

Crescimento Pró-pobre no Sudeste Brasileiro

Bernard Herskovic¹ – Puc-Rio

Lízia de Figueirêdo – CEDEPLAR / UFMG

Sessão Temática: E4

Resumo:

Crescimento pró-pobre é o crescimento econômico que favorece aos mais pobres e, nesse sentido, investiga-se se o crescimento econômico gera, endogenamente, a redução da pobreza e da desigualdade. Pesquisa-se as especificidades regionais que determinam um crescimento pró-pobre e o porquê das eventuais diferenças inter-regionais.

Esse artigo apresenta brevemente a literatura internacional e nacional e um exercício empírico para o sudeste brasileiro, a partir de Ravallion e Datt (2002). Encontrando diferentes elasticidades da pobreza para os estados da região sudeste, busca-se explicar quais condições iniciais influenciam o comportamento da pobreza ante o crescimento econômico e as alterações na distribuição de renda.

Palavras-chave: pobreza, desigualdade, crescimento pró-pobre.

¹ Agradeço ao Programa de Educação Tutorial (PET) auxiliou a pesquisa durante a minha graduação na UFMG.

Crescimento Pró-pobre no Sudeste Brasileiro

1 Introdução

No Brasil, durante a década de 1990², houve a redução da pobreza acompanhada tanto do aumento da desigualdade social quanto do aumento da renda per capita média: a proporção de pobres declinou em 18,3% (de 40,1% para 32,8%), a renda média aumentou em 29,1% e o índice de Gini aumentou em 1,74%. A pobreza na região sudeste também se reduziu em 18,4% (de 24,2% para 19,8%), embora esta queda tenha sido distinta entre os estados: no Espírito Santo, a renda per capita média cresceu em 48,7%, a pobreza diminuiu em 32,8% e a desigualdade aumentou em 1,67%, ao passo que São Paulo apresentou um aumento de 11,7% na pobreza acompanhado de um crescimento econômico de 15,6% e de um aumento da desigualdade de 6,67%. Como a pobreza em São Paulo teve um aumento de 11,7% se a economia paulista cresceu 15,6%?

O aumento da renda dos mais pobres, ou seja, a redução da pobreza, pode ser feito de duas maneiras: crescimento da renda média e/ou redistribuição da renda a favor dos mais pobres. Crescimento econômico positivo sem alteração na distribuição de renda, i.e. todas as classes de renda sofrendo o mesmo aumento da renda per capita, gera necessariamente a redução da pobreza, e uma redistribuição da renda a favor do pobre, i.e. redução da desigualdade social, também reduz a pobreza, mantendo-se a renda média constante.

A literatura de crescimento pró-pobre visa compreender o comportamento da pobreza ante o crescimento econômico. Em termos conceituais, há duas principais vertentes: uma que define como pró-pobre o crescimento econômico que é acompanhado pela redução da pobreza (RAVALLION; DATT, 1999 e 2002; RAVALLION, 2004; RAVALLION; CHEN, 2003) e outra na qual o crescimento pró-pobre é o crescimento econômico acompanhado tanto da redução da pobreza quanto da desigualdade (KAKWANI; PERNIA, 2000; KAKWANI; KHANDKER; SON, 2004; SON, 2004).

Na literatura internacional, há um amplo estudo sobre crescimento pró-pobre para os casos dos estados indianos, das províncias chinesas e para alguns tigres asiáticos (KAKWANI; PERNIA, 2000; SON, 2004; RAVALLION; CHEN, 2003; RAVALLION; DATT, 2002; KRAAY, 2004) No Brasil, há importantes estudos para o Nordeste (SILVEIRA NETO, 2005), para o estado de Minas Gerais (RESENDE, 2006) e para o conjunto dos estados brasileiros (BARRETO *et al.*, 2003; TOCHETTO *et al.*, 2004; HOFFMANN, 2004; ORAIR; HOFFMANN, 2006; MANSO *et al.*, 2006).

Investigando o quão pró-pobre foi o crescimento econômico da região sudeste na década de 1990, esse estudo procura mensurar o impacto da redistribuição da renda e do crescimento econômico sobre as variações da pobreza, se o impacto é igual em todos os estados do sudeste e por quê. O artigo está estruturado em quatro partes incluindo essa breve introdução, a segunda parte pretende rapidamente delinear a literatura de crescimento pró-pobre, a terceira procura desenvolver um exercício empírico para o sudeste brasileiro durante a década de 1990 com base em Ravallion e Datt (2002) e a quarta e última parte são as considerações finais.

2 Uma Breve Revisão da Literatura

Se qualquer variação da pobreza é consequência ou da redistribuição de renda ou do crescimento econômico (ou de ambos), cabe ponderar a importância de cada efeito na variação da pobreza. Na literatura de crescimento pró-pobre, podem-se delinear duas maneiras

² Entre 1991 e 2000, dados do Censo Demográfico Brasileiro retirados do sítio <<http://www.ipeadata.gov.br>>.

diferentes de se investigar a importância de cada um destes fatores: uma parte da análise das elasticidades da pobreza em relação à renda e à desigualdade (RAVALLION; DATT, 1999,2002) e outra da análise da decomposição da variação de pobreza em efeitos renda e distribuição (RAVALLION; DATT, 1992, KAKWANI; PERNIA, 2000).

A análise do crescimento pró-pobre via decomposição da pobreza foge, contudo, ao escopo desse artigo que se limitará à análise pelas elasticidades da pobreza. Para uma discussão mais elaborada sobre decomposição da pobreza, tem-se principalmente Kakwani e Pernia (2000) e Ravallion e Datt (1992).

