

# **Crescimento Pró-Pobre no Brasil: Uma Avaliação Empírica da Década de 1990**

**Autores**

**MÁRCIO ANTÔNIO SALVATO**

**Ensaio Sobre Pobreza Nº 21**

Outubro de 2009



# CRESCIMENTO PRÓ-POBRE NO BRASIL: UMA AVALIAÇÃO EMPÍRICA DA DÉCADA DE 1990

Márcio Antônio Salvato (IBMEC-MG)

## Resumo

Este artigo tem como objetivo investigar a relação entre crescimento, pobreza e desigualdade nos municípios brasileiros. São realizadas mensurações das elasticidades da redução da pobreza e da indigência em relação ao crescimento econômico e à taxa de variação da desigualdade de renda; e testa-se a existência de interação não linear entre o crescimento e a desigualdade inicial (Hipótese de Bourguignon). Procedemos a estimação de curvas de crescimento-pobreza (*GIC*) dos municípios para analisar a qualidade do crescimento. Os resultados sugerem que, entre as regiões, a maior elasticidade crescimento da redução da pobreza foi observada no Sudeste, além de corroborar a hipótese de Bourguignon. Apontam para uma correlação negativa entre a elasticidade redistribuição e o Gini inicial e positiva entre o módulo das duas elasticidades. As curvas de crescimento-pobreza revelam que Brasil e nenhuma região apresentaram crescimento pró-pobre no período. Entre os estados isso se deu em Roraima. Nas mesorregiões, apenas 7,35% apresentaram crescimento pró-pobre enquanto para as microrregiões esse número ultrapassa os 11%. A análise municipal revela crescimento pró-pobre em quase 25% dos municípios.

## Abstract

This article has as objective to investigate the relation between growth, poverty and inequality in the Brazilian cities. The objectives are: measure the elasticities of the reduction of the poverty in relation to the economic growth and the variation rate of the income inequality; test the existence of nonlinear interaction between the growth and the initial inequality (Bourguignon Hypothesis). We estimate growth incidence curves (*GIC*) for the cities to analyze the quality of growth. The results suggest that, between the regions, the biggest elasticity of the reduction of the poverty was observed in the Southeast and corroborate Bourguignon hypothesis. The results point with respect to a negative correlation between the elasticity redistribution and the initial Gini and positive between the module of the two elasticities. The *GICs* disclose that Brazil and no region had presented pro-poor growth in the period. Between the states this happens with Roraima. In the *mesorregiões*, only 7.35% had presented pro-poor growth while for the *microrregiões* this number exceeds 11%. The municipal analysis almost discloses to pro-poor growth in 25% of the cities.

Classificação JEL: I32, O15, C31

# **CRESCIMENTO PRÓ-POBRE NO BRASIL: UMA AVALIAÇÃO EMPÍRICA DA DÉCADA DE 1990**

## **1. Introdução**

Este estudo propõe analisar a relação entre crescimento, pobreza e desigualdade. Tais assuntos são tão importantes atualmente, que em 2000, os países membros das Nações Unidas (NU) assinaram um documento conhecido como Declaração do Milênio na reunião conhecida como Cúpula do Milênio. Os países signatários desta declaração se comprometeram a cumprir oito objetivos até 2015 – Objetivos do Milênio – com o intuito de alcançar o desenvolvimento das nações, incorporando outras dimensões além da renda que completem o bem-estar humano, entre eles o de reduzir a pobreza e a desigualdade.

Embora tais metas sejam estipuladas para países, a dimensão continental do Brasil sugere que sejam feitas análises em nível regional. Mais especificamente, os estados brasileiros são tão diferentes que a análise das unidades da federação revela distanciamento entre as mesmas que reproduzem as diferenças mundiais entre países. Portanto, seria muito importante avaliar se as metas propostas são possíveis de serem atingidas, não apenas em termos de médias para o Brasil, mas também em nível mais desagregado, para as unidades da federação. Este artigo propõe o estudo para os dados dos municípios brasileiros em diferentes níveis de agregação. Neste sentido, usando os dados censitários de 1991 e 2000, propõe-se investigar a relação entre crescimento econômico, pobreza e desigualdade para as grandes regiões, estados da federação, mesorregiões, microrregiões e municípios brasileiros.

Como metodologia de análise propõe-se mensurar a elasticidade da redução da pobreza e da indigência em relação ao crescimento econômico, testando ainda a hipótese de Bourguignon – quanto mais desigual menor seria a efetividade do crescimento em reduzir a pobreza –, introduzindo um efeito de interação não-linear entre o crescimento e a

desigualdade inicial. Além disso, será estimada conjuntamente a elasticidade da redução da pobreza e indigência à redistribuição da renda. Nesta linha de estudo, adicionalmente será estimada a curva de crescimento-pobreza para as mesorregiões, microrregiões e municípios brasileiros. Incorpora-se a estimação da *pro-poor growth rate* (área sob a *GIC* até o quintil mais próximo do *headcount index*) para comparar com a taxa de crescimento ordinal da renda (último ponto da *GIC*) para o diagnóstico de crescimento pró-pobre, seguindo Ravallion (2005). Essa metodologia, ao contrário de Kakwani e Pernia (2000), não gera resultados inconclusivos. Os resultados nos permitirão verificar se o crescimento econômico, observado na década de 1990, favoreceu relativamente mais aos pobres que os ricos.

Como principais resultados listam-se: *i*) maior elasticidade crescimento da redução da pobreza estimada para o Sudeste; *ii*) não se rejeita a Hipótese de Bourguignon, ou seja, quanto maior o Gini inicial menor a redução da pobreza provocada pelo crescimento econômico; *iii*) relação negativa entre a elasticidade redistribuição e o Gini inicial; *iv*) em média, temos baixa evidência de crescimento pró-pobre (apenas o estado de Roraima, 7,35% das mesorregiões, 11% das microrregiões e 25% dos municípios brasileiros); *v*) Rio Grande do Sul e Roraima apresentam mais de 50% dos seus municípios com evidência de crescimento pró-pobre.

Nas seções seguintes apresentamos o estado da arte da literatura de crescimento pró-pobre, as metodologias relacionadas à estimação da elasticidade crescimento da redução da pobreza (indigência) e das curvas de crescimento-pobreza (*GIC*). As últimas seções apresentam os principais resultados e as conclusões.

## **2. Crescimento Pró-pobre**

A literatura recente sobre o estudo da relação entre crescimento e pobreza propõe que o crescimento da economia pode ser benéfico aos pobres se o mesmo for acompanhado por redução da desigualdade. A velha afirmação de “vamos primeiro crescer o bolo para depois dividi-lo” reforça a idéia de que o crescimento não foi pró-pobre, ou pelo menos não tinha a intenção de reduzir a desigualdade de renda da economia. Neste sentido, por vários

anos, o debate sobre crescimento e desenvolvimento não se alinhava com o debate de busca pela maior igualdade, baseado sempre na idéia básica da curva de Kuznets, de que o crescimento para o estágio inicial de desenvolvimento tem um custo inicial de aumento da desigualdade, mas que é naturalmente eliminado para níveis maiores de desenvolvimento.

Recentemente, a discussão sobre o desenvolvimento econômico recai sobre o quanto que o crescimento pode implicar na redução da pobreza e como que a redução da desigualdade pode contribuir nessa questão. Essa literatura ficou conhecida como “*pro-poor growth*”. Nesse aspecto, a definição do conceito e suas formas de medida são cruciais o entendimento dessa questão. Em outras palavras, existe alguma forma especial de crescimento econômico de um país ou região que deve ser considerado pró-pobre? Se existe, como garantir a sua ocorrência? O quanto o crescimento afeta a pobreza depende da desigualdade inicial entre os moradores da região?

A busca das respostas para estes questionamentos passa inicialmente pela definição do termo. Existem, basicamente, duas definições para *crescimento pró-pobre*. Ravallion (2005) resume essas definições para o termo:

**Def. 1:** *Crescimento pró-pobre* ocorre quando se observa uma queda na pobreza maior que aquela que teríamos se todas as rendas tivessem aumentado pela mesma taxa (Kakwani e Pernia, 2000).

**Def. 2:** *Crescimento pró-pobre* é aquele crescimento que reduz a pobreza (Ravallion e Chen, 2003).

A primeira definição evidencia o aspecto de mudança na distribuição de renda em favor dos pobres durante um processo de crescimento econômico. Ou seja, o crescimento da renda dos pobres deve ser maior que o crescimento da renda dos não pobres, propiciando uma redução da desigualdade de renda. Nesse sentido, se durante o processo de crescimento ocorresse uma redução do índice de pobreza, mas com aumento da desigualdade, isto não pode ser entendimento como *crescimento pró-pobre*. Ao contrário, se ocorresse uma redução do nível médio de renda, mas atingindo menos

proporcionalmente os pobres, então este decréscimo também tem que ser considerado pró-pobre.

