seguintes variáveis: a) a renda real de todos os trabalhos; b) os anos de estudos divididos em quatro categorias: E1, baixa educação, para os indivíduos com até 4 anos de estudo (incluindo analfabetos), E2, 4 a 8 anos de estudo, E3, de nove a onze anos de estudo e, E4 para os que tem mais de nove anos de estudo; c) horas de trabalho e; d) a idade, sintetizada por seis variáveis *dummie*, a primeira que assume valor um caso o indivíduo tenha idade entre 26 e 35 anos, Age1, a segunda para os que têm entre 36 e 45 anos, Age2, e assim por diante.

Serão considerados os chefes de família, homens ou mulheres com idade superior a 26 anos. A renda disponível, *postax*, será obtida a partir da seguinte regra: renda bruta – a alíquota de impostos de renda – a contribuição previdenciária + as transferências governamentais. Os detalhes sobre a estrutura tributária da cada país podem ser obtidos nos sites oficiais. Argentina: <http://www.cnv.gov.ar>; Brasil: <http://www.receita.fazenda.gov.br> e <http://www.previdenciasocial.gov.br>; Chile: <http://www.sii.cl>; Colômbia:

<http://www.dian.gov.co>;      México:      <http://e-mexico.gob.mx>;      Uruguai:  
<http://www.uruguayxxi.gub.uy>.

### 3. PERSISTÊNCIA DA POBREZA NO BRASIL

#### 3.1 INTRODUÇÃO

Embora a literatura recente aponte para novas estratégias de mensuração e para políticas específicas de combate à pobreza, ainda se faz relevante à discussão dos conceitos tradicionais relacionados à distribuição da renda. Questões tais como “o quanto o nível de pobreza em um determinado período de tempo pode influir na pobreza futura”, ainda não foram adequadamente abordadas. Afinal, é possível que a pobreza se reproduza?

Estudos voltados para a economia brasileira, entre eles Dias et al. (2009), apontam para um baixo coeficiente de persistência da pobreza. Ou seja, a pobreza passada possui baixo impacto na pobreza atual. Para tanto, propõe-se uma mensuração da persistência da pobreza a partir de um indicador autorregressivo. Trata-se de uma adaptação da regressão galtoniana, já consolidada em estudos voltados, por exemplo, à captação da mobilidade de renda inter- e intrageracionais (cf. Zimmerman, 1992) e à vulnerabilidade da pobreza (Bourguignon et al., 2004). Em resumo, sugere-se a seguinte forma funcional para os indicadores:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta y_{it-1} + \delta x_{it} + \theta z_{it} + \lambda_t + \varepsilon_{it}, \quad [3.1]$$

No qual  $y_{it}$  representa o índice de pobreza (percentual de pobres e de extrema pobreza), para o Estado  $i$ , no tempo  $t$ ;  $x_{it}$  é o conjunto de variáveis explicativas (investimento em capital humano e crescimento econômico, entre outras);  $z_{it}$  são as variáveis de controle (taxa de

crescimento populacional e renda dos pobres, entre outras) e;  $\alpha_i$ ,  $\lambda_i$  e  $\varepsilon_{it}$  são os termos largamente conhecidos na literatura de painel de dados. Sob (3.1), valores  $\beta < 1$ , indicam queda na persistência e, portanto, um efeito pró-pobre.

Contudo, a obtenção de um  $\beta < 1$  não é suficiente para uma conclusão em favor da baixa persistência. Tal resultado pode refletir uma regressão à média, i.e., a falácia de Galton. A literatura econômica está acostumada a tratar esse problema à luz da teoria da convergência de renda (Quah, 1993). Uma ampliação do conceito indica que  $-1 < \beta < 1$  podem denotar falácia. Trata-se de uma hipótese que pode ser afastada a partir do uso de regressões quantílicas (Laurini, 2007).

