

## **Ensaio sobre Pobreza Nº. 16**

### **Título da Pesquisa**

O que mais Impacta a Redução da Pobreza: o Crescimento da Renda ou Redução da Desigualdade?  
Estimativas para as Regiões Brasileiras e os Setores da Atividade Econômica.

### **Pesquisadores Responsáveis**

Flávio Ataliba Barreto  
João Mário Santos de França  
Victor Hugo de Oliveira  
Carlos Alberto Manso

**APOIO**  
**SINDICADO DOS FAZENDÁRIOS DO CEARÀ**



CAEN - UFC

Agosto de 2009

## **O que mais Impacta a Redução da Pobreza: o Crescimento da Renda ou Redução da Desigualdade? Estimativas para as Regiões Brasileiras e seus Setores da Atividade.**

### **Resumo**

As elasticidades desigualdade-pobreza e renda-pobreza estimadas nesse trabalho evidenciam para o Brasil que a primeira é maior que a segunda significando que as políticas de combate a pobreza através da redução da desigualdade são mais efetivas que aumento da renda. Por outro lado, tomando por base o efeito sobre as regiões brasileiras verifica-se inicialmente valores mais baixos das elasticidades no Norte/Nordeste em relação as outras regiões do país. Esse resultado é um indicativo de que os níveis de pobreza nessas localidades tendem a ser mais resistentes as intervenções de políticas de combate à pobreza que nas outras localidades do país. No entanto, seguindo a tendência nacional os valores das elasticidades desigualdade-pobreza no Norte/Nordeste também é superior a elasticidade renda-pobreza.

**Palavras-Chave:** elasticidade; pobreza; desigualdade.

### **Abstract**

The inequality poverty and income-poverty elasticities estimated in this work present evidence that the first one is larger than the latter, meaning that policies for fighting poverty through inequality reduction are more effective than increasing income. On the other hand, taking into consideration the effect on the Brazilian regions, lower values for the elasticities are initially verified in the North/Northeast in relation to the other regions of the country. However, following the national tendency, the values for inequality-poverty elasticities in the North/Northeast are also superior to the income-poverty elasticity.

**Key-words:** elasticity; poverty; inequality

## I. Introdução

A despeito de todos os esforços realizados nas últimas décadas para redução da pobreza no Brasil, seus níveis permanecem ainda bastante elevados e de certa forma incompatíveis com sua renda per capita, especialmente quando comparados a outros países. Para termos uma idéia da magnitude do problema, Barros *et al* (2006) aponta que dentre um universo de 124 países para os quais os dados estão disponíveis, a despeito de 64% deles terem renda *per capita* inferior à brasileira, somente 43% desses países tem renda *per capita* dos 20% mais pobres menor que o mesmo percentil brasileiro. Isso sugere que os nossos pobres são muito mais pobres que se deveria esperar.

Tomando por base, por exemplo, uma linha de pobreza de ½ salário mínimo em 2005 (por volta de R\$ 160,00) e tendo como referência a renda familiar per capita, isso representaria uma proporção de pobres de por volta 31% da população nesse ano, contra 35% em 1995<sup>1</sup>. Por outro lado, caso usássemos o conceito de miseráveis (indivíduos que vivem com menos de R\$ 121,00 por mês em 2005), Néri (2006) calcula que 22,77% da população se encontraria nessa situação em 2005, proporção bem inferior aos 28,8% obtidos em meados da década de 1990. Mesmo considerando a diferença nas estatísticas acima, o tamanho do problema a ser enfrentado não é pequeno, diante de uma população estimada em 180 milhões de brasileiros.

Noutra dimensão, o problema é agravado quando se analisa a distribuição espacial da pobreza no país. Por exemplo, enquanto que no Nordeste, por volta de 54% da população é considerado pobre em 2005, a proporção de pobres nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste é menos da metade desse número, situando-se por volta de 20%. No Norte, a proporção de pobres também é muito elevada, passando dos 40% nesse ano. No caso ainda do Nordeste, o problema é mais emblemático uma vez que possuindo em torno de 28% da população brasileira concentra mais de 46% de seus pobres. É bem verdade, entretanto, que esses números sofreram redução após o Plano Real, mas sua dinâmica ocorre de forma distinta em cada região.

A redução da pobreza está intimamente relacionada com que ocorre com a desigualdade e a renda média. Hoffmann (2006) tem documentado a evolução da desigualdade e da renda média da economia brasileira entre 1995 e 2005. Em termos da concentração de renda há uma tendência clara de redução a partir de 1995, com ênfase

---

<sup>1</sup> Informações extraídas do site do IPEA (IPEADATA).

no período que se inicia em 2001. Essa evidência é levantada, considerando diversas fontes de rendimentos utilizadas e metodologias de cálculos da desigualdade. Quanto à renda média, verifica-se através da “curva de crescimento para pobre” que ela teve um ligeiro aumento de 0,3% entre 1997 e 2005, mas quanto se computa a renda dos 30% mais pobres ela cresce de forma expressiva (24,2%, nesse período).

Diante desse contexto, a grande preocupação dos *policy makers* tem sido identificar ações que possam reverter tal situação de forma mais acelerada. Normalmente, as políticas adotadas com essa finalidade concentram-se naquelas que possam estimular o crescimento econômico, (no sentido do aumento da renda média da economia), e/ou na redução da desigualdade entre os indivíduos. No entanto, um ponto importante é identificar o peso que se deva dar a cada uma dessas estratégias, tanto a nível nacional como nos seus desdobramentos regionais. Expressando essa discussão em termos mais técnicos, seria oportuno conhecer os valores das elasticidades renda-pobreza e desigualdade-pobreza no Brasil e suas regiões. Uma mensuração precisa desses valores é de grande relevância na medida em que se possa estabelecer os caminhos mais diretos de combate a pobreza, se através de estímulos para a redução da desigualdade ou aumento da renda média.

Diversos esforços já foram realizados nessa direção a nível internacional. Em termos da elasticidade crescimento-pobreza alguns estudos apresentam certa convergência de valores como em Meng *at al* (2005), Adams (2004), Bruno, Ravallion & Squire (1998), e Ravallion & Chen (1997). Essas pesquisas apontam que para países em desenvolvimento, esses valores situam-se no intervalo de -2,0 e -3,0, o que significa que um acréscimo de 10% no crescimento econômico levaria a um decréscimo na pobreza de 20 a 30%. Por outro lado, estimativa mais ambiciosa é vista em Bhalla (2002), que sugere um valor de -5,0 enquanto que para Wodon (1999), em um painel regional para Bangladesh, esse número seria bem mais modesto, entre -1,43 e -1,63 dependendo da linha de pobreza utilizada. Reforçando essa análise, diversos outros trabalhos indicam que o impacto do crescimento econômico sobre os níveis de pobreza seria tanto maior quanto menor fosse a desigualdade de renda existente nas economias (Ravallion (1997), Bouguignon (2003), Son e Kakwani (2003) e Lopez e Serven (2004)).