Pela segunda definição, o único indicador de interesse é o da pobreza absoluta, bastando apenas observar um crescimento acompanhado de redução de pobreza. Portanto, a mudança da distribuição de renda importa pouco.

Ravallion (1994, 1998) apresenta a discussão sobre as teorias e métodos de estimação da pobreza, que está basicamente centrada na definição de uma linha de pobreza, ou seja, determinar quem são os pobres. Basicamente, a linha de pobreza é escolhida de modo a garantir que aqueles que estão acima dela têm acesso a condições nutricionais mínimas. Pode-se definir uma linha de pobreza absoluta ou relativa, em que a segunda difere da primeira por considerar o nível médio de renda do sub-grupo, de modo que aqueles menos pobres têm uma linha de pobreza relativa mais elevada.<sup>1</sup> A primeira desconsidera este aspecto, fixando uma linha padrão para todos.

A medida de pobreza mais comum é aquela que estabelece a proporção de pobres como uma contagem das pessoas que estão abaixo da linha de pobreza em relação ao total da população (*headcount index*), o que não nos informa nada a respeito da distribuição desses pobres. Poderia, por exemplo, ocorrer uma redução da renda média dos pobres, mantendo-se inalterada a contagem proporcional dos pobres e assim não modificar o índice. Para medir essas mudanças, pode-se usar a medida de hiato de pobreza (*poverty gap index*) que reflete a distância relativa entre a linha de pobreza e renda média dos pobres como proporção da linha de pobreza e a própria linha. Contudo, essa medida ainda não reflete todas as possíveis mudanças na distribuição entre os pobres. Algumas medidas são sensíveis à distribuição e entre elas podem-se listar: índice de Watts<sup>2</sup>, medida de severidade da pobreza (*squared poverty-gap index*).<sup>3</sup>

---

<sup>1</sup> Tradicionalmente considera-se uma linha de pobreza relativa como uma proporção fixa da mediana da renda da população em questão. Por exemplo, a região Nordeste do Brasil deveria ter uma linha de pobreza relativa inferior à da região Sudeste.

<sup>2</sup> Ver Ravallion (2005) e Zheng (1993).

<sup>3</sup> Ver Foster, J., Greer, J. e Thorbecke, E. (1984). A Class of Decomposable Poverty Measures. *Econometrica* 52(3): 761-65.

Para avaliar como o crescimento econômico afeta a distribuição de renda com o uso de microdados, Ravallion e Chen (2003) propuseram a estimação da curva de incidência de crescimento (*growth incidence curve* - *GIC*). A idéia básica é o cálculo da taxa de crescimento em um determinado período para cada percentil da distribuição de renda. Assim, os pontos da *GIC* refletem as taxas de crescimento entre as inversas das distribuições cumulativas de renda – também chamada de função quantílica – para cada percentil. Ou seja,  $g_h(p) = \ln(q_{t+h}(p)/q_t(p))$ , em que  $y = q_t(p)$  é a renda para o  $p$ -ésimo percentil e  $h$  é o intervalo de tempo. Segundo os autores, se a *GIC* assumir valores positivos para todos os pontos até algum percentil  $p^*$ , então a pobreza reduziu para todos os índices da classe de *headcount index* até este percentil. Além disso, a área sob a *GIC* até o *headcount index* é a taxa média de crescimento da renda para os pobres nesse intervalo de tempo, o que Ravallion e Chen (2003) chamaram de *pro-poor growth rate*. Cabe ressaltar que esta taxa é diferente da taxa de crescimento da renda média dos pobres.

Pela definição 1, se o crescimento é pró-pobre a *pro-poor growth rate* é maior que a taxa de crescimento ordinal da renda. Ou seja, a área sob a *GIC* até o percentil definido pelo *headcount index* deve ser maior que o ponto final da mesma.<sup>4</sup> Para tanto, é necessário que a *GIC* apresente uma inclinação negativa. Observe que, neste caso, a inclinação negativa é suficiente para definir um processo de crescimento pró-pobre, mesmo que a taxa média seja negativa para todos os percentis de renda.<sup>5</sup>

Por outro lado, um processo de crescimento que não afeta a distribuição de renda apresenta uma *GIC* com inclinação zero, mostrando que a renda para todos os percentis cresceu à mesma taxa, não alterando, portanto, a medida de desigualdade de renda. Então,

---

<sup>4</sup> Para o último percentil, a taxa de crescimento  $g_h(1) = \ln(q_{t+h}(1)/q_t(1))$  é exatamente a taxa média de crescimento da renda.

<sup>5</sup> Deve ficar claro que uma curva *GIC* apresentando valores negativos para todos os percentis (ou parte deles), mas com inclinação negativa, implica uma área sob a curva (mesmo que negativa) ainda maior que a taxa média de crescimento (neste caso é menor que zero).

basta uma taxa de crescimento positiva para que tenhamos uma *pro-poor growth rate* também positiva e, pela definição 2, o crescimento será pró-pobre.<sup>6</sup>

Se ocorrerem mudanças na distribuição de renda, pela definição 2 de Ravallion e Chen (2003), o crescimento só será “pró-pobre” se o componente de redistribuição auxiliar afetar a pobreza negativamente.<sup>7</sup> Em outras palavras, se a mudança da distribuição ocorrer em prejuízo daqueles que são pobres, então ele deve reduzir a *pro-poor growth rate*. Assim, para analisar se um processo de crescimento é pró-pobre quando ocorre mudança da distribuição de renda, sob a ótica da definição 2, deve-se comparar a *pro-poor growth rate* com a taxa média de crescimento da renda multiplicada pela correção da distribuição de renda [ver Ravallion (2005)].

A literatura empírica sobre crescimento pró-pobre já levantou várias evidências de queda na pobreza durante processos de crescimento, dentre os quais se podem listar: Ravallion (1995), Ravallion (2001), Ravallion e Chen (1997), Fields (2001) e Kraay (2003). Avaliando dados em painel das contas nacionais dos países, os trabalhos apontam para uma alta e robusta elasticidade da pobreza em relação ao crescimento, em torno de -2. Ou seja, pela definição 2, o crescimento econômico é pró-pobre. O mesmo resultado é encontrado em estudos de decomposição dos componentes da pobreza, de acordo com a metodologia de Datt e Ravallion (1992), em que o componente de crescimento domina o componente de redistribuição.<sup>8</sup>

Ravallion (2001) mostra que a elasticidade da pobreza ao crescimento é bem maior naqueles países que combinaram crescimento com alguma redução da desigualdade. Isto nos aponta que a metodologia de estimação de uma elasticidade crescimento-pobreza deve ser controlada pelo componente redistributivo da renda. Como exemplo, Ravallion (2005)

---

<sup>6</sup> Embora a *GIC* possua inclinação zero, a área sob a mesma será positiva para qualquer percentil escolhido, inclusive para o *hedcount index*.

<sup>7</sup> Datt e Ravallion (1992) propuseram uma metodologia de decomposição da mudança na pobreza, em determinado período de tempo, em um componente que é atribuído ao crescimento da média da renda, outro pela mudança da distribuição de renda e, por fim, o efeito interação entre os dois.

<sup>8</sup> Ravallion (2005) aponta que esse resultado não implica que devemos buscar políticas focalizadas unicamente no crescimento econômico, mas, apenas, que o efeito da redistribuição tem menor impacto sobre



estima a *pro-poor growth rate* para China e Índia para a década de 1990. Ocorreu uma mudança na distribuição de renda desfavorável aos pobres para ambos os países, de modo que a *pro-poor growth rate* foi menor que a taxa ordinária de crescimento da renda no período analisado.<sup>9</sup> Esse resultado reproduz uma *GIC* com inclinação positiva para os níveis de renda mais elevados. Por outro lado, a *pro-poor growth rate* foi ainda positiva, indicando uma queda da pobreza absoluta.

Outro exemplo marcante sobre a incidência do crescimento sobre a pobreza é o que ocorreu na Indonésia no período da crise financeira de 1998 e pós-crise. A *GIC* para a Indonésia no período de 1996-98, no período de crise financeira e política, apresenta uma forte inclinação negativa com um decréscimo da renda para os primeiros percentis em torno de 9% e de 14% de redução da renda para os últimos. Ou seja, é uma crise pró-pobre pela definição 1. A contração da economia atingiu mais fortemente aqueles com os maiores níveis de renda. Por outro lado, pela definição 2, certamente não é pró-pobre, uma vez que a pobreza absoluta aumentou. No período subsequente à crise financeira, ocorreu um processo de recuperação econômica na Indonésia, que foi pró-pobre pela definição 2. Também pode ser considerada pró-pobre pela definição 1 até a metade mais pobre da população. Ravallion (2005) mostra que a *pro-poor growth rate* para a Indonésia no período de crise financeira (-9.7% a.a.) é maior que a taxa ordinária de crescimento da renda (-11.9% a.a.).