Sendo assim, o objetivo deste estudo é promover um teste para o nível de persistência da pobreza no Brasil entre os anos de 1995 e 2005. Devido à possível presença da falácia de Galton nas regressões presentes na literatura progressiva, serão adotados procedimentos empíricos similares aos presentes em Figueiredo et al. (2011): a) em primeiro lugar será adotada uma estrutura de dados em painel linear paramétrico e de regressões quantílicas; b) em seguida proceder-se-á a uma modelagem semi-paramétrica de regressões quantílicas, uma vez que elas são robustas frente à falácia de Galton (Koenker e Bassett, 1978); c) o passo seguinte será o da adoção de uma estrutura não-paramétrica para os dados, a partir da modelagem quantílica B-splines proposta por Koenker et al. (1994) e; d) por fim, um teste de comparação entre os métodos paramétricos e não-paramétricos atestará a robustez dos resultados.

## 3.2 PROCEDIMENTOS EMPÍRICOS

Os procedimentos empíricos serão abordados nesta seção a partir de duas seções. A primeira descreve, com brevidade, os modelos de regressão adotados pelo estudo. Em suma, será proposta uma estrutura quantílica visando captar uma possível falácia de Galton nas estimações voltadas para a persistência da pobreza. A significância estatística dessas especificações será verificada por um conjunto de testes apropriados. Por fim, na segunda parte, apresentar-se-á o conjunto de dados do estudo.

### 3.2.1 Métodos de Estimação

O estudo adotará três especificações para a equação (3.1). A primeira se baseia em uma regressão via dados em painel lineares com efeitos fixos. O parâmetro obtido nesta etapa servirá como base de comparação para os passos subsequentes, uma vez que a maioria dos estudos de persistência adota essa especificação. Como a estimativa é ajustada para a média, ela poderá sofrer influência da falácia de Galton, como já ressaltado.

A segunda estrutura de estimação segue a orientação da literatura especializada, no que se refere à eficiência das estimativas frente ao viés galtoniano, qual seja, as regressões quantílicas. Esta estrutura foi proposta, inicialmente, por Koenker e Bassett (1978). Em resumo, considera-se a seguinte função objetivo:<sup>8</sup>

$$\min_{\beta \in \mathbb{R}^p} \sum_{i=1}^N \rho_{\tau}(y_i - x_i \beta_{\tau}), \quad [3.2]$$

---

<sup>8</sup> Para avanços, ver Koenker (2005).

Na qual  $\rho_\tau$  é a função perda condicionada ao quantil  $\tau \in (0,1)$ . Define-se a função perda por  $\rho_\tau(u) = u(\tau - I(u < 0))$ , com  $I$  correspondendo à variável indicadora e  $u$  representando a diferença entre o valor observado e estimado de cada observação. A otimização de (3.2) fornecerá os parâmetros  $\beta_\tau$ . A estrutura de painel será identificada a partir da inclusão de variáveis *dummy* para o tempo.

O estudo também optará pela modelagem quantílica não-linear conhecida como *constrained B-spline smoothing* (COBS). Esse instrumental é derivado do *spline* quantílico proposto por Koenker et al. (1994). Em resumo, este método de inferência busca minimizar a função

$$\min_{g \in \zeta} \sum_{i=1}^N \rho_\tau(y_i - g(x_i)) - \lambda \int |g''(x)| dx, \quad [3.3]$$

Na qual  $\zeta$  corresponde a um *Sobolev Space* para funções diferenciáveis até a segunda ordem,  $g$  é uma função não-paramétrica,  $\lambda$  é um parâmetro de alisamento e  $g''$  é a segunda derivada de  $g$  em relação a  $x$ . Como em todo processo de inferência não-paramétrica, a escolha do parâmetro de alisamento toma lugar de destaque. Seguindo uma orientação de Koenker et al. (1994), o  $\lambda$  será aquele que otimize um critério de informação, em nosso caso, utilizar-se-á o critério de Akaike. Por fim, a solução para (3.3) é fornecida por He e Ng (1999), por meio de um processo de otimização linear.

Todavia, os resultados obtidos em (3.3) são mais robustos do que os lineares? Uma forma de compará-los é fornecida por Fan et al. (2001) a partir do seguinte teste de razão de verossimilhança generalizada:

$$GLR = \frac{N}{2} \frac{SQR - SQIR}{SQR}, \quad [3.5]$$

Na qual  $SQR$  é a soma dos quadrados dos resíduos do modelo linear e  $SQIR$  é a soma dos quadrados dos resíduos do modelo não-paramétrico. Sob a hipótese nula de igualdade entre os dois métodos, Fan e Yao (2003) obtém a distribuição assintótica para (3.4) a partir do *bootstrap*.