Na análise do crescimento pró-pobre pelas elasticidades da pobreza, a referência internacional é Ravallion e Datt (1999 e 2002). Os autores analisam a variação da pobreza³ dos 15 principais estados da Índia entre 1960/61 e 1993/94 e tentam entender a diversidade das respostas da pobreza ao crescimento entre seus estados. Testam se há diferenças significativas nas elasticidades da pobreza entre cada estado Indiano e diferentes elasticidades da pobreza em relação à renda real não agrícola são confirmadas, ou seja, o impacto do crescimento econômico sobre a pobreza é diferente nos estados da Índia.

Os outros resultados encontrados são esperados: a inflação contribui para o aumento da pobreza, as elasticidades da pobreza em relação ao produto real agrícola per capita (*YLD*) e ao gasto real do governo em programas sociais e de desenvolvimento (*GOV*) são negativas, para os três índices de pobreza. Não foram encontradas respostas diferenciadas da pobreza a estas variáveis entre os estados.

Um interessante resultado encontrado é uma tendência temporal no aumento da pobreza. Os índices de pobreza P_0 , P_1 e P_2 aumentam a cada ano em 0,017%; 0,027% e 0,036%, respectivamente. “Uma interpretação possível é que isso seja o reflexo de uma distribuição adversa da população na pobreza, o que é compatível com o fato dessa tendência temporal tornar-se insignificante quando se adiciona o logaritmo da população às variáveis do modelo” (RAVALLION; DATT, 2002, p.389, tradução nossa)⁴.

Ravallion e Datt (2002) passam então a investigar por que a pobreza cai em ritmos distintos entre os estados da Índia, frente a um mesmo ritmo de crescimento econômico, testando a hipótese de que as distintas elasticidades decorrem de diferenças nas condições iniciais dos estados. Testam, especificamente, a importância das seguintes condições iniciais: renda real não agrícola, renda real agrícola, proporção da população urbanizada, proporção entre o consumo urbano e rural, proporção de pessoas sem-terra, taxa de mortalidade infantil e taxa de alfabetização. Ravallion e Datt (1999 e 2002) concluem que as condições iniciais têm forte influência na formação das elasticidades, em especial a taxa de alfabetização inicial.

Em nível nacional, o estudo do crescimento pró-pobre via elasticidade foi feito por Barreto *et al.* (2003), Tochetto *et al.* (2004), Silveira Neto (2005), Resende (2006), Hoffman (2004) e Orair e Hoffman (2006).

Silveira Neto (2005) analisa o crescimento pró-pobre no Nordeste e conclui que as elasticidades da pobreza em relação à renda são diferentes para as regiões do Brasil e que a do Nordeste é menor⁵, i.e. “o crescimento econômico teve menor impacto na redução relativa do percentual de pobres no Nordeste que nas regiões Norte, Sudeste e Sul do país” (SILVEIRA NETO, 2005, p.10). Os resultados de Silveira Neto (2005) corroboram, portanto, os de

³ A linha de pobreza está em termos reais e são os três índices de pobreza desenvolvidos por Foster, Greer e Thorbecke (1984) com $\alpha = 0$, $\alpha = 1$ e $\alpha = 2$.

⁴ No original: “One possible interpretation is that it reflects an adverse distributional effect of population on poverty (Van de Valle, 1985). This is consistent with the fact that our time trend became insignificant when we introduced log population as an additional variable in our model” (RAVALLION; DATT, 2002, p.389).

⁵ Menor em módulo, porque o crescimento da renda *per capita* gera uma redução da pobreza se a desigualdade permanecer constante, portanto, a elasticidade da pobreza em relação à renda é negativa e por uma elasticidade menor entende-se como menos elástica.

Ravallion e Datt (2002) que também encontraram diferentes elasticidades da pobreza em relação à renda média nos estados indianos.

Nesse sentido, Tochetto *et al.* (2004) e Barreto *et al.* (2003) também identificam diferentes elasticidades da pobreza em relação à renda nos estados brasileiros. Resende (2006) faz um estudo análogo ao de Silveira Neto (2005) para as macrorregiões do estado de Minas Gerais e conclui também que o impacto do crescimento econômico sobre a pobreza é diferente nas macrorregiões de Minas Gerais.

Toda essa discussão na literatura internacional e nacional suscita a seguinte pergunta: se vários autores já identificaram certa especificidade regional nas reações da pobreza em relação ao crescimento econômico, por que essas “reações” são diferentes? Será que o resultado de Ravallion e Datt (2002) para a Índia se aplicaria ao Brasil e as condições iniciais ajudariam a explicar o porquê dessas diferentes elasticidades? Essas são as perguntas que se pretende responder nesse artigo para os estados da região sudeste.

3 Metodologia

Essa seção está estruturada em dois tópicos. No primeiro, o modelo econométrico usado será apresentado e no segundo tópico os resultados encontrados.

3.1 Modelo Econométrico

O modelo usado por Ravallion e Datt (2002) para calcular as elasticidades dos estados indianos é:

$$(1) \quad \ln P_{it} = \beta_i^{NFP} \ln NFP_{it} + \beta_i^{YLD} \ln YLD_{it} + \beta_i^{GOV} \ln GOV_{it} + \gamma_i INF_{it} + \pi_i t + \eta_i + \varepsilon_{it}$$

Sendo, P_{it} a medida de pobreza absoluta em questão no tempo t e no estado i , NFP_{it} (*non-farm product*) produto real não agrícola per capita da população do estado i no tempo t , YLD_{it} (*farm yield*) produto real agrícola per capita da população, GOV_{it} gasto real do governo em programas sociais e para o desenvolvimento, INF_{it} a taxa de inflação. t é uma tendência determinística, η_i é o efeito específico do estado i e ε_{it} é um termo puramente aleatório. Vê-se que as elasticidades da equação 20 são β_i e γ_i . A equação é estimada com o Método dos Mínimos Quadrados Ordinários⁶ (MQO) e os autores estimam três modelos, um para cada índice de pobreza (P_0 , proporção de pobres; P_1 , razão de insuficiência de renda, e P_2).