Por conseguinte, além da taxa de crescimento, outras variáveis são usadas para explicar a redução da pobreza. Claramente, as mais importantes são o nível de desigualdade inicial e a variação da desigualdade. As evidências sugerem que quanto maior o nível inicial de desigualdade de um país, mesmo que o crescimento seja *distribution-neutral on average*<sup>10</sup>, menor tenderá ser o impacto do crescimento sobre a pobreza. Ravallion (1997) e Kraay (2003) estimam um efeito interação entre nível de desigualdade inicial e crescimento

---

a pobreza que o crescimento. Esse resultado, inclusive, é distinto daquele estimado para o Brasil nos anos recentes, de acordo com os estudos do IPEA.

<sup>9</sup> Índia (1993/94-1999/00): crescimento da renda = 1.3% a.a. e *pro-poor growth rate* = 0.8% a.a. (calculado com *Headcount index* = 40%); China (1990-1999): crescimento da renda = 6.2% a.a. e *pro-poor growth rate* = 3.6% a.a. (calculado com *Headcount index* = 15%). Ver Ravallion (2005).

<sup>10</sup> Ver Ravallion (2005, pp. 11).

significativo para uma amostra *cross-country*, tal que, quanto mais desigual é a distribuição da renda, menor é o ganho para os pobres de um processo de crescimento. Essa proposição ficou conhecida na literatura como Hipótese de Bourguignon, ou seja, quanto mais desigual menor seria a efetividade do crescimento em reduzir a pobreza. Ravallion (1997) também mostra que durante um processo de contração econômica, a maior desigualdade da renda protege os pobres. Esse Ravallion (2005) resume esse raciocínio:

*“Low inequality can thus be a mixed blessing for poor people living in an unstable macroeconomic environment; it helps them share in the benefits of growth, but it also exposes them to the costs of contraction”*  
(Ravallion, 2005, pp. 14).

Essa discussão nos aponta que os modelos empíricos que se propõem estimar a relação entre pobreza e crescimento devem incorporar o efeito interação do crescimento com o nível de desigualdade inicial. Ou seja, a taxa de redução da pobreza deve ser diretamente proporcional à taxa de crescimento da economia corrigida pelo nível de distribuição de renda:  $\ln(P_{t+h}) - \ln(P_t) = [k \cdot (1 - Gini_t)^\theta] (\ln(y_{t+h}) - \ln(y_t))$ , em que  $h$  é o lapso de tempo do estudo,  $\ln(P_{t+h}) - \ln(P_t)$  é a taxa de variação da pobreza, medida pelo *headcount index*,  $\ln(y_{t+h}) - \ln(y_t)$  a taxa de crescimento da renda  $y_t$ ,  $(1 - Gini_t)$  é o fator de correção para a distribuição de renda<sup>11</sup>,  $k < 0$  é uma constante de proporcionalidade e  $\theta \geq 1$  é um coeficiente de não linearidade do termo de interação entre crescimento e nível de desigualdade da distribuição de renda do período inicial. O termo em colchetes representa a elasticidade crescimento da redução de pobreza, de modo que ela será tanto maior (em módulo), quanto menor for o nível de desigualdade inicial.<sup>12</sup>

Usando pesquisas populacionais para 62 países, Ravallion (2005) estimou um coeficiente de não-linearidade,  $\theta = 3.031$ , e uma constante de proporcionalidade,  $k = -9.33$ .

---

<sup>11</sup> O fator de correção da distribuição foi proposto por Ravallion (1997) de uma forma linear. Ravallion (2005) supôs um coeficiente  $\theta$  para um ajustamento não linear na relação entre a elasticidade crescimento da pobreza e a desigualdade da distribuição de renda no período inicial.

A elasticidade crescimento da redução de pobreza estimada, usando o intervalo para o coeficiente de Gini dos países, ficou entre -4.3 até -0.6. O autor conclui que “*poverty responds slowly to growth in high inequality countries, or (...) high inequality countries will need unusually high growth rates to achieve rapid poverty reduction*” (Ravallion, 2005, pp. 16).

Datt e Ravallion (2002), analisando os dados de redução da pobreza entre os estados da Índia, mostra que deve-se incluir outras variáveis de controle para refletir as diferenças sistemáticas nas condições iniciais de cada estado. Assim, qualquer estudo em que se pretenda comparar dados *cross-region* deve contemplar um conjunto de variáveis que expressam os diferentes níveis de desenvolvimento, produtividade e educação entre as regiões, dentre outros fatores.<sup>13, 14</sup>

Além disso, Ravallion (2005) aponta que o segundo fator que influencia a taxa de redução da pobreza, dado o mesmo nível de taxa de crescimento, é a mudança na distribuição de renda. Isso é bem evidente na metodologia de decomposição de Datt e Ravallion (1992) da variação da pobreza: efeito crescimento e efeito redistributivo. Assim, modelos que pretendem estimar a elasticidade crescimento da redução de pobreza devem incorporar a variação do nível de desigualdade de renda como variável explicativa, para que a elasticidade crescimento não incorpore mudanças de distribuição durante o período de análise.

A literatura nacional sobre a relação entre crescimento e pobreza ainda é embrionária. Abaixo comentamos os resultados de alguns artigos sobre o assunto. Tebaldi, Barreto e Manso (2006) a partir da análise dos dados da PNAD de 1995 a 2004, buscaram

---

<sup>12</sup> No caso extremo, quando a renda está concentrada nas mãos de uma única pessoa, o coeficiente de gini é igual a 1 e a elasticidade crescimento da redução de pobreza será nula, uma vez que somente a pessoa que tem renda usufruiu do processo de crescimento.

<sup>13</sup> Fatores idiossincráticos específicos para países como mudança de regime de câmbio, reformas tarifárias, reformas institucionais, choques agrícolas, mudanças demográficas, posição geográfica, entre outros.

<sup>14</sup> Para mostra o efeito regional sobre a elasticidade crescimento da redução da pobreza, os autores exemplifica o caso da Índia, em que o crescimento do setor não-agrícola ocorreu nos estados em que ele teria menor impacto sobre a pobreza, levando a um resultado de crescimento menos pró-pobre do que poderia ter sido. Processo similar aconteceu na China, segundo Chen e Ravallion (2003), em que o crescimento da

evidenciar as relações entre crescimento da renda, redução da pobreza e o perfil distributivo da riqueza. O artigo aprofunda o debate e aponta para a importância de se avaliar o comportamento das variações na renda média da população em situação de pobreza. Ao utilizar várias medidas de pobreza, (Proporção de pobres, Hiato de pobreza, Hiato Quadrático, Índice de Watts, Índice de Sen) na tentativa de se captar o efeito do componente desigualdade no processo da pesquisa, o artigo faz a decomposição das fontes da redução da pobreza, isto é, isolam o efeito causado pelo crescimento econômico do efeito da desigualdade da renda. O trabalho conclui que no médio e longo prazo muitas das variações na pobreza podem ser atribuídas a mudanças na renda média, sugerindo que políticas e instituições que promovam o crescimento de forma ampla são fundamentais na melhoria da qualidade de vida das populações mais carentes.

Hoffmann (1995) encontra significativa redução da pobreza absoluta na década de 1970, em função das altas taxas de crescimento da renda e relativa estagnação da desigualdade. Os anos de 1980, como era de se esperar, houve um aumento da pobreza e desigualdade, além de um descontrole inflacionário sem precedentes na história. Hoffmann (2005) estima em -0,84 a elasticidade da pobreza em relação ao crescimento da renda *per capita* no Brasil. Como o bem-estar não depende apenas da renda é fundamental considerar que as condições de vida da população apresentaram melhorias contínuas durante os últimos trinta anos, apesar de eventos potencialmente adversos, como por exemplo, as diversas crises externas na década de 1990. A melhoria dos indicadores sociais resultou de ganhos proporcionalmente mais fortes para os pobres. O autor destaca ainda as importantes conquistas no sentido da universalização do acesso à escola.

Silveira Neto (2005) afirma que a rigidez das microrregiões do NE e dos estados nordestinos com respeito à redução da pobreza pode ser explicada potencialmente, ao menos em parte, pelos níveis bastante intensos da pobreza verificados, o que exigiria taxas bastante elevadas de crescimento para diminuição dos níveis de pobreza. E que os 56,7% de pobres da população nordestina no ano de 2000 encobrem importantes diferenças intra-

---

economia rural no período 1981-2001 ocorreu de magnitude menor nas província em que ele poderia ter maior impacto sobre a pobreza nacional.

regionais, por exemplo, resultam de níveis de pobreza relativamente menores nas principais cidades litorâneas da região e relativamente maiores nas microrregiões do interior. As evidências obtidas também indicam que o relativo menor crescimento da renda dos mais pobres pode, ao menos parcialmente, estar associado à desigual distribuição dos ativos produtivos na região, entre eles, capital humano e terras. Por fim, Silveira Neto (2005) afirma que o crescimento econômico do Nordeste teria sido menos pró-pobre que o das demais regiões, pelo relativo maior grau de desigualdade (vale ressaltar que o autor supõe que a interação entre o crescimento econômico e a desigualdade inicial é linear). Ressalta-se ainda que Tebaldi, Barreto e Manso (2006) argumentam que as conclusões de Silveira Neto (2005) não se sustentam ao se levar em consideração outros índices de pobreza, como o P1, P2, índice de Watts e de Sen.