### 3.2.2 Dados

Os dados utilizados pela pesquisa foram obtidos junto ao Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Tratam-se de informações referentes aos 26 estados brasileiros e mais o Distrito Federal, no período de 1995-2005<sup>9</sup>. Neste sentido, têm-se 27 observações em corte observada em 10 períodos, ou seja, 270 observações. As variáveis de interesse são:

- pp: porcentagem de pessoas pobres;
- pep: porcentagem de pessoas extremamente pobres;
- txpib: taxa de crescimento da economia;
- fqesc: frequência escolar das crianças e dos jovens;
- anest: número médio de anos de estudos da população adulta;
- rp: renda média dos pobres;
- rextp: renda média dos extremamente pobres;

---

<sup>9</sup> A coleta não considerou o ano 2000.

- *invedper*: investimento *per capita* em capital humano (investimentos em educação);
- *ppdef*: taxa de crescimento da população nos estados;

As estatísticas descritivas se encontram sumarizadas na Tabela 3.1.

**Tabela 3.1** – Estatística Descritiva

Variáveis	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Observações
Pp	33,63586	14,7959	7,868338	64,51048	N = 270 i = 27 T= 10
Pep	14,00265	8,605487	2,025351	37,68774	N = 270 i = 27 T= 10
Rextp	54,36632	7,079589	29,77654	68,1909	N = 270 i = 27 T= 10
Rp	103,3841	12,35176	78,33643	134,8733	N = 270 i = 27 T= 10
Anest	5,539944	1,149907	3,21172	8,965205	N = 270 i = 27 T= 10
Fqesc	91,52767	5,317317	67,75179	98,3881	N = 270 i = 27 T= 10
Txpib	0,0062526	0,0371088	-0,1324889	0,2226503	N = 270 i = 27 T= 10
Invedper	158,9203	111,7416	17,58599	712,5021	N = 270 i = 27 T= 10
Txpde	34,84696	15,12543	9,92	69,91856	N = 270 i = 27 T= 10

**Fonte:** Elaborada pelo autor baseado nos dados do IPEA.

De acordo com a Tabela 3.1, os índices de pobreza e de extrema pobreza dos estados brasileiros no período, foram em média de 33,63% e 14,00%, com desvios-padrão de 14,79% e 8,60%, respectivamente. Os menores índices verificados para o período considerado foram de 7,86% e 2,02%, sendo os maiores de 64,51% e 37,68%, respectivamente. Essas diferenças

podem ser atribuídas a alguns estados do Nordeste cujos índices médios de pobreza e extrema pobreza são discrepantes em relação à média regional ou nacional.

Enquanto a renda dos extremamente pobres apresenta no período um índice de 54,33% em média, com valores máximos e mínimos de 68,19% e 29,77% respectivamente e desvio-padrão de 7,07%, a renda dos pobres tem índices no período de 103,38% em média, com valores mínimo e máximo de 78,33% e 134,87% respectivamente e desvio padrão de 12,35%. Observam-se aí valores muito distantes dessas variáveis, da ordem aproximadamente de 90% em média, a favor da renda dos pobres, em relação à renda dos extremamente pobres.

A Tabela 3.1 também apresenta um crescimento populacional dos estados brasileiros da ordem de 34,84% em média, com valores mínimos e máximos de 9,92% e 69,91% respectivamente e desvio padrão de 15,12%.

Nos 10 anos considerados, a taxa de crescimento do PIB *per capita* dos estados brasileiros foi da ordem de 0,006% em média, com valores mínimos e máximos de -0,13% e 0,22% respectivamente. Os investimentos em capital humano cresceram em média de 158,92%, o que denota que apesar do crescimento econômico ter sido pequeno neste período, os governos investiram mais em educação. Na próxima seção deste capítulo serão feitas as análises dos resultados para o modelo econométrico utilizado.