Os autores encontram diferentes elasticidades somente da pobreza em relação à renda real não agrícola e, para explicarem essas diferenças a partir das condições iniciais, acrescentam no modelo a variação da renda real não agrícola multiplicada por determinadas condições iniciais. Assim, tem-se que:

$$(2)$$

$$\ln P_{it} = \beta^{NFP} \ln NFP_{it} + \beta^{YLD} \ln YLD_{it} + \beta^{GOV} \ln GOV_{it} + \beta_j \ln NFP_{it} * C_{ij} + \gamma INF_{it} + \pi_i t + \eta_i + \varepsilon_{it}$$

Onde, C_{ij} é a condição inicial j do estado i . Dessa maneira, a elasticidade da pobreza em relação à renda real não agrícola do estado i seria:

$$(3) \quad \beta_i^{NFP} = \beta^{NFP} + \beta_j * C_{ij}$$

Ou seja, a condição inicial do estado i determina parcialmente a elasticidade do estado i .

Seguindo Ravallion (1997), Silveira Neto (2005) e Resende (2006), iremos estimar um modelo simples no qual a variação da pobreza poderia ser explicada pela variação da renda e pela variação da distribuição de renda captada pelo índice de gini:

⁶ *Ordinary Least Squares* (OLS).

$$(4) \quad \ln P_{12} = \alpha + \beta_1 \ln R_{12} + \beta_2 \ln G_{12} + \varepsilon$$

Onde, P_{12} é a variação⁷ da pobreza entre os períodos 1 e 2, R_{12} é a variação da renda per capita, G_{12} é a variação do índice de gini e ε é o termo de erro. No modelo (4), a elasticidade da pobreza em relação à renda e ao índice de gini é a mesma para toda a região analisada. Para captar possíveis diferenças nas elasticidades regionais da pobreza tanto em relação à renda, quanto ao índice de gini, usaremos *dummies* regionais especificadas conforme o modelo (5):

$$(5) \quad \ln P_{12} = \alpha + \beta_1 \ln R_{12} + \beta_2 \ln G_{12} + \beta_i \ln R_{12} * D_i + \beta_j \ln G_{12} * D_j + \varepsilon$$

Onde, D é uma *dummy* regional. Quando β_i ou β_j forem significativos, há uma especificidade regional.

O objetivo deste trabalho é analisar a região sudeste no período entre 1991 e 2000, o que será feito com os dados de todos os municípios da região sudeste retirados do Ipeadata⁸, sendo usada como medida de pobreza a proporção de pobres (P_0)⁹, por sua vez calculada com duas linhas de pobreza: uma de R\$75,50 (1/2 do salário mínimo de agosto de 2000) e outra de R\$37,75 (1/4 do salário mínimo de agosto de 2000). A primeira medida será chamada de pobreza e a segunda de indigência. O número de observações será 1666, o número de municípios da região sudeste.

A equação abaixo considera as *dummies* estaduais do Sudeste, sendo a referência o estado de São Paulo, logo, tem-se:

$$(6) \quad \ln P_{12} = \alpha + \beta_1 \ln R_{12} + \beta_2 \ln G_{12} + \beta_3 \ln R_{12} * D_{ES} + \beta_4 \ln R_{12} * D_{MG} + \\ + \beta_5 \ln R_{12} * D_{RJ} + \beta_6 \ln G_{12} * D_{ES} + \beta_7 \ln G_{12} * D_{MG} + \beta_8 \ln G_{12} * D_{RJ} + \varepsilon$$

Para explicar as eventuais diferenças estaduais, assim como em Ravallion e Datt (2002), acrescentam-se as condições iniciais multiplicadas pela variação da renda e pela variação do índice de gini. O modelo completo está expresso na equação (7):

$$(7) \quad \ln P_{12} = \alpha + \beta_1 \ln R_{12} + \beta_2 \ln G_{12} + \beta_3 \ln R_{12} * D_{ES} + \beta_4 \ln R_{12} * D_{MG} + \\ + \beta_5 \ln R_{12} * D_{RJ} + \beta_6 \ln G_{12} * D_{ES} + \beta_7 \ln G_{12} * D_{MG} + \beta_8 \ln G_{12} * D_{RJ} + \\ + \beta_i \ln R_{12} * C_i + \beta_j \ln G_{12} * C_j + \varepsilon$$

Onde, C é a condição inicial previamente escolhida. Dessa forma, por exemplo, a elasticidade da pobreza em relação à renda no estado de Minas Gerais seria:

$$(8) \quad \beta_{MG}^R = \beta_1 + \beta_4 + \beta_i * C_i$$

E da pobreza em relação à distribuição de renda de Minas Gerais seria:

$$(9) \quad \beta_{MG}^G = \beta_2 + \beta_7 + \beta_j * C_j$$

Na estimação, consideram-se as seguintes condições iniciais: índice de desenvolvimento humano (IDH), renda, anos de estudo das pessoas com mais de 25 anos, taxa de analfabetismo das pessoas entre 7 e 14 anos, frequência escolar das pessoas entre 7 e 14 anos e entre 7 e 22 anos, transferências governamentais e médicos a cada mil habitantes. A próxima seção discutirá os resultados encontrados.

⁷ $P_{12} = P_2/P_1$, de modo que $\ln P_{12} = \ln P_2 - \ln P_1$. P_1 é a pobreza no período inicial e P_2 é a pobreza no período final. O mesmo se aplica a renda per capita (R_{12}) e ao índice de Gini (G_{12}).