Tochetto *et alli* (2004) analisam a qualidade do crescimento econômico no Brasil durante as décadas de 1980 e 1990 a partir dos dados da PNAD e IPEADATA. Para tal, duas estratégias empíricas foram utilizadas: estimação da elasticidade da pobreza em relação ao crescimento do PIB do setor não agrícola (sem considerar efeito de interação entre o crescimento econômico e a desigualdade inicial); análise da evolução do crescimento dos decis de renda ao longo do tempo. Os resultados apontam para uma heterogeneidade de elasticidades entre os estados. Em alguns estados o crescimento piora o quadro de pobreza, podendo até mesmo agravá-lo mais que proporcionalmente, como para Bahia e Pernambuco. Adicionalmente, a análise das curvas de crescimento-pobreza aponta para um crescimento pró-pobre apenas durante a década de 1990. Além disso, traçam uma relação entre os fatores que influenciam o impacto do crescimento econômico na redução da pobreza. O conjunto destes fatores estabelece as “condições de convertibilidade” que podem ser consideradas como contexto-dependente e são classificadas em sete grupos, que indicaram a priori à composição pró-pobre do crescimento. São eles: aspecto espacial do crescimento, padrões setoriais do crescimento, grau de intensidade e uso de fatores de produção, grau de desigualdade da renda e da riqueza, dimensões não renda, padrão dos gastos públicos e impacto ambiental.

Barros *et al* (2006), decompondo os determinantes da redução da pobreza ocorrida no Brasil entre 2002 e 2005, encontrou um forte efeito da redução da desigualdade de renda e um baixo efeito do crescimento. Confrontando a evidência de Barros *et al* (2006) com o resultado de Ravallion (2005) pode-se afirmar que o alto nível de desigualdade de renda no Brasil é um forte componente para determinar uma baixa elasticidade crescimento da redução de pobreza. Nesse sentido, a leitura dos resultados de Barros *et al* (2006) devem ser feitos na direção de mostrar que a redução da desigualdade de renda, além de contribuir com a redução da pobreza, também é um fator importante para aumento do efeito do crescimento sobre a redução da pobreza.

Com respeito aos municípios mineiros, Resende (2006) analisou para o período de 1991 a 2000 a relação entre crescimento econômico e pobreza. Foram encontradas regiões com uma boa qualidade de crescimento onde existe uma maior elasticidade “pobreza-crescimento”. Por outro lado existem regiões com uma menor elasticidade “pobreza-crescimento”, ou seja, relativa menor capacidade de reduzir a proporção de pobres para uma determinada taxa de crescimento. Por fim, foram analisadas as características sócio-econômicas dos municípios pertencentes a cada um dos quatro padrões de crescimento verificados. Muito da análise realizada pelo autor foi baseada em macro-regiões. Acreditamos que uma análise micro-regional possa revelar resultados mais precisos. Além disso, o autor não faz uma análise para a situação da indigência, focando apenas a pobreza. Outra crítica que se pode fazer a Resende (2006) diz respeito à metodologia econométrica utilizada na estimativa das elasticidades renda-pobreza. O autor força uma relação linear entre o nível inicial de desigualdade, renda e pobreza, contrariando, por exemplo, Ravallion (2005).

### 3. Metodologia

#### 3.1. Elasticidade renda-pobreza

Os relatórios dos Objetivos do Milênio sinalizam que a pobreza reduziu em todas as regiões brasileiras com destaque para MG. As primeiras previsões apontam que a redução da pobreza pela metade do indicador verificado em 1991 é factível exigindo apenas que a evolução observada entre 1991 e 2000 se mantenha. Apesar disso, vários fatores podem, em tese, reduzir a pobreza entre eles o crescimento econômico. Pretende-se estimar o efeito do crescimento econômico sobre a pobreza e desigualdade controlado por outros fatores (densidade demográfica, distância à capital, taxa de urbanização, *dummies* de mesorregião e microrregião e etc).

Pretende-se estimar qual a resposta percentual que se obtém na redução da pobreza e indigência, quando se aumenta em 1% a renda per capita. Nesse projeto trataremos o universo dos municípios do Estado de Minas Gerais e de outras unidades da federação para efeito de comparação, considerando as mudanças de renda per capita observadas na década de 90, a partir dos dados dos Censos de 1991 e 2000 (Atlas do Desenvolvimento Humano 2003). Apresentamos uma descrição dos modelos abaixo para as estimativas de elasticidade renda-pobreza e renda-indigência.

Seja  $y_i$  a renda per capita do município  $i$  do estado de Minas Gerais ou de qualquer outra região;  $F_i(y)$  a distribuição cumulativa de renda do município  $i$  e  $P_i = F_i(y_0)$  a proporção de pessoas abaixo da linha de pobreza  $y_0$ . Os modelos que serão estimados são os seguintes:

Modelo 1: Sem Interação: 
$$\Delta \ln P_i = \alpha + \beta \Delta \ln y_i + \sum_k \delta_k X_i^k + \varepsilon_i \quad (1)$$

em que  $\beta$  é a elasticidade renda-pobreza (ou indigência), indicando quanto mudaria percentualmente a pobreza (ou indigência) se ocorresse uma mudança de 1% na renda per

capita dos municípios,  $k = 1, \dots, K$  variáveis de controle (densidade demográfica de 2000, distância à capital, taxa de urbanização de 1991, número de anos médios de estudo da população acima de 25 anos de 1991, taxa de variação percentual do Gini entre 1991 e 2000) para tratar da heterogeneidade dos municípios,  $X_i^k$ , resíduos  $\varepsilon_i$ .

Modelo 2: Com Interação Linear: 
$$\Delta \ln P_i = \alpha + \beta(1 - Gini_i) \Delta \ln y_i + \sum_k \delta_k X_i^k + \varepsilon_i \quad (2)$$

em que  $\beta(1 - Gini_i)$  é a elasticidade renda-pobreza (ou indigência) agora controlada pela desigualdade inicial, indicando quanto mudaria percentualmente a pobreza (ou indigência) se ocorresse uma mudança de 1% na renda per capita dos municípios.

Modelo 3: Com Interação Não-Linear: 
$$\Delta \ln P_i = \alpha + \beta(1 - Gini_i)^\theta \Delta \ln y_i + \sum_k \delta_k X_i^k + \varepsilon_i \quad (3)$$

em que  $\beta(1 - Gini_i)^\theta$  é a elasticidade renda-pobreza (ou indigência) agora controlada pela desigualdade inicial, indicando quanto mudaria percentualmente a pobreza (ou indigência) se ocorresse uma mudança de 1% na renda per capita dos municípios. Beta é suposto menor que zero e Teta maior que um, ou seja, elevados níveis iniciais de desigualdade terão impactos progressivamente menores sobre a elasticidade quando a desigualdade cresce (relação côncava).

Cabe ressaltar que a inclusão da variável taxa de variação percentual do Gini entre 1991 e 2000 nos trás a possibilidade de estimar a elasticidade crescimento da redução da pobreza (indigência) controlando o efeito redistributivo, numa tentativa de incorporar nessa metodologia as principais causas macro de variação da pobreza, seguindo a idéia da decomposição de Datt e Ravallion (1992). A interpretação do coeficiente para a variável variação percentual do Gini será a elasticidade redistribuição da redução da pobreza (indigência). A estimação das duas elasticidades na mesma equação é uma inovação em relação à literatura empírica sobre o assunto.



### 3.2. Curvas de crescimento-pobreza

Além disso, para avaliar se o crescimento em Minas Gerais na década de 1990 foi pró-pobre, serão construídas curvas de crescimento-pobreza (*GIC*) a partir das taxas de variação da renda média de cada quintil observadas na década de 1990. Os dados utilizados são também do Atlas do Desenvolvimento Humano (2003).

Baseada na definição de Son (2004), a curva de crescimento-pobreza pode ser expressa matematicamente usando o seguinte raciocínio. Seja  $y$  a renda per capita e  $f(y)$  a densidade da renda, com média  $E(y) = \mu$ . A curva de Lorenz pode ser descrita como  $L(p) = \frac{1}{\mu} \int_0^x f(y)dx$ , em que  $p = \int_0^x f(y)dy$ , com  $0 < x < 1$ . Se  $L(p) = p$ , teríamos perfeita distribuição de renda. Se o crescimento afetar diferentemente os estratos de renda, então a forma da curva de Lorenz se altera. Assim avaliar se há crescimento pró-pobre equivale analisar o comportamento dessa curva frente ao crescimento. Quando há um deslocamento para cima da curva de Lorenz, isto é  $\Delta L(p) \geq 0, \forall p$ , então a desigualdade reduziu com o crescimento, e ocorreu crescimento pró-pobre.