### **3.3. RESULTADOS**

Este capítulo ocupa-se com as estimativas para a persistência da pobreza no Brasil entre 1995 e 2005. Serão estimados modelos paramétricos, semi- e não-paramétricos, obedecendo à estrutura sugerida na introdução. Estimativas pregressas, entre elas Dias et al. (2009), encontram parâmetros de persistência entre 0,11 e 0,50. Ou seja, uma baixa persistência da

pobreza brasileira. Em outras palavras, os níveis de pobreza estaduais estão decaindo ao longo do tempo.

Os resultados das estimativas de dados em painel, contidos na Tabela 3.2 confirmam esta afirmação. Usando uma estrutura de efeitos fixos, estima-se um parâmetro de persistência de 0,33. Uma vez que o modelo é especificado com as variáveis em logaritmo, pode-se interpretar esse parâmetro como a elasticidade da pobreza em relação à pobreza defasada.

**Tabela 3.2:** Estimação do Modelo de Dados em Painel

Variável dependente (pp)	Coefficiente	Erro Padrão	T	P >  t	(Int. Conf. 95%)	
Ppdef	0,3322*	0,5334	6,23	0,000	0,2271	0,4373
Txpib	3,8440	5,9949	0,64	0,522	- 7,965	15,6535
Anest	-2,9921*	0,6009	- 4,98	0,000	- 4,1760	- 1,8082
Fqesc	-0,0142	0,6490	- 0,22	0,826	- 0,1421	0,1136
Invedper	0,0133*	0,00300	4,44	0,000	0, 0074	0,0192
Constante	37,790*	5,7708	6,55	0,000	26,4210	49,158

**Fonte:** Dados da pesquisa elaborados pelo autor

**Nota:** \* *p-value* < 0,05.

Embora estejam em consonância com os resultados presentes na literatura, as evidências da Tabela 3.2 não estão isentas às críticas. Duas delas, em especial, podem invalidá-los: a) o parâmetro de persistência é robusto à falácia de Galton? E; b) as estimativas são sensíveis à presença de *outliers*?

Uma das formas de abordar esses possíveis vieses é discutida em Koenker (2005). Em resumo, a literatura é consensual em afirmar a robustez dos modelos de regressão quantílica frente aos dois problemas elencados (Koenker, 2000). A Tabela 3.3 apresenta as estimativas para um conjunto de quantis selecionados. Utilizaram-se as variáveis de controle contidas na

Tabela 3.2 e *dummies* de tempo. No mais, para controlar pelas heterogeneidades individuais, consideraram-se as estimações em primeira diferença.

**Tabela 3.3:** Resultados das Regressões Quantílicas

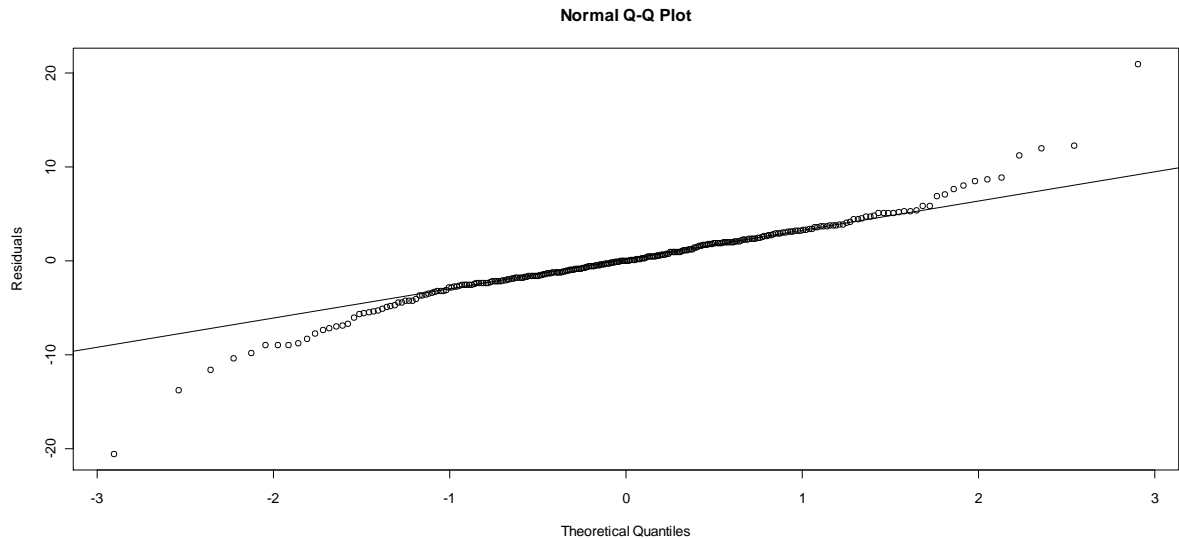
Quantis	Beta	Erro Padrão
5	0.8285*	0.0526
10	0.8608*	0.0368
25	0.9265*	0.0178
50	0.9743*	0.01618
75	0.9877*	0.0177
90	0.9739*	0.0254
95	0.8912*	0.0677