Quanto às evidências para as elasticidades desigualdade-pobreza, as estimativas são um pouco mais escassas, apresentando valores mais distintos que no caso anterior. Em Meng *at al* (2005) a elasticidade desigualdade-pobreza é de 2,8 enquanto que para

Wodon (1999) ela estaria entre 1,28 e 1,41, mas seu valor aumentaria na medida que mais peso for se dando aos mais pobres na distribuição de renda. Em Ravallion & Squire (1998), esses valores seriam bem mais elevado, situando-se por volta de 3,86.

As estimativas dessas elasticidades para o Brasil têm sido ainda pouco exploradas especialmente quando se tem na discussão a questão regional. Os escassos trabalhos existentes apresentam efeitos distintos do aumento da renda e da redução da desigualdade sobre os níveis de pobreza, dependendo muitas vezes do período e da amostra utilizada. Por exemplo, Barros, Henriques e Mendonça (2001) apontam que para cada 1% na taxa de crescimento econômico no Brasil a pobreza cairia em 2,6%, e que no caso da desigualdade essa relação seria de 1 para 1. Por outro lado, Lima *et al* (2003) estimando essas elasticidades para os estados brasileiros para os anos de 1985, 1992 e 1999 encontram um valor de 1,03 para a elasticidade renda-pobreza e 1,93 para desigualdade-pobreza.

Mais recentemente, Hoffmann (2005) utilizando uma distribuição da renda *log-normal* para o Brasil e seus estados no de 1999, conclui que um aumento de 1% no rendimento médio no país levaria a uma redução de 0,84% na proporção de pobres e que o valor absoluto dessa elasticidade cresceria com o aumento do rendimento médio e decresceria com a elevação da desigualdade.

Diante da diversidade das estimativas apresentada para o Brasil e dada a inexistência de estimativas regionalizadas, esse artigo procura contribuir para a discussão, estimando as elasticidades renda-pobreza e desigualdade-pobreza utilizando dados em painel utilizando efeitos fixos, efeitos aleatórios e primeiras diferenças, considerando os anos entre 1995 a 2005. A importância de uma investigação regional se justifica pelo fato de que como as regiões brasileiras possuem características sócio-econômicas distintas, é de se imaginar que as políticas de combate à pobreza e redução dos desequilíbrios regionais possam ter também ações diferentes. Assim, como a redução do desequilíbrio regional passa necessariamente pelo aumento da renda de forma mais intensiva nas regiões mais pobres, políticas regionais de combate a pobreza têm uma importância fundamental nesse processo.

Tomando por base a literatura nacional sobre convergência regional, esse estudo procura identificar o efeito do aumento da renda média e da redução na desigualdade considerando a idéia de “clubes de convergência” em termos da renda per capita onde os estados das regiões Norte e Nordeste comporiam um grupo e o Sul, Sudeste e Centro-Oeste um outro (Mossi *et al* (2003), Andrade *et al* (2004) e Gondim *et al*

(2007)). Ademais, como será visto na seção seguinte, esse mesmo padrão de agrupamento pode também ser verificado se usarmos como referência as medidas tradicionais de pobreza.

Este artigo está organizado da seguinte forma: além da parte introdutória apresentada inicialmente, na seção II é mostrado como o aumento da renda e a redução da desigualdade possam ter impacto nas medidas de pobreza. A seção III é dedicada a explicar os métodos de estimação e a fonte de dados utilizada e a IV seção é dedicada à análise dos resultados. Por fim, na última parte são feitas as considerações finais.

## II. Derivando as Elasticidades.

Seguindo Datt e Ravallion (1992), pode-se derivar as elasticidades renda-pobreza e desigualdade-pobreza a partir da classe de medidas proposta por Foster, Greer e Thorbecke (1984):

$$P(\alpha) = \int_0^{LP} \left( \frac{LP - y}{LP} \right)^\alpha f(y) dy$$

(1)

onde, LP é a linha de pobreza e y a renda dos indivíduos. É sabido que as medidas de pobreza conhecidas como P(0), P(1) e P(2) podem ser obtidas a partir de (1), quando  $\alpha$  assume os valores 0, 1 e 2, respectivamente. Para o primeiro caso, tem-se a medida de incidência da pobreza que é simplesmente a razão entre o número de indivíduos vivendo em situação de pobreza e a população total, ou simplesmente a *proporção de pobres* P(0). No caso de  $\alpha = 1$  tem-se o hiato da pobreza P(1), que mede a intensidade da pobreza e para  $\alpha = 2$ , o hiato da pobreza ao quadrado, P(2), que representa o grau de severidade.

Evidentemente, cada medida de pobreza apresentada dispõe de um conjunto de propriedades de forma que elas têm implicações na magnitude das elasticidades que se venha a estimar. Por exemplo, quando se utiliza P(2) no lugar de P(0), maior peso se dá aos indivíduos mais pobres, dentre aqueles considerados pobres. Assim, é de se esperar que o efeito do aumento da renda ou redução da desigualdade possa ter influência assimétrica entre os vários grupos de indivíduos pobres ou entre regiões com níveis distintos de desigualdade e pobreza.

Considerando P(0), percebe-se que essa medida depende exclusivamente dos parâmetros de  $f(y)$ . Uma variação em seu valor pode ser resultado de uma variação tanto da média como nos demais parâmetros da distribuição de renda considerada.

Assim, na medida em que a concentração de renda é função da variância e da assimetria de  $f(y)$ , pode-se assegurar que  $f(y)$  vá depender da renda média e da medida de concentração da distribuição. Desse modo, o efeito do crescimento da renda média sobre a pobreza, definida neste contexto como elasticidade renda-pobreza, pode ser medido por:

$$\varepsilon = \frac{\partial P}{\partial \bar{y}} \frac{\bar{y}}{P} = \frac{\bar{y}}{P} \int_0^{LP} \left( f_{\bar{y}}(y) + f_G(y) \frac{dG}{d\bar{y}} \right) dy \quad (2)$$

onde,  $\bar{y}$  é a renda média,  $G$  é a medida de concentração da renda,  $f_{\bar{y}}(y)$  é a derivada da distribuição da renda em relação à  $\bar{y}$ ,  $f_G(y)$  é a derivada de  $f(y)$  em relação a  $G$ . Os valores de  $f_{\bar{y}}(y)$  dependem dos valores de  $y$ . Caso assumíssemos a validade da hipótese de Kuznets (1955), da curva do “U invertido”, o termo  $(dG/d\bar{y})$  seria diferente de zero e deste modo não se conseguiria isolar o efeito da renda sobre os níveis de pobreza. Há de observar, entretanto, que tal hipótese não tem sido ainda plenamente confirmada pela literatura empírica nessa área (Deininger e Squire (1996), Chen e Ravallion (1997), Easterly (1999) e Dollar e Kraay (2002))<sup>2</sup>.