⁸ Os dados são originalmente do Censo Demográfico Brasileiro.

⁹ Proporção de pobres é o índice de pobreza P_0 de Foster, Greer e Thorbecke (1984).

3.2 Resultados Encontrados

A tabela 1 mostra o comportamento do índice de Gini, da renda *per capita* média e da proporção de Pobres e indigentes, para o Sudeste, na década de 1990.

TABELA 1: Índice de Gini, Renda per capita e proporção de pobres e indigentes¹⁰ dos estados da região sudeste em 1991 e 2000.

UF	Gini		Renda (R\$)		Pobreza (%)		Indigência (%)	
	1991	2000	1991	2000	1991	2000	1991	2000
ES	0,598	0,608	194,78	289,59	41,74%	28,04%	18,45%	10,66%
MG	0,614	0,615	193,57	276,56	43,27%	29,77%	19,72%	12,57%
RJ	0,609	0,614	312,03	413,94	25,48%	19,23%	9,18%	7,94%
SP	0,555	0,592	382,93	442,67	12,86%	14,37%	3,90%	5,94%

Fonte: Elaboração própria. Dados do sítio <<http://www.ipeadata.gov.br>>

A proporção de pobres e a proporção de indigentes caíram em todos os estados do sudeste, com exceção do estado de São Paulo. Os gráficos 1a e 1b, respectivamente, ilustram o comportamento da proporção de pobres e de indigentes entre os anos de 1991 e 2000. As maiores reduções da pobreza foram nos estados do Espírito Santo, com redução de 13,7 pontos percentuais na proporção de pobres e de 7,79 pontos percentuais na de indigentes, e de Minas Gerais, com redução de 13,5 pontos percentuais na proporção de pobres e de 7,15 pontos percentuais na de indigentes (Tabela 1).

A renda *per capita* aumentou em todos os estados do sudeste, notadamente no Espírito Santo(48,7%) O índice de Gini aumentou também em todos os estados, tendo o maior aumento ocorrido em São Paulo, cujo índice subiu de 0,555 para 0,592.

Como mostra o gráfico 1, houve uma redução nas diferenças estaduais em pobreza e em desigualdade, porque os valores da proporção de pobres e indigentes e do índice de Gini aparentemente convergiram para um mesmo ponto. Por outro lado, o crescimento da renda *per capita* não obedece o mesmo padrão e a renda dos estados converge para dois pontos distintos: um dos estados mais ricos (Rio de Janeiro e São Paulo) e outro dos estados mais pobres (Minas Gerais e Espírito Santo).

Em termos de crescimento pró-pobre, segundo a definição de crescimento pró-pobre de Kakwani e Pernia (2000), o crescimento econômico dos quatro estados da região sudeste não seria pró-pobre na década de 1990, porque, mesmo com crescimento econômico positivo que *ceteris paribus* reduz a pobreza, a desigualdade aumentou. É importante fazer uma ressalva: a desigualdade foi quantificada pelo índice de Gini, mas para Kakwani e Pernia (2000) crescimento pró-pobre é aquele no qual os pobres ganham relativamente mais que os ricos, ou seja, pode-se ter um aumento do índice de Gini e um crescimento pró-pobre nos termos de Kakwani e Pernia (2000), porque pode existir uma situação na qual os pobres ganharam relativamente mais que os não pobres, mas a desigualdade entre os ricos aumentou até que a área entre a curva de perfeita igualdade e a curva de Lorenz fosse maior que antes, elevando o índice de Gini¹¹.

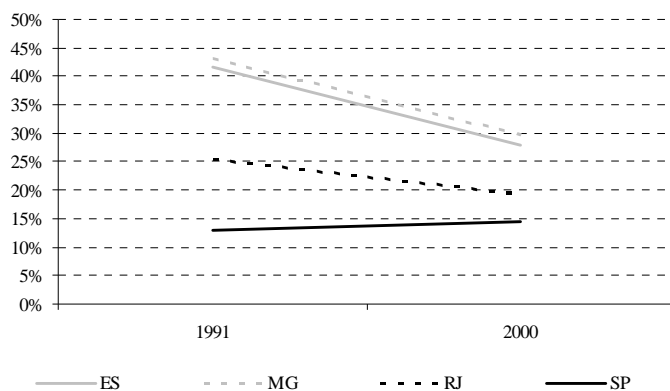
Ao contrário, pela definição de Ravallion e Datt (2002), é claro que apenas o estado de São Paulo não apresentou um crescimento econômico pró-pobre, porque somente São Paulo teve um aumento dos níveis de pobreza e indigência. Nos demais estados, o

¹⁰ Proporção de pobres é o índice de pobreza P_0 como a linha de pobreza no valor de R\$75,50 (1/2 do salário mínimo de agosto de 2000) e indigentes é o mesmo índice com a linha de pobreza no valor R\$37,75 (1/4 do salário mínimo de agosto de 2000).

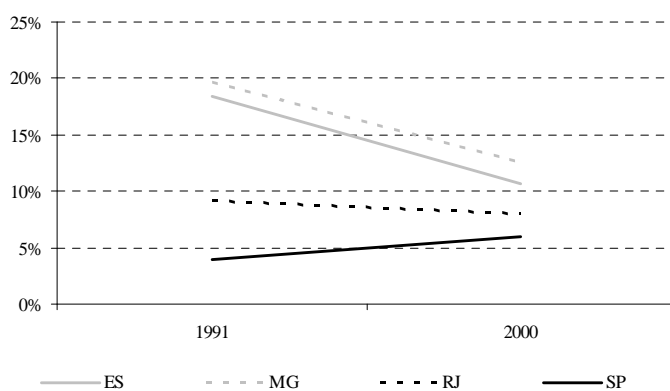
¹¹ Vale ressaltar que o índice de Gini é calculado pelo dobro da área entre a curva de Lorenz e a linha da perfeita igualdade.

crescimento econômico reduziu a pobreza e, portanto, o crescimento econômico foi pró-pobre.