**Nota:** \*resultados significativos a 1%. Erros padrões calculados via *bootstrap*.

A primeira informação relevante é a diferença entre a estimativa pontual de dados em painel e os resultados quantílicos. Observa-se que, em todas as estimativas, a persistência é sempre superior. Ou seja, ao contrário do que concluiu Dias et al. (2009), o Brasil apresenta um nível de persistência da pobreza elevado. Além da significância individual, o teste da ANOVA rejeita a hipótese de igualdade entre as inclinações dos *quantis* selecionados a 1% (F-Value 3,1399 e *p-value* 0.0045). Este novo resultado é coerente com a literatura relacionada à distribuição de renda no Brasil. Em poucas palavras, além de uma desigualdade persistente, têm elevadas imobilidades intra e intergeracional (Ferreira e Veloso, 2006 e Figueiredo e Ziegelmann, 2009, 2010).

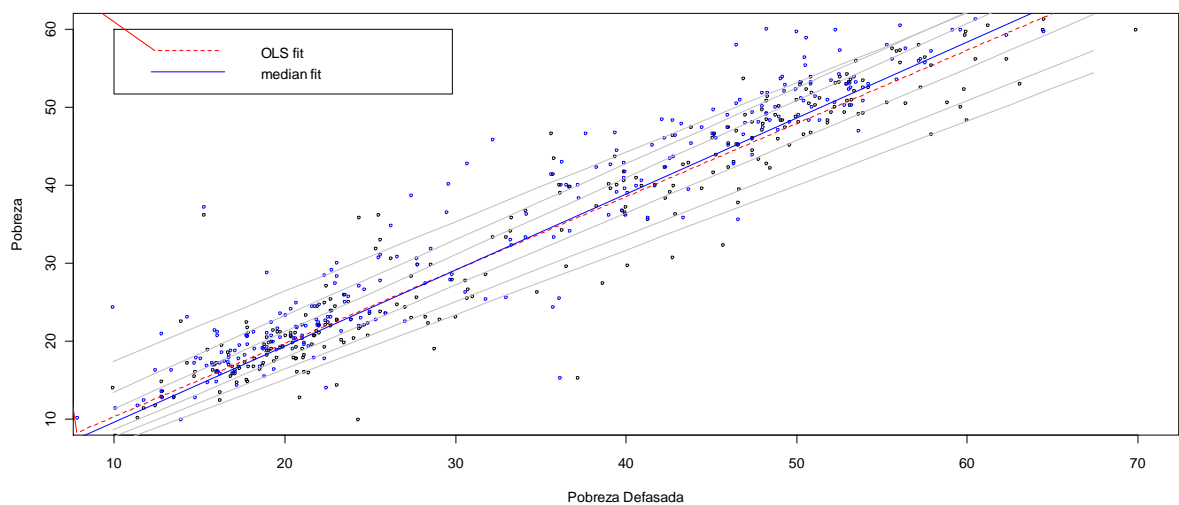
Uma das explicações para a diferença nas estimativas reside na presença de *outliers*. A Figura 3.1 confirma esta hipótese. Em resumo, a visualização dos resíduos das estimativas de dados em painel, frente aos *quantis* teóricos indica à presença de informações discrepantes, o

que vies as estimativas da Tabela 3.2. Tal característica reforça a necessidade de se adotar uma estrutura quantílica.