Assumindo assim a inexistência de uma relação à priori entre  $P(0)$  e  $\int_0^{LP} f_{\bar{y}}(y)dy$ , o valor absoluto da elasticidade renda-pobreza tende a ser negativo. A magnitude dessa elasticidade depende inversamente do nível da desigualdade de renda existente, uma vez que o valor absoluto de  $\int_0^{LP} f_{\bar{y}}(y)dy$  é uma função decrescente da medida de concentração. Assim, uma maior (menor) elasticidade renda-pobreza seria atingida com menor (maior) desigualdade de renda.

Para o caso da elasticidade concentração-pobreza ela pode ser obtida a partir de (1) pela seguinte expressão

$$\eta = \frac{\partial P}{\partial G} \frac{G}{P} = \frac{G}{P} \int_0^{LP} \left( f_{\bar{y}}(y) \frac{d\bar{y}}{dG} + f_G(y) \right) dy \quad (3)$$

Supondo não haver também influência da desigualdade na renda média, pode-se verificar, a partir da expressão acima, que a concentração de renda tem uma relação

---

<sup>2</sup> Como pode ser visto na Figura A, no apêndice, nessa pesquisa também não se identificou uma correlação significativa entre renda e desigualdade, em termos da renda per capita dos estados.

direta com os níveis de pobreza o que estabelece uma elasticidade desigualdade-pobreza positiva. Isto sugere, por exemplo, que um aumento da concentração de renda em uma economia de renda média baixa levaria a maiores níveis de pobreza.

Neste aspecto, a literatura também não tem apresentado uma relação conclusiva entre o efeito da desigualdade sobre o crescimento da renda. Por exemplo, enquanto Alesina e Rodrik (1994) e Perotti (1996) encontram que a desigualdade de renda é inversamente relacionada com o crescimento subsequente, Alesina e Perotti (1996), Li e Zou (1998) e Forbes (2000) mostram que o coeficiente de Gini é positivamente relacionado com o crescimento econômico. Por outro lado, Barro (2000) e Lopez (2004b) não encontram relação entre desigualdade e crescimento da renda.

### III Métodos estimação e base de dados utilizada

O modelo econométrico utilizado para estimar as elasticidades renda-pobreza e desigualdade-pobreza segue a especificação empírica vista em Ravallion e Chen (1997) a partir da seguinte equação:

$$\ln P(\alpha)_{it} = c_i + \phi \cdot \ln Y_{it} + \gamma \cdot \ln G_{it} + \delta \cdot t + u_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (4)$$

O vetor de variáveis explicativas é composto pelo logaritmo da renda média ( $Y$ ) e do Índice de Gini ( $G$ ) e o tempo,  $X = [\ln Y, \ln G, t]$ . O vetor de parâmetros a ser estimado é  $\beta = (\phi, \gamma, \delta)$  sendo a variável dependente no modelo o logaritmo natural do índice FGT,  $\ln P(\alpha)$ , considerando as três medidas usuais de pobreza, especificadas por  $\alpha = (0,1,2)$ .

O termo  $c_i$  pode ser visto como uma variável aleatória, ou como um parâmetro a ser estimado para cada observação  $i$ . No presente estudo, a variável latente  $c_i$  é responsável por captar as características não observáveis entre as unidades da federação, como as características naturais ou geomorfológica (por exemplo, clima e/ou temperatura e o solo) que são invariáveis no tempo e podem de alguma maneira afetar o nível de pobreza nos estados brasileiros. Portanto, o viés de omissão de variáveis não observáveis é tratado via estimação de efeitos fixos (EF) ou aleatórios (EA).

Deve-se ressaltar que em estudo semelhante, Adams Jr. (2004) sugere que a equação (4) seja preferencialmente estimada via primeira diferença (PD) não somente



para controlar os efeitos da heterogeneidade não observada, mas também os efeitos da possível existência de autocorrelação entre os erros.<sup>3</sup> Por outro lado, em Ravallion e Chen (1997), opta-se por estimar a equação (4) através do método de efeitos fixos (EF), justamente pelo fato do método de primeira diferença (PD) introduzir um possível ruído branco. Com esse procedimento, parte do ruído branco é constituído por um erro de medida na variável de renda média, em virtude da utilização do consumo médio como variável *proxy*. Conseqüentemente, o erro de medida também estaria presente na variável de pobreza. Ademais, esse erro de medida estaria contemporaneamente correlacionado com o erro da regressão, o que abriria possibilidade para a existência de correlação serial no modelo de primeira diferença (Adams Jr, 2004). Assim, temos que:

$$\Delta \ln P(\alpha)_{it} = \delta + \phi \cdot \Delta \ln Y_{it} + \gamma \cdot \Delta \ln G_{it} + e_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 2, \dots, T \quad (5)$$

onde  $e_{it} = u_{it} - u_{it-1}$ . A eficiência do estimador de primeira diferença é garantida quando  $e_{it}$  é não autocorrelacionado, o que implica dizer que  $u_{it}$  é um ruído branco. Wooldridge (2002), afirma que assumir  $u_{it}$  não possuir autocorrelação é, muitas vezes, uma forte suposição. Desta forma, caso  $u_{it}$  seja um ruído branco, a suposição que garante a eficiência do estimador de efeitos fixos não será mais válida. Assim, torna-se relevante testar a hipótese nula de não autocorrelação dos erros no modelo de primeira diferença para que seja possível observar a existência ou não sua existência no modelo de efeitos fixos. Portanto, na seção seguinte, apresenta-se as estimativas dos parâmetros via efeitos fixos ou aleatórios, e primeira diferença indicando a existência ou não de correlação serial do erro na equação (4).

Os dados utilizados nessa pesquisa foram extraídos da Pnad para os anos de 1995 a 2005, incluindo os 27 estados brasileiros. Na Tabela A, no apêndice, estão apresentadas às informações para os anos inicial e final da amostra. A variável renda utilizada é medida pela renda familiar per capita, considerando todas as fontes de

---

<sup>3</sup> Uma outra vantagem desse método, segundo Adams Jr (2004), seria sua facilidade computacional, em detrimento ao método de efeitos fixos (EF). Wooldridge (2002) esclarece ao considerar uma amostra com apenas dois períodos no tempo,  $T = 2$ , ambos os métodos produzem estimadores idênticos, assim como suas estimativas. Já quando  $T \geq 3$ , a escolha entre os estimadores de efeitos fixos (EF) e primeira diferença (PD) dependerá das suposições em relação ao erro  $u_{it}$ . Em particular, sob a hipótese de exogeneidade estrita, condição de *rank* e não correlação serial, o estimador de efeitos fixos é o mais eficiente dentro da classe de estimadores que assumem  $E(u_{it} | X_i, c_i) = 0$ .

rendimentos, enquanto que a desigualdade é medida pelo o índice de GINI. Quanto às medidas de pobreza apresentadas, P(0), P(1) e P(2), elas foram calculados a partir de informações disponibilizados pelo IETS (Instituto de Estudos de Trabalho e Sociedade), para 2004, onde os índices se encontram regionalizados. Todas as variáveis monetárias foram deflacionadas pelo o INPC (Índice Nacional de Preço ao Consumidor), tendo 2005, o ano de referência. O Quadro I, no apêndice, apresenta os valores das linhas de pobreza utilizadas para cada Estado.