Para dados discretos, pode-se escrever  $L(p) = \frac{\mu_p P}{\mu}$ , em que  $\mu_p$  é a renda média até o quintil  $p$ . A variação percentual da curva de Lorenz pode ser aproximada por  $\Delta \ln(L(p)) = \Delta \ln \mu_p - \Delta \ln \mu = g(p) - g$ , em que  $g(p)$  é a taxa de crescimento da renda média até o quintil  $p$  e  $g$  é a taxa de crescimento da renda média. Note que  $g(100) = g$ .

A curva crescimento-pobreza representa a taxa de variação da renda por quintil:  $(p, g(p))$ . Crescimento pró-pobre ocorre quando  $g(p) > g > 0$ , ou seja, quando a curva crescimento-pobreza tiver inclinação negativa. Se  $0 < g(p) < g$ , o crescimento é empobrecedor (não pró-pobre), pois os quintis de renda mais elevada estão crescendo a taxas maiores do que os decis de renda mais baixa, e a curva crescimento-pobreza tem inclinação positiva. Se  $0 > g(p) > g$ , o decrescimento da renda é menor entre os decis de renda mais baixa e a curva crescimento-pobreza tem inclinação negativa. Se  $0 < g < g(p)$ ,

o decréscimo da renda atinge principalmente os mais pobres e a curva crescimento-pobreza tem inclinação positiva.

Segundo Ravallion e Chen (2003), a área sob a *GIC* até o *headcount index* é a taxa média de crescimento da renda para os pobres nesse intervalo de tempo, ou seja, a *pro-poor growth rate*. Cabe ressaltar que esta taxa é diferente da taxa de crescimento da renda média dos pobres. Pela definição 1, se o crescimento é pró-pobre a *pro-poor growth rate* para o quintil mais próximo do *headcount index* é maior que a taxa de crescimento ordinal da renda (último ponto da *GIC*). Observe que, neste caso, a inclinação negativa é suficiente para definir um processo de crescimento pró-pobre, mesmo que a taxa média seja negativa para todos os percentis de renda.<sup>15</sup>

No caso de um crescimento *neutral distributional* basta verificar uma taxa de crescimento positiva para que tenhamos uma *pro-poor growth rate* também positiva e, pela definição 2, o crescimento será pró-pobre.

Se ocorrerem mudanças na distribuição de renda, pela definição 2 de Ravallion e Chen (2003), o crescimento só será “pró-pobre” se o componente de redistribuição auxiliar afetar a pobreza negativamente. Em outras palavras, se a mudança da distribuição ocorrer em prejuízo daqueles que são pobres, então ele deve reduzir a *pro-poor growth rate*. Assim, para analisar se um processo de crescimento é pró-pobre quando ocorre mudança da distribuição de renda, sob a ótica da definição 2, deve-se comparar a *pro-poor growth rate* com a taxa média de crescimento da renda multiplicada pela correção da distribuição de renda [Ravallion (2005)]. Diferentemente de outros trabalhos [ver, por exemplo, Resende (2006)] os resultados obtidos não podem ser, por força da metodologia, inconclusivos.

## 4. Resultados

### 4.1. Elasticidade crescimento e redistribuição da redução da pobreza

Os resultados dos modelos estimados para Brasil, grande regiões e estados brasileiros são apresentados a seguir (Tabela A.1 do Anexo com exemplo do resultado para Brasil como um todo). Como descrito na metodologia, para cada região ou estado foram estimados três modelos: o primeiro sem considerar o efeito de interação entre renda e desigualdade, o segundo com interação suposta linear e o terceiro usando interação não linear. Os dois primeiros foram estimados via mínimos quadrados ordinários enquanto o terceiro por máxima verossimilhança.

Apesar de não ser a especificação mais indicada, faremos breves comentários sobre os modelos sem interação. No primeiro deles, as variáveis explicativas são significativas a 10% em sua maioria, tanto para pobreza quanto para indigência (na verdade, densidade demográfica e distância à capital não são significativas em alguns casos). Entre as grandes regiões, a maior elasticidade renda-pobreza é observada no Sudeste, -1,15, ou seja, um aumento de 1% na taxa de crescimento da renda per capita implica numa redução do percentual de pobres de 1,15%. O resultado para o Brasil como um todo é de -0,68 enquanto para o Nordeste a elasticidade é de apenas -0,29. O resultado para indigentes é, em geral, ainda mais forte. O estado de São Paulo apresentou as maiores elasticidades, -1,60 para pobreza e -2,59 para indigência. O resultado do estado de Minas Gerais mostra que no período entre 1991-2000 um crescimento da renda per capita de 1% esteve associado a uma redução de 0,81% no percentual de pobres e de 1,49 no de indigentes.

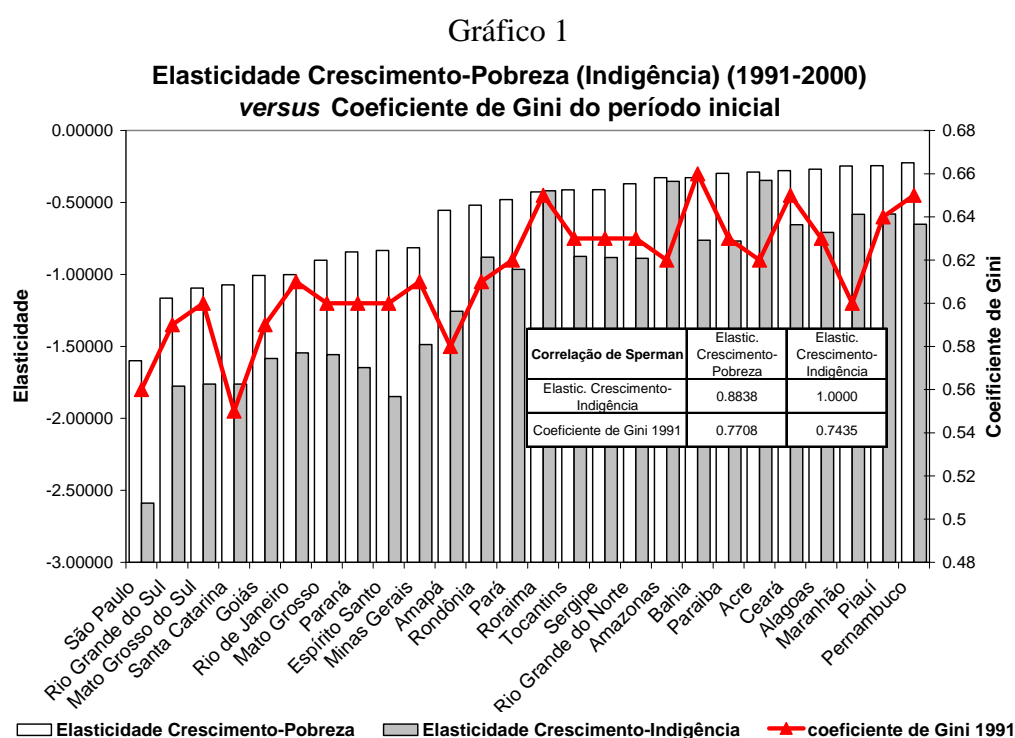
O Gráfico 1 sintetiza os resultados para as elasticidades crescimento da redução da pobreza (indigência) versus o Gini inicial, para o modelo sem interação.<sup>16</sup> Claramente,

---

<sup>15</sup> Quando a inclinação da *GIC* não for negativa em todo o trecho relevante é necessário observar a área sob a mesma. Inclinação negativa implica em *pro-poor growth rate* maior que a taxa ordinária de crescimento. Por outro lado, o inverso não é necessariamente verdade.

<sup>16</sup> A estimativa da elasticidade crescimento da redução da pobreza (indigência) para o modelo sem interação representa a média das elasticidades municipais estimadas dos modelos com interação linear e não-linear.

observa-se uma relação negativa entre o módulo da elasticidade e o coeficiente de Gini dos estados, ou seja, em média, quanto maior o Gini menor a elasticidade crescimento da redução da pobreza (indigência). O coeficiente de correlação de Spearman (*rank*) entre as elasticidades estimadas para pobreza e indigência com coeficiente de Gini inicial se mostrou positivo e estatisticamente significativo a 1%. Esse resultado sugere uma melhor especificação para os modelos com interação linear e não-linear.



Analisando os modelos que levam em consideração a interação entre crescimento de renda e desigualdade inicial sobre a redução da pobreza (indigência), podemos notar que o ajuste é melhor quando se considera que tal interação é não linear, ao avaliar apenas coeficiente de  $R^2$  ajustado. Como no caso dos modelos sem interação, as variáveis explicativas são significativas a 10% em sua maioria. Importante notar que nestes casos, as elasticidades são diferentes dependendo da desigualdade inicial do município que, neste caso, devem ser calculadas por  $\hat{\beta}(1-Gini_i)^{\theta}$ . Como exemplo, os resultados das

elasticidades estimadas, via modelos com interação linear e não-linear para Brasil como um todo, podem ser mais bem visualizados no Gráfico A.1 do Anexo.