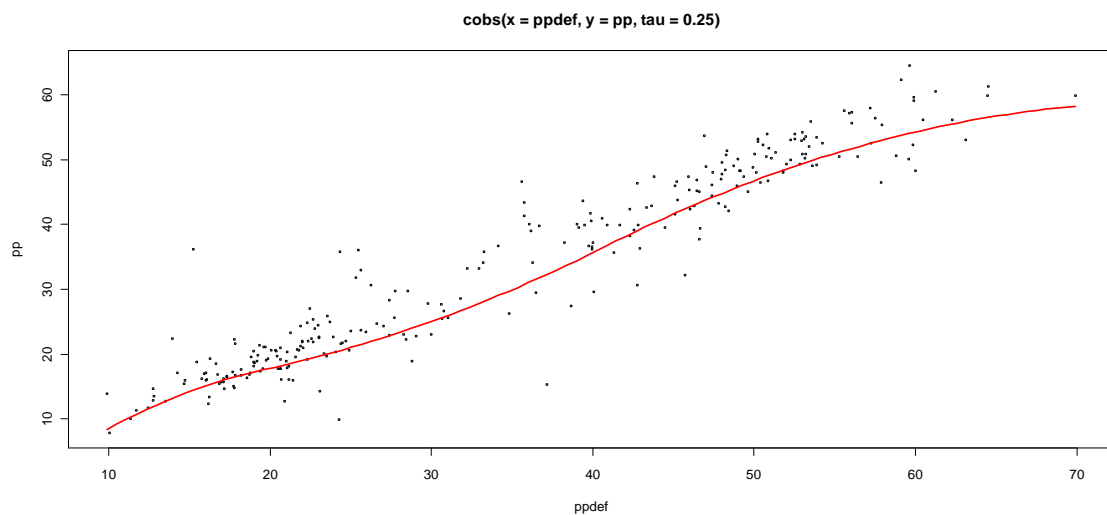
**Figura 3.1:** Q-Q plot para a Regressão de dados em Painel.

Outro aspecto relevante é o da exclusão da hipótese de falácia de Galton. As inclinações, embora diferentes, não conduzem o parâmetro à média. Neste sentido, têm-se uma evidência robusta para o nível de persistência da pobreza no Brasil. Essa informação pode ser melhor visualizada na Figura 3.2.



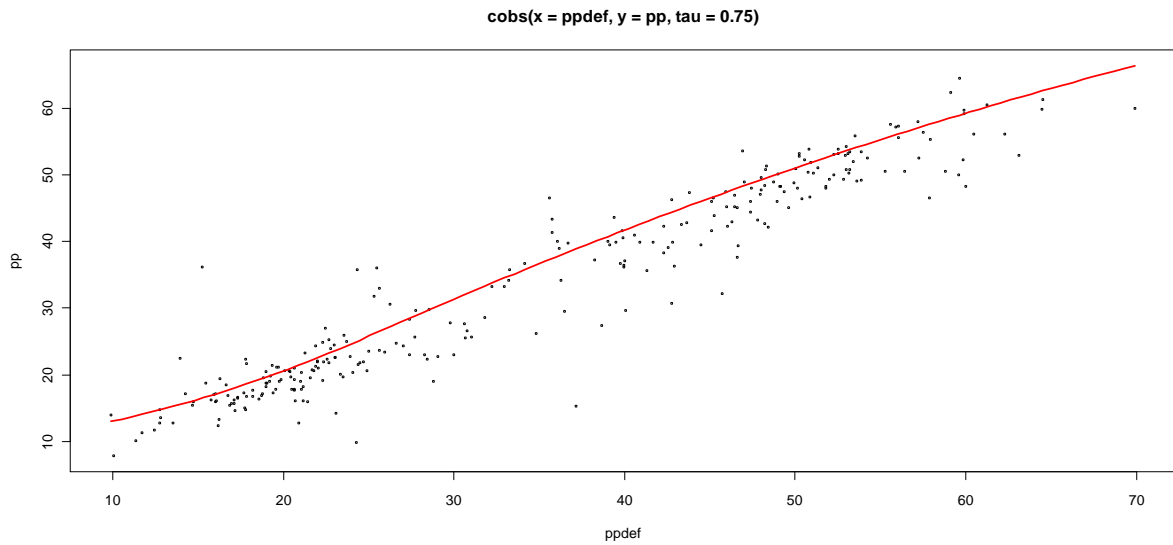
**Figura 3.2:** Modelo de regressão quantílica.