Verifica-se que dos 27 estados, 18 tiveram crescimento da renda com destaque para Piauí, Tocantins e Goiás. Por outro lado, as maiores quedas foram verificadas em Roraima, Acre, Rondônia e Alagoas. Em termos de redução da desigualdade, ela ocorreu em 21 estados, sendo que as quedas mais expressivas foram em Tocantins e Santa Catarina. Quanto aos índices de pobreza, 18 estados apresentaram redução em P(0), com destaque para Santa Catarina, Goiás e Minas Gerais. Por outro lado, São Paulo, Distrito Federal e os estados da Região Norte tiveram aumento<sup>4</sup>.

Por fim, examinando o comportamento de P(1) e P(2), percebe-se uma grande redução desses índices com destaque para Santa Catarina e Tocantins enquanto que o Distrito Federal apresenta uma elevação substancial. De uma forma geral, o que se pode extrair desses números é que na grande maioria dos estados brasileiros, houve uma substancial redução nos níveis de pobreza e esse comportamento é acompanhado pelo tanto pelo aumento da renda como pela redução da desigualdade dos estados.

#### **IV Resultados das estimativas**

Nesta seção, são apresentados os resultados das estimativas dos modelos de efeitos aleatórios (EA) ou efeitos fixos (EF) e, em seguida, os de primeiras diferenças (PD). Os modelos foram estimados para cada índice de pobreza, os quais representam: a incidência da pobreza, P(0), a intensidade da pobreza, P(1), e a severidade da pobreza ao quadrado, P(2). As regressões foram realizadas considerando a amostra plena (Brasil), e de forma separada, agrupando os estados do Norte e Nordeste em um grupo, e os das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, num outro.

---

<sup>4</sup> Apesar de todos os estados da Região Norte terem apresentado elevação para em 2005, isso pode ser explicado pela inclusão de informações na área rural a partir de 2004.

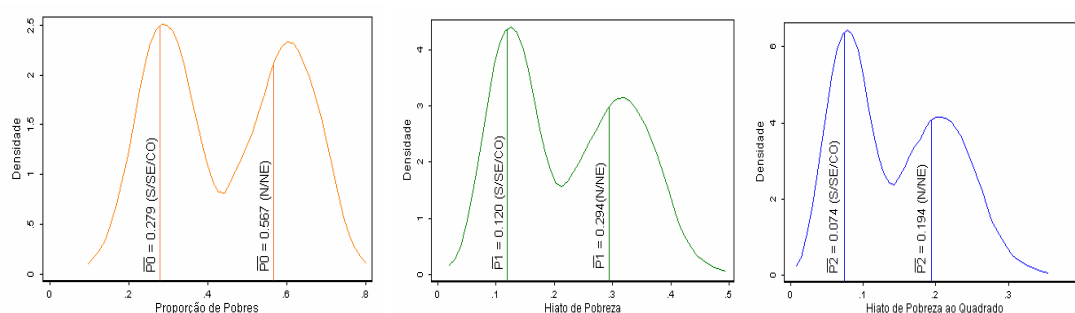
TABELA I: Estimações de Efeitos Fixos/Aleatórios das Elasticidades renda-pobreza e desigualdade-pobreza

Variáveis Explicativas	Variáveis Dependentes								
	Incidência da Pobreza $\ln P(0)$			Intensidade da Pobreza $\ln P(1)$			Severidade da Pobreza $\ln P(2)$		
	BR	N/NE <sup>(b)</sup>	S/SE/CO <sup>(b)</sup>	BR <sup>(c)</sup>	N/NE <sup>(a)</sup>	S/SE/CO <sup>(b)</sup>	BR <sup>(c)</sup>	N/NE <sup>(b)</sup>	S/SE/CO
Intercepto	5.197* (0.163)	-	-	5.867* (0.186)	-	-	6.001* (0.237)	-	-
Renda Média - $\ln Y$	-0.880* (0.028)	-0.711* (0.026)	-1.367* (0.057)	-1.048* (0.032)	-0.955* (0.022)	-1.695* (0.060)	-1.106* (0.041)	-1.090* (0.029)	-1.732* (0.096)
Desigualdade de Renda - $\ln G$	1.698* (0.071)	1.125* (0.060)	2.440* (0.084)	2.492* (0.079)	1.914* (0.052)	3.322* (0.088)	2.932* (0.105)	2.393* (0.063)	3.760* (0.142)
Teste de Wald	1858.7*	814.8*		2240.7*	2496.9*		1822.9*	2413.8*	
Teste F			758.2*			1187.1*			548.4*
Teste de Hausman para EF/EA	EA	EF	EF	EA	EF	EF	EA	EF	EF
Teste de Wooldridge para AR1	-	-	-	-	AR1	-	-	-	-
Teste de White para Heteroc.	-	HT	HM	-	HT	HM	-	HT	HM
N	270	160	110	270	160	110	270	160	110

**Nota:** Entre parênteses, desvio padrão da estimativa. Nível de significância: \*1%, \*\*5%, \*\*\*10%. **Amostras:** BR = Brasil; N/NE = Regiões Norte e Nordeste; S/SE/CO = Regiões Sul, Sudeste e Centro-oeste. **Legenda:** EA = Efeitos Aleatórios; EF = Efeitos Fixos; HT = Heterocedasticidade; HM = Homocedasticidade; AR1 = Autocorrelação de 1ª ordem. **Sobrescrito:** (a) Estimativas obtidas por MQG para correção da heterocedasticidade e autocorrelação dos resíduos; (b) Estimativas obtidas por MQG para correção somente da heterocedasticidade; (c) Estimativas obtidas por MQG para correção somente da autocorrelação dos erros.

Essa desagregação é uma forma de observar se políticas que estimulam o crescimento da renda média ou a diminuição da desigualdade de renda possuem efeitos diferenciados para os grupos de regiões. A princípio dois fatores motivam essa desagregação: o primeiro, como já comentado, está relacionado à possibilidade de existência de “clubes de convergência” em termos da renda per capita. Ademais se examinarmos as funções de densidades abaixo para os índices de pobreza verifica-se uma distribuição bi-modal onde o grupo formado pelas regiões Norte/Nordeste apresenta índices mais elevados. Isso também é um indicativo que os grupos de regiões possuem determinantes de renda distintos, o que pode influenciar, por exemplo, o funcionamento do mercado de trabalho e a capacidade que as políticas possuem de reduzir a pobreza.