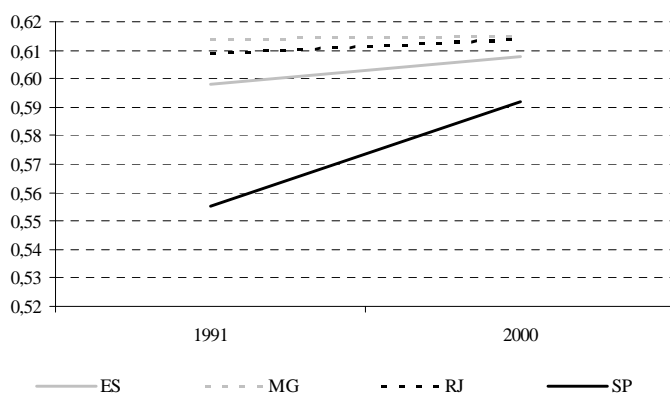
GRÁFICO 1: Índice de Gini, renda per capita e proporção de pobres e indigentes nos estados do sudeste brasileiro entre 1991 e 2000.



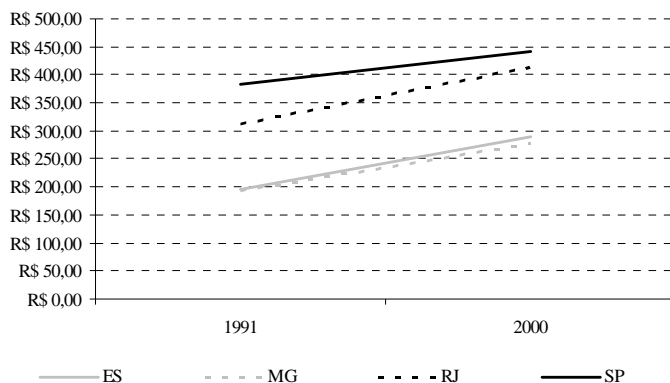
(a) Proporção de Pobres.



(b) Proporção de Indigentes.



(c) Índice de Gini.



(d) Renda per capita em reais de 01/08/2000.

Fonte: Elaboração própria. Dados do sítio <<http://www.ipeadata.gov.br>>

Na seqüência, serão apresentados os resultados dos modelos econométricos desenvolvidos na seção anterior que procuram verificar e explicar as especificidades regionais do comportamento da pobreza.

O primeiro modelo é baseado na equação 4 e apresenta um R^2 de aproximadamente 40% tanto para a pobreza quanto para a indigência. O modelo indica que a cada 1% de aumento na renda a pobreza reduz em 0,956% e a indigência em 1,912%. As tabelas 2 e 3 contêm todos os resultados encontrados.

O modelo II é a equação 4 *per si* e apresenta um R^2 próximo aos 70% para a pobreza e para a indigência com todas as elasticidades significativas. A elasticidade em relação à renda aumenta um pouco indo para -1,13 (pobreza) e -2,24 (indigência), mas se mantém o padrão de uma elasticidade em relação à renda mais alta para a indigência. A elasticidade da pobreza em relação ao índice de Gini encontrada é de 1,61 para a pobreza e de 3,12 para a indigência, i.e. 1% de aumento no índice de Gini (aumento da desigualdade) gerou um aumento de 1,61% na pobreza e de 3,12% na indigência. O aumento da desigualdade teve maior impacto no aumento da indigência do que no da pobreza, em contrapartida, uma redução da desigualdade contribui mais para a redução da indigência do que da pobreza. A característica da elasticidade pobreza-gini e pobreza-renda ser mais elástica que a indigência-gini e a indigência-renda também é observada nos demais modelos.

A equação 6 está representada no modelo III que considera *dummies* estaduais para a elasticidade pobreza/indigência-renda e para a elasticidade pobreza/indigência-gini. O R^2 encontrado é superior com valores de 72,9% e 71,3% para a pobreza e indigência, respectivamente. Para a variação do nível da pobreza, todas as *dummies* foram significativas, sendo as elasticidades pobreza-renda para São Paulo, Espírito Santo, Rio de Janeiro e Minas Gerais, respectivamente, de -1,48; -1,00; -1,10 e -1,17. As elasticidades pobreza-gini são, respectivamente, para São Paulo, Espírito Santo, Rio de Janeiro e Minas Gerais, 2,38; 1,51; 1,30 e 1,59. As maiores elasticidades pobreza-renda e pobreza-gini em módulo foram de São Paulo.

Para o nível de indigência a *dummy* de Minas Gerais para elasticidade indigência-renda não foi significativa a 10% de confiança. A elasticidade indigência-renda para o estado de São Paulo e de Minas Gerais foi -2,22 e para o Espírito Santo e Rio de Janeiro -2,07; -1,98, respectivamente. As elasticidades indigência-gini são 4,08; 3,05; 3,50 e 2,56, para São Paulo, Espírito Santo, Rio de Janeiro e Minas Gerais, respectivamente. No modelo III, São Paulo apresentou tanto para a pobreza quanto para a indigência a maior elasticidade em relação ao Gini e à renda média, ou seja, em São Paulo o aumento (redução) da desigualdade aumenta (diminui) a pobreza e a indigência em maior proporção do que nos demais estados do sudeste,

o mesmo sendo observado para a variação da renda média. O estado de São Paulo teve o maior aumento da desigualdade e o único aumento do nível da pobreza e da indigência, o que corrobora com esses resultados encontrados.