Entretanto, seguindo Laurini (2007), questiona-se: uma possível não-linearidade na equação (3.1) pode viesar esta conclusão? A pergunta central, nesta etapa, é: os dados da pobreza estadual seguem um comportamento linear? Caso a resposta seja negativa, as estimativas quantílicas da Tabela 3.3, também podem apresentar importantes vieses. Para afastar essa possibilidade, foram inferidos os *splines* quantílicos. Os resultados para os *quantis* 0,25 e 0,75 estão representados nas Figuras 3.3 e 3.4. Os *splines* indicam uma relação não-linear nos quantis.



**Figura**

**ra 3.3:** Splines Quantílico – tau=0,25.



**Figura 3.4:** Splines Quantílico – tau=0,75.

Todavia, estes resultados são mais robustos do que os lineares? Uma forma de compará-los é fornecida pelo teste de razão de verossimilhança generalizada sugerido por Fan et al. (2001). Sob a hipótese nula de igualdade entre os dois métodos, Fan e Yao (2003) calculam a distribuição assintótica para o teste a partir do *bootstrap*. Os resultados, sumarizados na Tabela 3.4, consideraram um *bootstrap* com 1000 réplicas.

**Tabela 3.4:** Teste de Razão de Verossimilhança Generalizada

Quantis	0.05	0.10	0.25	0.45	0.50	0.75	0.90	0.95
p-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Fonte: Dados da pesquisa.

Como o p-value representa a probabilidade de se cometer o erro tipo I, ou seja, rejeitar a hipótese nula quando ela é verdadeira, constata-se que o modelo não-linear é superior ao linear em todos os *quantis* considerados.

Por fim, observaram-se as seguintes características: 1) as estimativas de dados em painel podem apresentar problemas relacionados à presença de *outliers* e falácia de Galton; 2) o modelo de regressão quantílica, robusto frente aos dois problemas, indicou um maior nível de persistência para o conjunto de dados; 3) a alternativa quantílica não-linear mostrou-se mais robusta do que a proposta linear.

### **3.4. CONSIDERAÇÕES FINAIS**

O objetivo deste estudo foi buscar estimativas robustas para a persistência da pobreza nos Estados brasileiros. Foram considerados os vieses relacionados à falácia de Galton e à presença de *outliers*. Dois conjuntos de vieses mostraram-se expressivos. O primeiro se relaciona à presença de observações discrepantes, o que invalida as estimativas via mínimos quadrados ordinários e o segundo a imposição de uma estrutura linear para as equações. O conjunto de regressões quantílicas, semi- e não-paramétricas, aplicado aos dados nacionais no período de 1995 a 2005, indicaram uma elevada persistência da pobreza no Brasil.

#### **4. CONCLUSÃO**

Esta dissertação considerou temas relacionados à distribuição de renda, permitindo duas conclusões: 1) o sistema de redistribuição dos rendimentos latino americano é ineficiente sob o ponto de vista da igualdade estrita e sob a ótica da distribuição injusta; 2) as estimativas para a persistência da pobreza no Brasil são subdimensionadas. A razão para isso reside na não consideração da falácia de Galton e da presença de dados discrepantes na amostra.

## REFERÊNCIAS

Alesina, A. & Angeletos, G-M. (2005). Fairness and redistribution. **American Economic Review**, 95, 913-35.

Almås, I., Cappelen, A., Lind, J., Sørensen, E., Tungodden, B. (2010). Measuring unfair (in)equality. **Journal of Public Economics** (forthcoming).

Banerjee, A. & Newman, A. (1993). Occupational choice and the process of development. **Journal of Political Economy** 101(2), 274-98.

Barros, R., Ferreira, F., Vega, J., Chanduvi, J., Carvalho, M., Franco, S., Freije-Rodríguez, S. & Gignoux, J. (2009). **Measuring inequality of opportunities in Latin America and the Caribbean**. Washington, World Bank.

Bénabou, R. & Tirole, J. (2006). Belief in a just world and redistributive politics. **The Quarterly Journal of Economics** 121(2), 699-746.

Bossert, W. (1995). Redistribution mechanisms based on individual characteristics. **Mathematical Social Sciences**, 29, 1-17.