**Figura 1 Funções Densidade Estimadas para a Amostra Total  
(Função Kernel de Epanechnikov)**



O segundo fato são as estimativas para o modelo de dados agrupados, o qual inclui uma variável binária especificando o valor 1 para unidades da federação que pertencem às regiões Norte/Nordeste, e valor 0 para unidades da federação que pertencem às regiões Sul, Sudeste e Centro-oeste (Tabela B, apêndice). Esses resultados reforçam a idéia de que no primeiro grupo de regiões, os níveis de pobreza são mais elevados do que os observados para as demais regiões do país<sup>5</sup>.

Ao se considerar toda a amostra para o Brasil, o teste de Hausman indicou o modelo de efeitos aleatórios como a especificação mais adequada em detrimento a de efeitos fixos. Por outro lado, quando se desagrega a amostra em grupos de unidades da federação, o teste de Hausman passa a indicar o modelo de efeitos fixos como a especificação mais adequada.

<sup>5</sup> Esse resultado é obtido, apesar de se reconhecer que a heterocedasticidade e o viés de variáveis omitidas são problemas presentes nesse modelo, mas que e serão devidamente tratados no modelo de dados em painel.

A Tabela I apresenta as estimativas das elasticidades renda-pobreza e desigualdade-pobreza para o Brasil e regiões desagregadas. Em termos gerais, constata-se que o logaritmo natural da desigualdade de renda, medida pelo índice de GINI, possui um impacto consideravelmente maior sobre níveis de pobreza do que o logaritmo natural da renda média. Em outras palavras, nas especificações de modelo para cada medida de pobreza, a elasticidade desigualdade-pobreza é maior do que a elasticidade renda-pobreza (em termos absolutos).

Esse resultado implicaria, por exemplo, que um aumento de 10% na renda média causaria uma redução média de 8,8% da incidência da pobreza no Brasil, enquanto uma redução da desigualdade em 10% iria reduzi-la em 17%. Esse diferencial de impactos parece tornar-se ainda maior quando se considera os demais índices de pobreza. O mesmo aumento de 10% na renda média reduziria a intensidade da pobreza em 10,5% e a severidade em 10,9%, enquanto uma redução de 10% da desigualdade reduziria a intensidade da pobreza em 24,9% e a severidade em 29,3%. Isso sugere que a redução da desigualdade tem um impacto muito mais expressivo nas camadas mais pobre da população que o aumento da renda média.

Esse mesmo diferencial nas elasticidades pode ser observado quando se desagrega a amostra para os grupos de regiões Norte/Nordeste e Sul/Sudeste/Centro-Oeste. No entanto, verifica-se que a magnitude das elasticidades renda-pobreza e desigualdade-pobreza são maiores, em termos absolutos, para o segundo grupo que o primeiro. Ou seja, nas regiões Norte/Nordeste, um aumento de 10% na renda média reduz a incidência da pobreza em 7,1%, a intensidade em 9,5% e a severidade em 10,9%, enquanto que na outra esses valores seriam 13,6%, 16,9% e 17,3%.

Em relação a redução na desigualdade de renda, o diferencial de elasticidade entre as regiões é ainda mais expressivo. Por exemplo, para uma queda de 10% na desigualdade de renda nas regiões Norte/Nordeste, a proporção de pobres cairia em 11,2%, a intensidade em 19,1% e a severidade em 23,9%. Já nas regiões Sul/Sudeste/Centro-Oeste, a mesma redução implicaria em valores bem maiores, ou seja, de 24,4% em P(0), 33,2% em P(1) e 37,6% em P(2).

O diferencial de elasticidades entre as variáveis de renda média e desigualdade, como também entre regiões Norte/Nordeste e Sul/Sudeste/Centro-Oeste permanecem quando se estima as mesmas especificações em primeira diferença (PD), como mostra a Tabela II. Ou seja, o decréscimo da desigualdade apresenta impacto (em termos

absolutos) superior ao crescimento da renda média não somente para o Brasil como um todo, mas também entre os grupos de regiões analisados.

Comparando os valores das elasticidades renda-pobreza encontradas para o Brasil e suas regiões, percebe-se que eles são inferiores as evidências internacionais obtidas especialmente em Meng *at al* (2005), Adams (2004), Bouguignon (2003), Bruno, Ravallion & Squire (1998) e Ravallion & Chen (1997) que estabelecem limites no intervalo 2,0 e 3,0 em termos absolutos. No entanto, os resultados nessa pesquisa para o grupo Sul/Sudeste/ Centro-Oeste assemelham-se aos obtidos em Wodon (1999) em um painel regional para Bangladesh, onde ele considera valores situados entre 1,43 e 1,63.

Por outro lado, quanto às evidências relativas às elasticidades desigualdade-pobreza para as regiões, elas estão mais próximas das obtidas em outros países, considerando, por exemplo, o que foi obtido para  $P(0)$  em Meng *at al* (2005), de 2,8, Wodon (1999), entre 1,28 e 1,41 e Ravallion & Squire (1998) situando-se em 3,86. Por fim, a comparação com números nacionais aponta valores, em média, mais elevados que as estimativas já existentes, apesar de confirmar a idéia geral maior efetividade de políticas de redução da desigualdade no combate a pobreza.

TABELA II: Estimções de Primeira Diferença das Elasticidades Crescimento-pobreza e Desigualdade-pobreza

Variáveis Explicativas	Variáveis Dependentes								
	Incidência da Pobreza $\Delta P(0)$			Intensidade da Pobreza $\Delta P(1)$			Severidade da Pobreza $\Delta P(2)$		
	BR	N/NE <sup>(b)</sup>	S/SE/CO <sup>(b)</sup>	BR <sup>(c)</sup>	N/NE <sup>(a)</sup>	S/SE/CO <sup>(b)</sup>	BR <sup>(c)</sup>	N/NE <sup>(b)</sup>	S/SE/CO
Renda Média - $\Delta Y$	-0.892* (0.066)	-0.815* (0.089)	-1.234* (0.080)	-1.094* (0.072)	-0.979* (0.055)	-1.666* (0.082)	-1.142* (0.125)	-1.021* (0.212)	-1.754* (0.129)
Desigualdade de Renda - $\Delta G$	1.379* (0.242)	1.248* (0.299)	2.047* (0.186)	2.441* (0.164)	2.330* (0.127)	3.116* (0.178)	2.920* (0.254)	2.794* (0.463)	3.691* (0.285)
Teste F	91.83*	42.29*	139.82*	202.53*	444.95*	533.75*	106.61*	264.02*	189.47*
Teste de Wooldridge para AR1	AR1	AR1	AR1	-	-	AR1	-	AR1	AR1
Teste de White para Heteroc.	HT	HT	HM	HT	HM	HM	HT	HT	HM
N	216	128	88	216	128	88	216	128	88

**Nota:** Entre parênteses, desvio padrão da estimativa. Nível de significância: \*1%, \*\*5%, \*\*\*10%. **Amostras:** BR = Brasil; N/NE = Regiões Norte e Nordeste; S/SE/CO = Regiões Sul, Sudeste e Centro-oeste. **Legenda:** EA = Efeitos Aleatórios; EF = Efeitos Fixos; HT = Heterocedasticidade; HM = Homocedasticidade; AR1 = Autocorrelação de 1ª ordem. **Sobrescrito:** (a) Estimativas obtidas por MQG para correção da heterocedasticidade e autocorrelação dos resíduos; (b) Estimativas obtidas por MQG para correção somente da heterocedasticidade; (c) Estimativas obtidas por MQG para correção somente da autocorrelação dos erros.