Para o Brasil como um todo, como esperado, as elasticidades crescimento da redução da pobreza e da indigência diminuem com o aumento do Gini inicial. No primeiro caso, a relação corrobora os argumentos de Ravallion (2005), ou seja, é côncava<sup>17</sup> (o módulo da elasticidade diminui menos que proporcionalmente com o aumento do Gini). Já para indigência a relação é convexa. Em qualquer caso, as elasticidades são maiores em módulo para o caso da indigência. Tanto para pobreza quanto para indigência, as curvas de elasticidade estimadas pelos modelos com interação linear e não linear se cruzam no ponto da elasticidade calculada pelo modelo sem interação na abscissa e Gini inicial do Brasil na ordenada. As elasticidades crescimento da redução da pobreza (indigência) estimadas para os municípios brasileiros estão no intervalo -0,277 a -0,988 (-0,944 a -1,439).

Nos casos das grandes regiões, apenas para a região Sul as duas curvas de elasticidade (pobreza e indigência) estimadas pelo modelo de interação não linear são côncavas. Norte, Nordeste e Centro-Oeste apresentam curvas convexas para pobreza e indigência. Para o Sudeste, não se rejeita a hipótese de que o modelo linear ajusta melhor a estimação da elasticidade crescimento da redução da pobreza.

---

<sup>17</sup>  $\theta$  estimado é estatisticamente maior que 1 a 10% de significância.

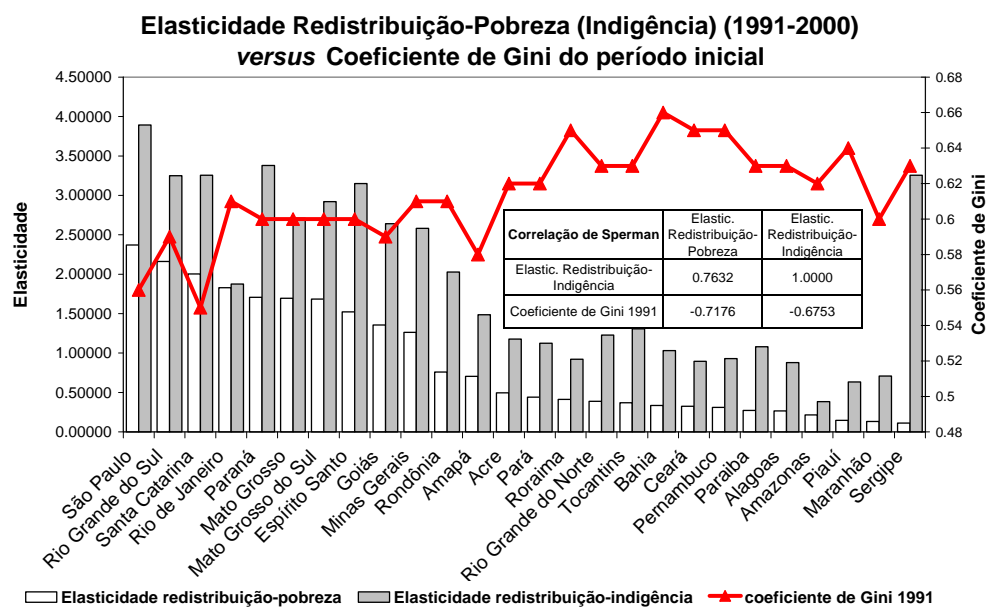


Gráfico 2

Os resultados para os estados são semelhantes aos discutidos acima. As duas curvas de elasticidade (pobreza e indigência) estimadas pelo modelo de interação não linear são côncavas apenas para Rio Grande do Sul. São convexas nos dois casos em Alagoas, Bahia, Goiás, Maranhão e Pará. Em alguns casos o modelo não convergiu (pobreza: Acre, Pernambuco, Roraima e Sergipe; indigência: Amazonas, Amapá e Rio de Janeiro). Apenas Minas Gerais apresenta relação convexa para pobreza e côncava para indigência. Além disso, nos casos de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Rondônia a melhor especificação é aquela cuja interação entre desigualdade inicial e crescimento é suposta linear tanto para a pobreza quanto para indigência. Apenas para o caso da pobreza, o modelo linear não pode ser rejeitado estatisticamente para Amapá, Espírito Santo, Paraíba, Piauí, Rio de Janeiro, Santa Catarina e São Paulo. Para a indigência são os estados: Acre, Ceará, Paraná, Roraima, Rio Grande do Norte e Tocantins.

Foi possível, pela metodologia proposta, portanto uma inovação em relação a literatura empírica, estimar conjuntamente as elasticidades crescimento e redistribuição da redução da pobreza (indigência).<sup>18</sup> O Gráfico 2 resume os resultados para as elasticidades

<sup>18</sup> Portanto, a estimação de uma é controlada pelo efeito da outra não levando a viés de estimação.

redistribuição da redução da pobreza (indigência) versus o Gini inicial.<sup>19</sup> Claramente, observa-se uma relação negativa entre a elasticidade e o coeficiente de Gini dos estados, ou seja, em média, quanto maior o Gini menor a elasticidade redistribuição da redução da pobreza (indigência). O coeficiente de correlação de Spearman (rank) entre as elasticidades estimadas para pobreza e indigência com coeficiente de Gini inicial se mostrou negativo e estatisticamente significativo a 1%. Pela análise da Tabela 1 podemos notar, portanto, uma correlação positiva entre o módulo das elasticidades crescimento e redistribuição da redução de pobreza (indigência).

---

<sup>19</sup> Para efeito de comparação, optamos por apresentar graficamente a elasticidade estimada da redistribuição da redução da pobreza (indigência) do modelo com interação não-linear.

Tabela 1

## Elasticidades Crescimento e Redistribuição da Pobreza e Indigência (1991 a 2000)

Brasil, regiões e estados	Elasticidade Crescimento		Elasticidade Redistribuição	
	Pobreza	Indigência	Pobreza	Indigência
<i>Brasil</i>	-0,684	-1,270	1,013	2,018
<i>Sudeste</i>	-1,150	-2,105	1,847	3,349
<i>Sul</i>	-1,056	-1,746	2,107	3,422
<i>Centro-Oeste</i>	-0,966	-1,622	1,453	2,753
<i>Norte</i>	-0,486	-0,800	0,480	1,177
<i>Nordeste</i>	-0,296	-0,712	0,279	0,939
Acre	-0,290	-0,347	0,494	1,179
Alagoas	-0,270	-0,709	0,267	0,880
Amapá	-0,555	-1,256	0,704	1,486
Amazonas	-0,329	-0,353	0,215	0,384
Bahia	-0,328	-0,763	0,336	1,031
Ceará	-0,279	-0,655	0,326	0,897
Espírito Santo	-0,834	-1,849	1,524	3,150
Goiás	-1,008	-1,583	1,356	2,640
Maranhão	-0,247	-0,582	0,134	0,707
Mato Grosso	-0,902	-1,558	1,694	2,709
Mato Grosso do Sul	-1,095	-1,762	1,686	2,921
Minas Gerais	-0,815	-1,487	1,264	2,583
Pará	-0,480	-0,965	0,442	1,124
Paraíba	-0,298	-0,769	0,273	1,081
Paraná	-0,844	-1,648	1,706	3,377
Pernambuco	-0,224	-0,651	0,312	0,929
Piauí	-0,244	-0,580	0,145	0,633
Rio de Janeiro	-1,002	-1,545	1,827	1,877
Rio Grande do Norte	-0,369	-0,888	0,389	1,228
Rio Grande do Sul	-1,165	-1,776	2,162	3,249
Rondônia	-0,520	-0,881	0,760	2,028
Roraima	-0,427	-0,419	0,413	0,921
Santa Catarina	-1,073	-1,762	2,003	3,256
São Paulo	-1,600	-2,589	2,372	3,892
Sergipe	-0,411	-0,883	0,113	3,256
Tocantins	-0,412	-0,874	0,369	1,309

Fonte: FJP (2003); cálculo dos autores

Obs.: Elasticidades estimadas pelo modelo com interação não-linear; a elasticidade crescimento é a média para todos os municípios e equivale à estimativa do modelo sem interação.

Até este ponto, a análise do crescimento econômico e sua influência sobre a pobreza (e indigência) teve como base a definição que considera crescimento pró-pobre aquele crescimento que reduz a pobreza, definição 2. Baseada na definição de Son (2004) a análise realizada na próxima seção enfoca a qualidade do crescimento, ou seja, observamos, inequivocamente, quanto os pobres e indigentes se beneficiaram do crescimento da renda per capita observado no Brasil ao longo da década de 1990.