Bourguignon, F., Chor-ching, G. & Kim, Dae Il. (2004). **Estimating individual vulnerability to poverty with pseudo-panel data**. Policy Research Working Paper Series 3375, The World Bank.

Cappelen, A. & Tungodden, B. (2007). **Fairness and the proportionality principle**, Discussion paper SAM 31/2007, Norwegian School of Economics and Business Administration.

Cowell, F. (1980). Generalized entropy and the measurement of distributional change. **European Economic Review**, 13, 147-159.

Devooght, K. (2008). To each the same and to each his own: a proposal to measure responsibility-sensitive income inequality. **Economica** 75, 280-295.

Dias, J., Arruda, C. & Dias, M. (2009). O crescimento econômico e os investimentos em educação no Brasil são pró-pobres? Séries de Conferências da FGV.

Dworkin, R. (1981). **What is equality?** Part 2: equality of resources. *Philosophy and Public Affairs*, 10, 185–246.

Fan, J., Zhang, C. & Zhang, J. (2001). Generalized likelihood ratio statistics and Wilks phenomenon. **The Annals of Statistics**, 29, 153-193.

Fan, J. & Yao, Q. (2003). **Nonlinear time series: nonparametric and parametric methods**. Springer.

Ferreira, S. & Veloso, F. (2006). Intergenerational mobility of wages in Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, 2006; 26; 181-211.

Figueiredo, E. & Ziegelmann, F. (2009). Mudança na distribuição de renda brasileira: significância estatística e bem estar econômico. **Revista de Economia Aplicada** 13, 257-277.

Figueiredo, E. & Ziegelmann, F. (2010). Estimating income mobility using census data. **Physica A: Statistical Mechanics and its Applications** 389(21), 4897–4903.

Figueiredo, E. Silva Junior, J. Jacinto, P. (2011). A Hipótese de Kuznets para os Municípios Brasileiros: Testes para as Formas Funcionais e Estimações Não-Paramétricas. **Economia**, v 12(1), p. 149-165.

Galor, O. & Zeira, J. (1993). Income distribution and macroeconomics. **Review of Economic Studies** 60(1), 35-52.

Goñi, E., Lopez, H. & Servén, L. (2008). **Fiscal redistribution and income inequality in Latin America**. World Bank Policy Research Working Paper no4487.

Granger, C., Maasoumi, E. & Racine, J. (2004). A dependence metric for possibly nonlinear processes, **Journal of Time Series Analysis**, 25, 649-669.

He, X. & Ng, P. (1999). COBS: qualitatively constrained smoothing via linear programming. **Computational Statistics**, 14, 315-337.

Koenker, R. & Bassett, G. (1978). Regression quantiles. **Econometrica**, 46, 33–50.

Koenker, R., Ng, P. & Portnoy, S. (1994). Quantile smoothing splines. **Biometrika**, 81, 673-680.

Koenker, R. (2000). Galton, Edgeworth, Frisch, and prospects for quantile regression in econometrics. **Journal of Econometrics**, 95, 347-374.

Koenker, R. (2005). **Quantile regression**. Cambridge University Press.

Konow, J. (1996). A positive theory of economic fairness. **Journal of Economic Behavior and Organization**, 31(1), 13-35.

Laurini, M. (2007). A note on the use of quantile regression in beta convergence analysis. **Economics Bulletin**, 3, 1-8.

Maasoumi, E., Racine, J. & Stengos, T. (2007). Growth and convergence: A profile of distribution dynamics and mobility. **Journal of Econometrics**, 136(2), 483-508.

Meltzer, A. & Richards, S. (1981). A rational theory of the size of government. **Journal of Political Economy** 89, 914–927.

Mirrlees, J. (1971). An exploration in the theory of optimal income taxation. **Review of Economic Studies** 38, 175-208.

Quah, D. (1993). Galton's fallacy and tests of convergence hypothesis. **Scandinavian Journal of Economics**, 95, 427-443.

Rawls, J. (1971). **A Theory of justice**. Cambridge: Harvard University Press.

Roemer, J. (1998). **Equality of opportunity**. New York: Harvard University Press.

Zimmerman, D. (1992). Regression toward mediocrity in economic stature. **American Economic Review**, 82:409-429.