Os modelos IV, V, VI, VII e VIII representam a equação 7 com diferentes condições iniciais. Investigam-se como algumas condições iniciais afetam as elasticidades e as *dummies* estaduais, com o intuito de descobrir quais condições iniciais que sustentam diferentes elasticidades para cada estado.

TABELA 2: Elasticidades da pobreza e da indigência em relação ao índice de Gini e à renda média, modelos I a IV.

	I		II		III		IV	
	VLNP	VLNI	VLNP	VLNI	VLNP	VLNI	VLNP	VLNI
	0,013	0,319	0,014	0,320	0,031	0,304	0,036	0,303
Constante	0,354	0,000	0,186	0,000	0,002	0,000	0,000	0,000
			1,613	3,118	2,383	4,081	2,321	4,041
VLNG	-	-	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	-0,956	-1,912	-1,127	-2,242	-1,483	-2,222	-2,314	-2,779
VLNR	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
					0,481	0,149	0,236	-0,005
VLNR*D1ES	-	-	-	-	0,000	0,044	0,000	0,954
					0,386	-0,012	0,102	-0,188
VLNR*D2MG	-	-	-	-	0,000	0,838	0,003	0,006
					0,315	0,242	0,018	0,014
VLNR*D3RJ	-	-	-	-	0,000	0,000	0,653	0,865
					-0,871	-1,028	-0,975	-1,120
VLNG*D1ES	-	-	-	-	0,000	0,000	0,000	0,000
					-1,084	-1,524	-1,289	-1,635
VLNG*D2MG	-	-	-	-	0,000	0,000	0,000	0,000
					-0,792	-0,582	-0,763	-0,494
VLNG*D3RJ	-	-	-	-	0,000	0,081	0,000	0,178
							0,377	0,244
VLNR*LNANALF714	-	-	-	-	-	-	0,000	0,000
							0,054	0,117
VLNR*MEDICO	-	-	-	-	-	-	0,003	0,001
R2	0,403	0,418	0,686	0,693	0,729	0,713	0,768	0,718
R2 ajustado	0,402	0,418	0,685	0,693	0,727	0,712	0,766	0,716
Teste F	1122,490	1196,410	1815,470	1877,200	555,930	514,520	5,460	421,260
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Durbin-Watson	2,052	1,928	1,968	1,836	1,920	1,923	1,941	1,939
Correção de White para Heteroscedasticidade	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
RESET	51,827	22,707	38,144	0,710	10,453	5,049	8,083	6,313
	0,000	0,000	0,000	0,400	0,001	0,025	0,005	0,012
Jarque-Bera	10,37	151,95	212,03	2545,37	261,15	2507,04	274,76	2313,18
	0,006	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Fonte: Elaboração Própria. Os valores de tamanho reduzido representam o p-valor das estatísticas *t* para as variáveis explicativas e o p-valor dos testes F, Reset e Jarque-Bera. 1666 observações.

TABELA 3: Elasticidades da pobreza e da indigência em relação ao índice de Gini e à renda média, modelos I a IV.

	V		VI		VII		VIII	
	VLNP	VLNI	VLNP	VLNI	VLNP	VLNI	VLNP	VLNI
	0,054	0,328	0,043	0,311	0,064	0,345	0,073	0,349
Constante	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	2,465	4,237	3,733	6,078	-0,008	-0,015	4,322	7,464
VLNG	0,000	0,000	0,000	0,000	0,966	0,972	0,000	0,000
	-1,579	-2,317	-1,939	-2,532	-1,478	-2,383	1,516	0,323
VLNR	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,280
	0,319	0,005	0,368	0,073	0,436	0,149	0,259	-0,020
VLNR*D1ES	0,000	0,946	0,000	0,337	0,000	0,043	0,000	0,812
	0,226	-0,151	0,224	-0,119	0,212	-0,137	0,125	-0,211
VLNR*D2MG	0,000	0,009	0,000	0,057	0,000	0,014	0,000	0,001
	0,283	0,216	0,285	0,224	0,234	0,170	0,248	0,191
VLNR*D3RJ	0,000	0,002	0,000	0,001	0,000	0,030	0,000	0,028
	-0,489	-0,423	-0,601	-0,666	-0,660	-0,575	-0,377	-0,026
VLNG*D1ES	0,000	0,137	0,000	0,019	0,000	0,051	0,022	0,942
	-0,580	-0,538	-0,548	-0,703	-0,574	-0,324	-0,526	-0,141
VLNG*D2MG	0,000	0,041	0,000	0,017	0,000	0,265	0,000	0,492
	-0,658	-0,316	-0,679	-0,405	-0,833	-0,631	-0,552	-0,025
VLNG*D3RJ	0,000	0,300	0,000	0,186	0,000	0,026	0,004	0,952
	-2,325	-2,118						
VLNR*LNRFREQESC714	0,000	0,000	-	-	-	-	-	-
	5,666	9,189						
VLNG*LNRFREQESC714	0,000	0,000	-	-	-	-	-	-
			-0,959	-0,656				
VLNR*LNRFREQESC722	-	-	0,000	0,001	-	-	-	-
			2,959	4,314				
VLNG*LNRFREQESC722	-	-	0,000	0,000	-	-	-	-
					-0,779	-0,664		
VLNR*LNANOSEST25	-	-	-	-	0,000	0,000	-	-
					1,872	3,152		
VLNG*LNANOSEST25	-	-	-	-	0,000	0,000	-	-
					0,424	0,413		
VLNR*LNGOV	-	-	-	-	0,000	0,000	-	-
							-0,601	-0,516
VLNG*LNR91	-	-	-	-	-	-	0,000	0,000
							5,388	9,592
VLNG*IDH	-	-	-	-	-	-	0,000	0,000
R2	0,768	0,730	0,746	0,720	0,813	0,750	0,797	0,741
R2 ajustado	0,767	0,728	0,745	0,718	0,812	0,748	0,796	0,739
Teste F	548,77	446,56	486,67	425,45	654,16	450,62	651,42	4,73
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Durbin-Watson	1,957	1,950	1,926	1,934	1,963	1,920	1,971	1,927
Correção de White para Heteroscedasticidade	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
RESET	7,863	7,595	6,807	5,350	1,808	7,087	20,568	0,032
	0,005	0,006	0,009	0,021	0,179	0,008	0,000	0,859
Jarque-Bera	529,8	3094,5	400,9	2679,3	2121,8	5281,5	1790,6	4077,8
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Fonte: Elaboração Própria. Os valores de tamanho reduzido representam o p-valor das estatísticas *t* para as variáveis explicativas e o p-valor dos testes F, Reset e Jarque-Bera. 1666 observações.