#### **IV. Considerações Finais**

A principal questão que motivou esse artigo foi identificar quais as estratégias mais eficientes na redução da pobreza no Brasil e suas regiões, se através de políticas que possam estimular o crescimento da renda média ou se através de ações públicas que visem à redução da concentração da renda. As evidências apontaram que a redução da desigualdade tem mais impacto na queda dos níveis de pobreza que simplesmente o crescimento da renda média. Ademais, essa constatação se intensifica quando comparamos os “clubes de convergência no Brasil”, ou seja, o grupo de estados pertencentes ao Norte/Nordeste vis-à-vis ao Sul/Sudeste/Centro-Oeste e quando adicionamos nas estimativas os índices de pobreza que captam o grau de sua intensidade e severidade.

A Tabela III, abaixo, apresenta um resumo das elasticidades calculadas. Como pode ser visto, os sinais das elasticidades encontradas confirmam os resultados esperados mas suas magnitudes são um pouco distintas das evidências nacionais assemelhando-se mais ao padrão internacional, especialmente no que se refere a elasticidade desigualdade-pobreza. No entanto, os valores mais baixos das duas elasticidades no Norte/Nordeste em relação às outras regiões do país, é um resultado novo na literatura, sendo um indicativo de que os níveis de pobreza nessas localidades tendem a ser mais resistentes as intervenções de políticas e que as ações tradicionais e isoladas de aumento da renda média da economia nas regiões mais pobres, pouca efetividade se teria no combate a pobreza, sendo necessário ações diretas de redução da desigualdade.

Apesar de não ser objeto de essa pesquisa identificar os motivos que expliquem o diferencial nas elasticidades, as suas causas podem estar diretamente associadas a diversos fatores como o diferencial educacional entre as regiões e a forma e a equalização das oportunidades quando da aquisição de capacidades, as características demográficas das famílias, a distribuição dos rendimentos do trabalho, formas distintas de segmentação e discriminação no mercado de trabalho, as características dos empregos gerados, a distribuição dos rendimentos dos ativos, dentre outros. Evidentemente, novas pesquisas devem ser encaminhadas nessa direção como forma de se melhor entender o diferencial nas elasticidades tanto no que se refere ao impacto diferencial das elasticidades renda-pobreza e desigualdade-pobreza, mas principalmente nas suas versões regionalizadas.



**TABELA III: Resumo das Estimações das Elasticidades Crescimento-Pobreza e Desigualdade-Pobreza para Brasil e Grupo de Regiões**

REGIÕES	Variáveis Dependentes					
	Incidência da Pobreza P(0)		Intensidade da Pobreza P(1)		Severidade da Pobreza P(2)	
	$\ln P(0)$	$\Delta P(0)$	$\ln P(1)$	$\Delta P(1)$	$\ln P(2)$	$\Delta P(2)$
<b>ELASTICIDADE CRESCIMENTO-POBREZA</b>						
BRASIL	-0.88	-0.89	-1.06	-1.09	-1.10	-1.14
NORTE/NORDESTE	-0.71	-0.81	-0.95	-0.98	-1.09	-1.00
SUL/SUDESTE/CO	-1.37	-1.23	-1.69	-1.67	-1.73	-1.75
<b>ELASTICIDADE DESIGUALDADE-POBREZA</b>						
BRASIL	1.70	1.38	2.50	2.44	2.90	2.92
NORTE/NORDESTE	1.12	1.25	1.90	2.33	3.40	2.79
SUL/SUDESTE/CO	2.44	2.00	3.32	3.12	3.80	3.69

## VI. Bibliografia

- Andrade, E.; Laurini, M., Madalozzo, R.; Pereira, P. L. Vals (2004): "Convergence Clubs Among Brazilian Municipalities". *Economic Letters*, n. 83, p. 179-184.
- Adams, Richard H. Jr (2004): "Economic Growth, Inequality and Poverty: Estimating the Growth Elasticity of Poverty". *World Development* Vol. 32, Nº 12, pp 1989-2014, 2004.
- Alesina, A. and D. Rodrik (1994): "Distributive Politics and Economic Growth." *Quarterly Journal of Economics*, 109(2).
- Alesina, A. and R. Perotti (1996): "Income Distribution, Political Instability, and Investment" *European Economic Review*, 40(6).
- Barro, R. (2000): "Inequality and Growth in a Panel of Countries", *Journal of Economic Growth*, 5.
- Barros, R P. Henriques, R. Mendonça R. (2001): "A Estabilidade Inaceitável: Desigualdade e Pobreza no Brasil". Rio de Janeiro: IPEA, Texto para discussão, 800.
- Barros, Ricardo Paes, Mirela de Carvalho, Samuel Franco e Rosana Mendonça. (2006): *A Queda Recente da Desigualdade de Renda no Brasil. Em Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente. Organizadores: Ricardo Paes de Barros, Miguel Nathan Foguel, Gabriel Ulyssea. Cap.2. Vol.1. IPEA. Brasília.*
- Bhalla, S. (2002): "Imagine There's no Country: Poverty, Inequality and Growth in the Era of Globalization. Washington, DC: Institute for International Economics.
- Bourguignon, F. (2003): "The Growth Elasticity of Poverty Reduction; Explaining Heterogeneity across Countries and Time Periods" in T. Eicher and S. Turnovsky, eds. *Inequality and growth. Theory and Policy Implications*. Cambridge: The MIT Press.
- Bruno, M., Ravallion, M., & Squire, L. (1988): "Equity and Growth in Developing Countries: Old and New Perspectives on the Policy Issues". In V. Tani & K-Y Chu (Eds.) *Income Distribution and High Growth*. Cmbridge, MA: MIT Press.
- Chen, S. and M. Ravallion (1997): "What Can New Survey Data Tell Us about Recent Changes in Distribution and Poverty?" *The World Bank Economic Review*, 11(2).
- De Lima, F. Soares, Flávio A. F. D. Barreto e Emerson Marinho. (2003): "Impacto do Crescimento Econômico e da Concentração de Renda sobre o Nível de Pobreza dos Estados Brasileiros". *Anais do VII Encontro Regional de Economia, Fortaleza*.