#### 4.2. Curvas de crescimento-pobreza

A Tabela 2 apresenta, como exemplo, os índices de pobreza e indigência para 1991 e 2000, a *GIC* por quintil de renda e a *pro-poor growth rate* para Brasil e grandes



regiões. Também como exemplo, o Gráfico 2 do Anexo apresenta-se as *GICs* por estados da Região Norte. Os resultados para mesorregiões, microrregiões e municípios são resumidos na Tabela 3. A análise desse conjunto de informação nos revela que apenas o estado de Roraima apresenta uma *GIC* com inclinação negativa o que é suficiente para afirmar que o crescimento entre 1991 e 2000 foi pró-pobre. Para os demais estados, grandes regiões e Brasil como um todo a inclinação foi sempre positiva implicando numa *pro-poor growth rate* menor que a taxa ordinária de crescimento para todos os quintis, inclusive naquele em que se situa o *headcount index* de pobreza (indigência).

Tabela 2 - Índices de pobreza e indigência, *GIC* por quintil de renda e *pro-poor growth rate* (1991 a 2000)

Brasil, Regiões e Unidades da Federação	Pobreza (%)		Indigência (%)		Growth incidence curve (% a.a.)					Pro-poor growth rate (% a.a.)				
	1991	2000	1991	2000	1º q	2º q	3º q	4º q	5º q	1º q	2º q	3º q	4º q	5º q
<i>Brasil</i>	83.5	70.8	60.2	46.0	-4.4	0.5	2.8	4.2	4.7	-4.4	-1.9	-0.3	0.8	1.6
<i>Região Sudeste</i>	68.1	57.2	41.9	32.9	-1.2	1.4	2.4	3.1	3.7	-1.2	0.1	0.9	1.4	1.9
<i>Região Sul</i>	16.7	16.1	5.1	6.1	-0.3	0.7	1.5	2.0	2.8	-0.3	0.2	0.6	1.0	1.4
<i>Região Nordeste</i>	16.7	16.1	5.1	6.1	-0.3	0.7	1.5	2.0	2.8	-0.3	0.2	0.6	1.0	1.4
<i>Região Norte</i>	32.6	23.5	12.9	9.1	1.4	2.5	3.0	3.4	4.2	1.4	2.0	2.3	2.6	2.9
<i>Região Centro-Oeste</i>	50.1	37.0	22.0	13.8	2.4	3.3	3.6	3.5	3.7	2.4	2.9	3.1	3.2	3.3

Fonte: FJP (2003); cálculo dos autores

Tabela 3 – Crescimento Pró-pobre no Brasil (1991 a 2000)

Brasil / UF	Municípios com crescimento Pró-pobre (1991-2000)			Microrregiões com crescimento Pró-pobre (1991-2000)			Mesorregiões com crescimento Pró-pobre (1991-2000)		
	Total de Municípios	Total (%)		Total de Microrregiões	Total (%)		Total de Mesorregiões	Total (%)	
		Total	(%)		Total	(%)		Total	(%)
<i>Brasil</i>	5506	1375	24.97%	558	65	11.65%	136	10	7.35%
Acre	22	2	9.09%	5	0	0.00%	2	0	0.00%
Alagoas	101	5	4.95%	13	0	0.00%	3	0	0.00%
Amapá	16	2	12.50%	4	0	0.00%	2	0	0.00%
Amazonas	62	5	8.06%	13	0	0.00%	4	0	0.00%
Bahia	415	57	13.73%	32	1	3.13%	7	0	0.00%
Ceará	184	6	3.26%	33	0	0.00%	7	0	0.00%
Espírito Santo	77	36	46.75%	13	3	23.08%	4	1	25.00%
Goias	242	69	28.51%	19	2	10.53%	5	0	0.00%
Maranhão	217	15	6.91%	21	0	0.00%	5	0	0.00%
Mato Grosso	126	32	25.40%	22	1	4.55%	5	0	0.00%
Mato Grosso do Sul	77	20	25.97%	11	0	0.00%	4	0	0.00%
Minas Gerais	853	289	33.88%	66	17	25.76%	12	1	8.33%
Pará	143	12	8.39%	22	0	0.00%	6	0	0.00%
Paraíba	223	24	10.76%	23	0	0.00%	4	0	0.00%
Paraná	399	137	34.34%	39	7	17.95%	10	2	20.00%
Pernambuco	185	7	3.78%	19	0	0.00%	5	0	0.00%
Piauí	221	27	12.22%	15	0	0.00%	4	0	0.00%
Rio de Janeiro	91	28	30.77%	18	5	27.78%	6	2	33.33%
Rio Grande do Norte	166	17	10.24%	19	1	5.26%	4	0	0.00%
Rio Grande do Sul	467	254	54.39%	35	13	37.14%	7	2	28.57%
Rondônia	52	12	23.08%	8	2	25.00%	2	0	0.00%
Roraima	15	8	53.33%	4	3	75.00%	2	2	100.00%
Santa Catarina	293	125	42.66%	20	5	25.00%	6	0	0.00%
São Paulo	645	163	25.27%	63	4	6.35%	15	0	0.00%
Sergipe	75	5	6.67%	13	0	0.00%	3	0	0.00%
Tocantins	139	18	12.95%	8	1	12.50%	2	0	0.00%

Fonte: FJP (2003); cálculo dos autores

Os resultados para mesorregiões apontam crescimento pró-pobre em apenas dez do total de 136, são elas: Sul Espírito-Santense (ES), Oeste de Minas (MG), Noroeste Paranaense (PR), Sudoeste Paranaense (PR), Noroeste Fluminense (RJ), Norte Fluminense (RJ), Norte de Roraima (RR), Sul de Roraima (RR), Centro Oriental Rio-Grandense (RS) e Noroeste Rio-Grandense (RS). Os resultados para microrregiões revelam que em vários estados não ocorreram evidências de crescimento pró-pobre. São eles: Acre, Alagoas, Amazonas, Amapá, Ceará, Maranhão, Mato Grosso do Sul, Pará, Paraíba, Pernambuco, Piauí e Sergipe. As evidências de crescimento pró-pobre aparecem em 65 microrregiões num total de 558. Vale destacar os casos de Roraima (75%), Rio Grande do Sul (37,14%), Minas Gerais (25,76%), Rondônia (25%) e Santa Catarina (25%) com os maiores percentuais de evidência de crescimento pró-pobre em suas microrregiões.

Os resultados da análise municipal sugerem que o crescimento foi pró-pobre em quase 25% dos 5.506 municípios brasileiros (excluindo Distrito Federal). Ceará e Pernambuco apresentaram os piores desempenhos nesse sentido (respectivamente, 3,26 e 3,78% dos municípios), ambos no Nordeste do país. No Rio Grande do Sul e em Roraima os resultados são opostos: 54,39% dos municípios do primeiro estado e 53,33% dos municípios do segundo revelaram evidências de crescimento pró-pobre.

Para fins de comparação, utilizando metodologia simplificada, Resende (2006) afirma que o resultado é inconclusivo em 46,8% dos municípios mineiros enquanto em 23,8% o crescimento teria sido pró-pobre. Utilizando a metodologia aqui proposta, é possível afirmar que 33,88% dos municípios apresentaram crescimento pró-pobre, 10% mais que em Resende (2006). Além disso, podemos afirmar que no restante dos municípios o crescimento foi realmente não pró-pobre.

## **5. Conclusão**

Este artigo tem como objetivo analisar a relação entre crescimento, pobreza e desigualdade a partir de dados dos municípios brasileiros em diferentes níveis de agregação. Como metodologia de análise objetivamos mensurar simultaneamente as elasticidades da redução da pobreza e da indigência em relação ao crescimento econômico

e em relação à taxa de variação da desigualdade (efeito crescimento e redistributivo da renda). Além disso, buscou-se evidência sobre a existência de efeito de interação não-linear entre o crescimento e a desigualdade inicial, como demonstra Ravallion (1997) para uma amostra de 62 países. Em outras palavras, é um teste para a Hipótese de Bourguignon de que quanto mais desigual menor deve ser a efetividade do crescimento em reduzir a pobreza. Adicionalmente procedemos a estimação de curvas de crescimento-pobreza para municípios brasileiros (e outras agregações) a fim de analisar a qualidade do crescimento, seguindo Ravallion (2005), comparando a *pro-poor growth rate* com o último ponto da *growth incidence curve*. Essa metodologia, ao contrário de Kakwani e Pernia (2000), não gera resultados inconclusivos.

Os resultados sugerem que, entre as grandes regiões, a maior elasticidade crescimento da redução da pobreza foi observada no Sudeste. Entre os estados destaca-se o caso de São Paulo. Além disso, observou-se uma relação negativa entre o módulo da elasticidade e a desigualdade inicial, ou seja, quanto maior o Gini inicial menor a redução da pobreza provocada pelo crescimento econômico, não rejeitando a Hipótese de Bourguignon. Os resultados apontam também para uma relação negativa entre a elasticidade redistribuição e o Gini inicial.