O modelo IV aprecia o impacto da taxa de analfabetismo inicial e do número de médicos a cada mil habitantes na elasticidade pobreza/indigência-renda. As *dummies* para as elasticidades pobreza-renda, indigência-renda e indigência-gini do Rio de Janeiro e a *dummy* para a elasticidade indigência-renda do Espírito Santo não são significativas, ou seja, a taxa de analfabetismo e o número de médicos explicam essa diferença estadual. Por outro lado, a *dummy* para a elasticidade indigência-renda de Minas Gerais, que no modelo III tem valor próximo de zero e p-valor de 0,838, é significativa a 1% com valor de -0,188. Um resultado curioso é que quanto maior o número de médicos a cada mil habitantes no período inicial menor o impacto da renda sobre a indigência e a pobreza, ponto que necessita de um estudo empírico mais aprimorado para esclarecimento.

O quinto modelo analisa o impacto da frequência escolar das pessoas entre 7 e 14 anos de idade na elasticidade pobreza/indigência-renda e pobreza/indigência-gini. As variáveis *dummies* para as elasticidades indigência-renda e indigência-gini do Espírito Santo não são significativas a 10%, ou seja, o nível inicial da frequência escolar dos municípios do Espírito Santo explica porque as elasticidades indigência-renda e indigência-gini são diferentes dos demais estados do sudeste. Como esperado, quanto maior é o nível da frequência escolar, mais o crescimento reduz a pobreza e a indigência e mais o aumento (redução) da desigualdade aumenta (diminui) a pobreza e a indigência.

O modelo VI é similar ao V, mas se usa a frequência escolar das pessoas entre 7 e 22 anos. Vê-se que o impacto da frequência escolar das pessoas entre 7 e 22 anos de idade é muito menor, pois altera menos o valor das elasticidades. As *dummies* para a elasticidade indigência-gini do Rio de Janeiro e para a indigência-renda do Espírito Santo também não são significativas a 10% e, ao contrário do modelo XVII, a *dummy* para a elasticidade indigência-gini do Espírito Santo é significativa a 5%.

O modelo VII considera a influência dos anos médios de estudo das pessoas com mais de 25 anos sobre as elasticidades da pobreza e da indigência em relação ao índice de Gini e à renda média assim como a influência das transferências de renda do governo (aposentadorias, pensões e programas oficiais de auxílio como bolsa escola) sobre a elasticidade da pobreza/indigência-renda. Quanto maior são os anos estudos da população em geral, mais o crescimento reduz a pobreza e a indigência; e mais o aumento (redução) da desigualdade aumenta (diminui) a pobreza e a indigência, sendo que o nível inicial dos anos estudos afeta mais as elasticidade pobreza-renda e indigência-gini do que as elasticidades indigência-renda e pobreza-gini.

O efeito da transferência de renda do governo para os municípios fez que o crescimento econômico reduzisse menos a pobreza e a indigência, corroborando com o resultado de Tochetto *et. al.* (2004, p.9-10). Somente a *dummy* para a elasticidade indigência-gini de Minas Gerais não é significativa a 10%. A elasticidade pobreza/indigência-gini *per si* não foi significativa.

O modelo VIII aprecia o impacto do nível inicial da renda *per capita* média na elasticidade pobreza/indigência-renda e do nível inicial do índice de desenvolvimento humano (IDH) na elasticidade pobreza/indigência-gini. O IDH inicial tem forte influência sobre as elasticidades da pobreza e da indigência em relação ao índice de Gini, 1% a mais no IDH inicial aumenta a elasticidade pobreza-gini em 5,388 e a indigência-gini em 9,592. As *dummies* para as elasticidades indigência-renda do Espírito Santo e indigência-gini de todos os estados não são significativas a 5%, as diferenças estaduais para a elasticidade indigência-gini pode ser explicada pelo IDH inicial. A elasticidade indigência-renda inicial *per si* não é significativa a 10% e o logaritmo da renda inicial determina a elasticidade indigência-renda.

A não normalidade dos resíduos foi um problema comum a todos os modelos com o p-valor do teste de Jarque-Bera tendendo a zero. Vários modelos tiveram problemas de má especificação, no entanto os modelos que não o tiveram pelo teste de estabilidade de RESET

considerando 10% de confiança foram: II para indigência, VII para pobreza e o VIII para indigência. Pelo teste de Durbin-Watson, nenhum modelo tem problemas de auto-correlação dos resíduos. Os resultados de má especificação e de não normalidade dos resíduos sugerem uma investigação posterior com modelos não paramétricos, uma vez que não dependem de uma distribuição previamente conhecida.

4 Considerações Finais

O presente estudo seguiu um exercício empírico, baseado em Ravallion e Datt (2002), para a região sudeste do Brasil.

A parte empírica é dividida em três partes: (1) cálculo das elasticidades da pobreza em relação à renda *per capita* média e ao índice de Gini; (2) teste sobre a existência de diferenças estaduais nas elasticidades e (3) verificação das condições iniciais que afetam o valor das elasticidades.