- Deninger, K. and L. Squire (1998): “New Ways of Looking at Old Issues: Asset Inequality and Growth” *Journal of Development Economics*, 57.
- Dollar, D and A. Kraay (2002): “Growth is Good for the Poor” *Journal of Economic Growth*, 7(3). pp 195-225.
- Easterly, W. (1999): “Life During Growth: International Evidence on Quality of Life and Per Capita Income” *Journal of Economic Growth*, 4.
- Forbes, K. (2000): “A Reassessment of the Relationship between Inequality and Growth”. *American Economic Review*, 90(4).
- Foster, J. E., Greer, J. and Thorbecke, E. (1984). “A Class of Decomposable Poverty
- Gondin, J. L., Barreto, Flávio A., Carvalho, J. R. Jr (2007): “Condicionantes de Clubes de Convergência no Brasil”. *Revista Estudos Econômicos*, São Paulo, Vol. 37, n 1.
- Hoffmann, Rodolfo (2005): “Elasticidade da Pobreza em Relação à Renda Média e à Desigualdade no Brasil e nas Unidades da Federação”. *Revista Economia*. Julho.
- Hoffmann, Rodolfo (2006). Em Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente. Organizadores: Ricardo Paes de Barros, Miguel Nathan Foguel, Gabriel Ulyssea. Cap.1. Vol.1. IPEA. Brasília.
- Im, K. S.; Ahan, S. C.; Schmidt P.; Wooldrige, J. M (1999): “Efficient Estimation of Panel Data Models with Strictly Exogenous Explanatory Variables”. *Journal of Econometrics*, 93, p. 177-201. Indices”, *Econometrica* 52, pp.761-766.
- Kuznets, S. (1955): “Economic Growth and Income Inequality”. *American Economic Review*, March, 1-28.
- Li H. and H. Zou (1998): “Income Inequality is not Harmful for Growth: Theory and Evidence”, *Review of Development Economics*, 2(3).
- Lopez, H. and L. Serven (2004): “The Mechanics of Growth-Poverty-Inequality Relationship”, Mimeo, The World Bank.
- Meng, X. Robert Gregory e Youjuan Wang (2005): “Poverty, Inequality, and Growth in Urban China, 1986-2000. *Journal of Comparative Economics* 33 710-729.
- Mossi, M. B; Aroca, P., Fernandez, I. J. (2003): “Growth Dynamics and Space in Brazil”. *International Regional Science Review*, v. 26, n. 3, p. 393-418, jul.

Néri, Marcelo C. (2006): Desigualdade, Estabilidade e Bem-Estar Social. Em Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente. Organizadores: Ricardo Paes de Barros, Miguel Nathan Foguel, Gabriel Ulyssea. Cap.3. Vol.1. IPEA. Brasília.

Perotti, R. (1996): “Growth, Income Distribution and Democracy” *Journal of Economic Growth*, 1.

Ravallion, M. (1997): “Can High-Inequality Developing Countries Escape Absolute Poverty?” *Economic Letters* 56.

Son, H. and Kakwany and H (2003): “Poverty Reduction: Do Initials Conditions Matter ?” *Mimeo, The World Bank*.

Wodon, Quentin T (1999): “Growth, Poverty, and Inequality: A Regional Panel for Bangladesh”. Policy Research Working Paper 2072, The World Bank South Asia Region Poverty Reduction and Economic Management Sector Unit, March

Wooldridge, J. M (2002): “Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data”. MIT Press.

## Apêndice

TABELA A

UNIDADES DA FEDERAÇÃO	Y			GINI			P(0)			P(1)			P(2)		
	1995	2005	95-05	1995	2005	95-05	1995	2005	95-05	1995	2005	95-05	1995	2005	95-05
Rondônia	476.25	367.62	-22.81	0.59	0.58	-2.64	0.39	0.46	18.66	0.17	0.20	21.02	0.10	0.12	18.87
Acre	453.38	294.48	-35.05	0.59	0.60	0.58	0.38	0.56	47.92	0.18	0.29	59.93	0.12	0.19	60.07
Amazonas	363.60	294.11	-19.11	0.59	0.53	-9.66	0.45	0.49	9.45	0.22	0.22	-0.37	0.14	0.13	-8.22
Roraima	507.76	270.41	-46.74	0.44	0.56	27.76	0.19	0.54	185.54	0.06	0.28	349.66	0.03	0.18	430.35
Pará	308.06	268.48	-12.85	0.58	0.54	-7.75	0.53	0.53	1.27	0.24	0.25	2.92	0.15	0.15	4.80
Amapá	375.80	349.66	-6.96	0.54	0.54	-0.90	0.39	0.44	13.74	0.19	0.19	1.15	0.11	0.11	-7.93
Tocantins	227.81	295.71	29.81	0.63	0.54	-14.18	0.67	0.50	-25.69	0.37	0.22	-40.46	0.26	0.13	-47.24
Maranhão	164.69	184.16	11.82	0.59	0.54	-8.96	0.73	0.66	-9.94	0.43	0.35	-19.40	0.30	0.23	-22.63
Piauí	174.99	232.86	33.07	0.60	0.60	0.87	0.72	0.62	-12.93	0.41	0.33	-18.38	0.29	0.22	-23.14
Ceará	228.45	245.48	7.45	0.63	0.59	-5.85	0.64	0.58	-10.18	0.35	0.29	-16.70	0.24	0.19	-18.24
RGN	267.82	311.36	16.26	0.61	0.61	0.20	0.60	0.53	-11.15	0.30	0.25	-16.33	0.19	0.16	-15.80
Paraíba	258.30	278.59	7.86	0.62	0.59	-5.20	0.62	0.56	-10.05	0.32	0.27	-16.93	0.21	0.17	-20.79
Pernambuco	249.08	266.98	7.19	0.59	0.60	2.27	0.63	0.60	-4.92	0.32	0.31	-2.12	0.20	0.21	0.44
Alagoas	262.09	204.50	-21.97	0.65	0.58	-10.98	0.66	0.67	2.01	0.34	0.35	1.62	0.22	0.23	5.17
Sergipe	236.08	286.42	21.32	0.59	0.56	-5.31	0.64	0.53	-18.15	0.33	0.25	-24.78	0.22	0.16	-28.65
Bahia	229.94	252.07	9.62	0.61	0.57	-7.52	0.66	0.58	-12.46	0.35	0.28	-19.36	0.23	0.18	-22.03
Minas Gerais	387.50	407.54	5.17	0.59	0.53	-10.03	0.34	0.25	-27.55	0.15	0.10	-34.35	0.09	0.06	-36.75
Espírito Santo	397.86	440.20	10.64	0.61	0.56	-7.23	0.33	0.25	-25.56	0.15	0.10	-29.82	0.09	0.06	-29.48
Rio de Janeiro	582.73	579.55	-0.55	0.58	0.56	-2.78	0.29	0.26	-8.32	0.12	0.11	-11.01	0.07	0.06	-10.74
São Paulo	646.52	604.11	-6.56	0.54	0.53	-1.07	0.19	0.21	10.03	0.08	0.09	3.89	0.05	0.05	-2.20
Paraná	449.14	508.26	13.16	0.58	0.54	-6.93	0.36	0.26	-26.07	0.16	0.10	-35.11	0.10	0.06	-38.82
Santa Catarina	504.44	566.40	12.28	0.54	0.46	-14.11	0.26	0.15	-44.49	0.11	0.05	-53.02	0.06	0.03	-54.97
RGS	519.64	529.78	1.95	0.57	0.52	-7.73	0.30	0.26	-12.01	0.13	0.11	-19.49	0.08	0.06	-21.18
MGS	387.99	424.80	9.49	0.56	0.53	-3.81	0.31	0.24	-21.97	0.12	0.10	-19.90	0.07	0.06	-16.59
MG	359.97	405.56	12.66	0.56	0.53	-5.66	0.33	0.25	-23.42	0.14	0.10	-27.85	0.09	0.06	-29.05
Goíás	344.16	431.55	25.39	0.56	0.56	-0.19	0.36	0.24	-31.83	0.15	0.10	-36.25	0.09	0.06	-35.98
DF	803.36	849.16	5.70	0.59	0.61	4.08	0.22	0.23	8.66	0.09	0.10	11.71	0.06	0.07	17.53