As curvas de crescimento-pobreza (*GICs*) revelam que Brasil e nenhuma grande região como um todo apresentaram crescimento pró-pobre na década de 1990. Entre os estados isso se deu apenas em Roraima. Nas mesorregiões brasileiras, apenas 7,35% apresentaram crescimento pró-pobre enquanto para as microrregiões esse número apenas ultrapassa os 11%. A análise municipal revela crescimento pró-pobre em quase 25% dos municípios brasileiros, destaques para Rio Grande do Sul e em Roraima, com mais de 50% dos seus municípios com evidência de crescimento pró-pobre.

## **Bibliografia**

- Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil. *Fundação João Pinheiro* (FJP-MG), 2003.
- IPEA. Nota Técnica: Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil. Brasília: 30 de agosto de 2006.
- Barros, R.; Carvalho, M.; Franco, S.; Mendonça, R. Notas sobre a recente queda da desigualdade no Brasil. Rio de Janeiro: IPEA, 2006.(mimeo)
- Chen, S.; Ravallion, M. Household Welfare Impacts of China's Accession to the World Trade Organization. *The World Bank, Policy Research Working Paper* No. 3040, 2003.
- Datt, G.; Ravallion, M. Growth and Redistribution Components of Changes in Poverty Measures: A Decomposition with Applications to Brazil and India in the 1980s. *Journal of Development Economics*, 38, 275-295, 1992.
- Datt, G.; Ravallion, M. Has India's Post-Reform Economic Growth Left the Poor Behind. *Journal of Economic Perspectives*, 16(3), 89-108, 2002.
- Fields, G.S. *Distribution and Development*. New York: Russell Sage Foundation, 2001.
- Foster, J.; Greer, J.; Thorbecke, E. A Class of Decomposable Poverty Measures. *Econometrica*, 52: 761-765, 1984.
- Hoffmann, R. Desigualdade e Pobreza no Brasil no Período 1970-1990. *Revista Brasileira de Economia*, 49, (2): 277-94, 1995.
- Hoffmann, R. Elasticidade da Pobreza em Relação à Renda Média e à Desigualdade no Brasil e nas Unidades da Federação. *Revista Economia/Anpec*, 2005.
- Kakwani, K.; Pernia, E. What Is Pro-Poor Growth? *Asian Development Review*, 18(1): 1-16, 2000.

- Kraay, A. When is Growth Pro-Poor? Evidence from a Panel of Countries. *The World Bank Policy Research Working Paper* No. 3225, 2003.
- Manso, C.A.; Barreto, F.A.; Tebaldi, E. O Desequilíbrio Regional Brasileiro: Novas Perspectivas a Partir das Fontes de Crescimento Pró-Pobre. *Série ENSAIOS SOBRE POBREZA* #6, LEP/Caen, 2006.
- Ravallion, M. *Poverty Comparisons*. Harwood Academic Publishers, Chur, Switzerland, 1994.
- Ravallion, M. Growth and Poverty: Evidence for Developing Countries in the 1980s. *Economics Letters*, 48, 411-417, 1995.
- Ravallion, M. Can High Inequality Developing Countries Escape Absolute Poverty?. *Economics Letters*, 56, 51-57, 1997.
- Ravallion, M. Growth, Inequality and Poverty: Looking Beyond Averages. *World Development*, 29(11), 1803-1815, 2001.
- Ravallion, M. Pro-Poor Growth: A Primer'. *The World Bank Policy Research Working Paper* No. 3242. Development Research Group, World Bank, 2005.
- Ravallion, M.; Chen, S. What Can New Survey Data Tell Us about Recent Changes in Distribution and Poverty?. *World Bank Economic Review*, 11(2), 357-82, 1997.
- Ravallion, M.; Chen, S. Measuring Pro-Poor Growth. *The World Bank Policy Research Working Paper* No. 2666, 2003.
- Ravallion, M.; Chen, S. China's (Uneven) progress Against Poverty. *The World Bank Policy Research Working Paper* No. 3408, 2004.
- Resende, G.M. O crescimento econômico dos municípios mineiros têm sido pró-pobre? *Seminário de Economia Mineira*, Diamantina, 2006.
- Silveira Neto, R. M. Quão pró-pobre tem sido o crescimento econômico no nordeste? Evidências para o período 1991-2000. *Anais Anpec Nordeste*, Fortaleza-CE, 2005.

Son, H.H. A Note on Measuring Pro-Poor Growth. *Economics Letters*, 82(3): 307-314, 2004.

Tochetto, D.; Comim, F.; Ribeiro, E.; Porto Jr., S. Crescimento pró-pobre no Brasil - uma análise exploratória. *Mimeo*, Porto Alegre: UFRGS, 2004.

Zheng, B. An Axiomatic Characterization of the Watts Index. *Economics Letters*, 42, 81-86, 1993.

## Anexos Regressões: Elasticidade crescimento da redução de pobreza (indigência)

Tabela A.1 – BRASIL: Regressões/elasticidade crescimento-pobreza (indigência)

Variáveis explicativas	Modelo sem interação		Modelo com interação Linear ( $\theta=1$ )		Modelo com interação não Linear	
	Pobreza	Indigência	Pobreza	Indigência	Pobreza	Indigência
Tx. Crescimento da renda [1991-2000]	-0,68410 (0,000)	-1,27034 (0,000)				
(1-Gini) <sup>0</sup> .(Tx. crescimento da renda [1991-2000])			-1,46871 (0,000)	-2,65661 (0,000)	-1,60125 (0,000)	-1,69030 (0,000)
$\theta$ (coeficiente de não linearidade)					1,12049 (0,000)	0,37309 (0,000)
Densidade Demográfica	0,00005 (0,000)	0,00006 (0,000)	0,00005 (0,000)	0,00006 (0,000)	0,00005 (0,000)	0,00006 (0,000)
Distância à capital	0,00000 (0,872)	0,00010 (0,000)	-0,00002 (0,173)	0,00006 (0,022)	-0,00002 (0,097)	0,00008 (0,000)
Taxa de urbanização 1991	0,20434 (0,000)	0,33554 (0,000)	0,19288 (0,000)	0,32402 (0,000)	0,19241 (0,000)	0,32816 (0,000)
Nº de anos médios de estudo de 1991	-0,06497 (0,000)	-0,00303 (0,533)	-0,06422 (0,000)	-0,00365 (0,449)	-0,06431 (0,000)	-0,00264 (0,542)
Tx variação do Gini (1991-2000)	0,89769 (0,000)	1,94769 (0,000)	1,00170 (0,000)	2,12269 (0,000)	1,01276 (0,000)	2,01786 (0,000)
constante	-0,01418 (0,124)	-0,21496 (0,000)	-0,00516 (0,601)	-0,20765 (0,000)	-0,00507 (0,553)	-0,20889 (0,000)
R <sup>2</sup>	0,6216	0,619	0,6345	0,6160	0,6346	0,6209
Teste F	749,1	649,42	690,35	615,61	1364,3	1286,64
P-valor (Prob>F)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
nº de observações	5507	5507	5507	5507	5507	5507
P-valor (H <sub>0</sub> : $\theta = 1$ ; teste unicaudal) <sup>(*)</sup>					(0,071)	(0,000)

obs.: em parênteses o p-valor do teste de hipótese com H<sub>0</sub>: coeficiente é igual a zero; desvios-padrões robustos à heterocedasticidade.

(\*) teste unical à direita quando coeficiente estimado maior que 1; unicaudal à esquerda quando menor que 1.

Fonte: FJP (2003); cálculo dos autores

Gráfico A.1 – Brasil

### Elasticidade crescimento da redução da pobreza versus coeficiente de Gini inicial

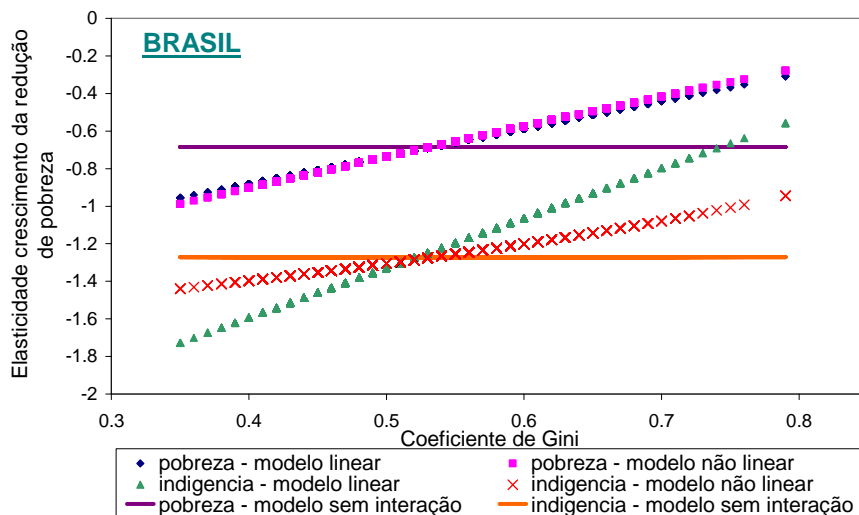


Gráfico A.2 - GIC

**Curva de Crescimento-Pobreza - Região Norte  
(1991/2000)**