Quadro I	
Estados	Linha de Pobreza (R\$ 2005)
Alagoas	160,66
Bahia	164,86
Ceará	154,36
Espírito Santo	127,06
Maranhão	160,66
Minas Gerais	131,26
Paraíba	161,71
Pernambuco	174,31
Piauí	159,61
RGN	161,71
Rio de Janeiro	177,46
São Paulo	174,31
Sergipe	163,81

Fonte: IETS (2004)

TABELA B: Estimativas para o Modelo de Dados Agrupados

Variáveis Explicativas	Incidência da Pobreza	Intensidade da Pobreza	Severidade da Pobreza
	$\ln P(0)$	$\ln P(1)$	$\ln P(2)$
Intercepto	3.298* (0.142)	3.488* (0.179)	3.419* (0.235)
Renda Média - $\ln Y$	-0.575* (0.018)	-0.672* (0.025)	-0.702* (0.033)
Desigualdade de Renda - $\ln G$	1.788* (0.113)	2.561* (0.133)	2.956* (0.162)
Regiões Norte-Nordeste	0.283* (0.017)	0.371* (0.022)	0.393* (0.029)
Teste F: $\phi + \gamma = 1$	3.72***	44.42*	59.90*
Teste F Geral	2464.0*	2905.6*	2430.4*
Teste de White	106.3*	71.94*	93.02*
Teste RESET	19.9*	9.7*	7.5*
R <sup>2</sup> Adj.	0.969	0.971	0.964

Nota: Entre parênteses, desvio padrão da estimativa.

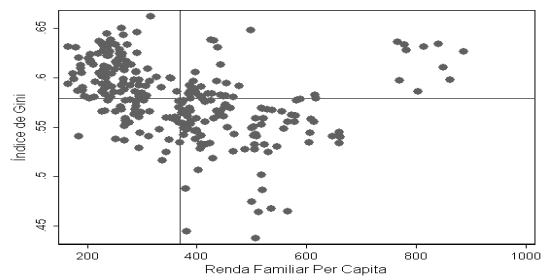
Nível de significância: \*1%, \*\*5%, \*\*\*10%.

**TABELA C: Testes de Especificação para Modelos com Dados em Painel**

Testes Estatísticos	BRASIL			NORTE E NORDESTE			SUL, SUDESTE E CENTRO-OESTE		
	P0	P1	P2	P0	P1	P2	P0	P1	P2
<b>Teste de Breusch-Pagan</b>									
<i>Heter. Não Observada</i>	832.85*	919.91*	809.17*	34.13*	54.49*	43.87*	163.38*	126.09*	66.73*
<b>Teste de Hausman</b>									
<i>Efeitos Fixos ou Aleatórios</i>	0.72	0.38	0.29	38.6*	18.43*	10.16*	186.09*	62.23*	248.24*
<b>Teste de Exogeneidade Estrita</b>									
<i>Renda</i>	0.01	-0.01	-0.04	0.01	-0.05	-0.09	-0.02	0.02	0.03
<i>Gini</i>	0.15***	-0.04	-0.16	0.05	-0.25**	-0.39**	0.21***	0.21***	0.14
<b>Teste de Wooldridge</b>									
<i>Não Autocorrelação em PD</i>	27.08*	0.11	0.74	20.80*	0.01	6.67**	17.40**	7.13**	4.56***
<b>Teste de White</b>									
<i>Efeitos Fixos</i>	111.27*	163.24*	148.67*	96.12*	99.60*	105.72*	7.56	3.02	2.79
<i>Primeira Diferença</i>	117.42*	13.07**	28.73*	75.72*	7.60	16.39**	6.93	3.85	5.94

\* nível de significância a 1%, \*\* nível de significância a 5%, e \*\*\* nível de significância a 10%.

**FIGURA A**



Obs. As linhas representam os valores médios para Renda (369.9015) e GINI (0.5789593) para toda a amostra.

## **Ensaio Anteriores:**

- Ensaio 1: Crescimento Econômico, Pobreza e Desigualdade de Renda: o que Sabemos Sobre Eles?
- Ensaio 2: Medidas de Pobreza e Desigualdade: Uma Análise Teórica dos Principais Índices.
- Ensaio 3: Discriminação Como Fonte de Desigualdade de Rendimentos no Mercado de Trabalho das Regiões Nordeste e Sudeste do Brasil.
- Ensaio 4: Crescimento Econômico, Concentração de Renda e seus Efeitos sobre o Nível de Pobreza dos Estados Brasileiros.
- Ensaio 5: Income Inequality and Barriers to Human Capital Accumulation in Brazil.
- Ensaio 6: O Desequilíbrio Regional Brasileiro: Novas Perspectivas a partir das Fontes de Crescimento "Pró-Pobre".
- Ensaio 7: Crescimento Pró-Pobre: Diferenças de Intensidade Entre Rural e Urbano no Período 2002-2005.
- Ensaio 8: Desigualdade de Renda no Nordeste Brasileiro: Uma Análise de Decomposição.
- Ensaio 9: Uma Análise Econométrica do Impacto dos Gastos Públicos Sobre a Criminalidade no Brasil.
- Ensaio 10: Novas Evidências para as Taxas de Pobreza no Brasil.
- Ensaio 11: Determinantes Recentes da Desigualdade Salarial no Nordeste do Brasil.
- Ensaio 12: Renda Básica da Cidadania ou Imposto de Renda Negativo: Qual o Mais Eficiente no Combate a Pobreza?
- Ensaio 13: Os Programas de Transferências de Renda do Governo Impactam a Pobreza no Brasil?
- Ensaio 14: Saindo da Pobreza com Microcrédito. Condicionantes e Tempo de Ascensão: O Caso dos Clientes do Crediamigo.
- Ensaio 15: Foi o Crescimento Econômico Pós-Plano Real a Favor dos Mais Pobres? Evidências para as Regiões Brasileiras a Partir dos Ganhos de Produtividade no Mercado de trabalho.