Confirmam-se diferentes elasticidades para os estados do sudeste e São Paulo, Espírito Santo, Minas Gerais e Rio de Janeiro têm, respectivamente, elasticidades pobreza-renda de -1,48; -1,00; -1,10 e -1,17 e elasticidades pobreza-gini de 2,38; 1,51; 1,30 e 1,59. Os estados mais ricos (São Paulo e Rio de Janeiro) têm as maiores (em módulo) elasticidades.

Ao longo da análise dos modelos, vários resultados sugerem diferenças significativas entre o problema da pobreza e o problema da indigência. Em termos metodológicos, pobres e indigentes são aqueles que ganham menos que $\frac{1}{2}$ e menos que $\frac{1}{4}$ do salário mínimo vigente em agosto de 2000, respectivamente. Aparentemente, a diferença está no nível da linha de pobreza, no entanto, a variação da indigência é mais elástica tanto ao índice de gini quanto à renda inicial e as condições iniciais afetam as elasticidades da pobreza e da indigência de forma sistematicamente diferente.

As condições iniciais que afetaram as elasticidades foram: índice de desenvolvimento humano (IDH), renda, anos de estudo das pessoas com mais de 25 anos, taxa de analfabetismo das pessoas entre 7 e 14 anos, frequência escolar das pessoas entre 7 e 14 anos e entre 7 e 22 anos e transferências governamentais.

Se as condições analisadas fossem melhores, por exemplo, menor taxa de analfabetismo, maior frequência escolar, maior IDH, as elasticidades pobreza-renda e a indigência-renda tenderiam a se aproximar, mas a elasticidade pobreza-gini tenderia a ficar consideravelmente menor que a indigência-gini, porque como o impacto de condições iniciais melhores é maior nas elasticidades pobreza-renda e indigência-gini do que nas elasticidades indigência-renda e pobreza-gini e a indigência é mais elástica do que a pobreza tanta em relação à renda quanto e relação ao Gini, as elasticidades pobreza-renda e indigência-renda tendem a se aproximar ao passo que as elasticidades pobreza-gini e indigência-gini tendem a se distanciar.

Ou seja, com condições iniciais melhores, é mais fácil combater tanto a pobreza quanto a indigência, porque as elasticidades ficam maiores em módulo e o impacto do crescimento econômico e de uma redução da desigualdade seria maior, mas para reduzir o nível de indigência a redistribuição da renda é crucial a medida que seu impacto é muito maior. Em contrapartida, para reduzir os níveis de pobreza, não necessariamente a redistribuição da renda seria mais eficaz que o aumento da renda *per capita* média, pois condições iniciais melhores afetam mais a elasticidade pobreza-renda que a indigência-renda.

Referências

- BARRETO, Flávio Ataliba F. D.; MARINHO, Emerson; SOARES, Francisco. Crescimento econômico, concentração de renda e redução da pobreza nos estados brasileiros. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 8, 2003, Fortaleza. *Anais...* Fortaleza: Banco do Nordeste, v. 1, 2003.
- FOSTER, James; GREER, Joel; THORBECKE, Erik. A class of decomposable poverty measures. *Econometrica* v. 52, Nº3, p. 761-766, 1984.
- GUJARATI, Damodar N. *Econometria básica*. São Paulo: Makron Books, 2000. 846p.
- HENRIQUES, Ricardo (org.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. 720p.
- HOFFMAN, Rodolfo. Elasticidade da pobreza em relação à renda média e à desigualdade. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32, 2004, João Pessoa. *Anais...* Disponível em <<http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A054.pdf>>. Acesso em 19 Mai. 2006.
- HOFFMANN, Rodolfo. *Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza*. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 1998. 275p.
- IPEADATA. Disponível em <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em 5 Fev. 2007.
- MANSO, C. A.; BARRETO, F. A.; TEBALDI, E. O desequilíbrio regional brasileiro: novas perspectivas a partir das fontes de crescimento “pró-pobre”. *Revista Econômica do Nordeste*, v.37, nº37, 2006. p.307-328.
- ORAIR, Rodrigo; HOFFMANN, Rodolfo. Como crescimento e desigualdade afetam a pobreza. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA POLÍTICA, 11, 2006, Vitória. [*Anais Eletrônicos...*] Vitória: SEP, 2006. CD-ROM.
- PINDYCK, Robert S.; RUBINFELD, Daniel L. *Econometria: modelos e previsões*. Rio de Janeiro: Campus, 2004. 752p.
- RAVALLION, Martin. Can high-inequality developing countries escape absolute poverty? *Economics Letters*, v.56, 1997. p.51-57.
- RAVALLION, Martin; CHEN, Shaohua. Measuring pro-poor growth. *World Bank Policy Research, Working Paper* nº 2666, 2003, Washington. Disponível em: <http://povlibrary.worldbank.org/files/13521_Measuring_Pro-Poor_Growth_MR.pdf>. Acesso em: 2 Abr. 2006.
- RAVALLION, Martin; DATT, Gaurav. Growth and redistribution components of changes in poverty measures: a decomposition with applications to Brazil and India in the 1980s. *Journal of Development Economics*: v. 38, p. 275-295, 1992.
- RAVALLION, Martin; DATT, Gaurav. When is growth pro-poor? evidence from diverse experiences of India's states. *World Bank Policy Research, Working Paper* nº 2263, 1999, Washington. Disponível em: <<http://rru.worldbank.org/Documents/PapersLinks/451.pdf>>. Acesso em: 2 Abr. 2006.
- RAVALLION, Martin; DATT, Gaurav. Why has economic growth been more pro-poor in some states of India than others? *Journal of Development Economic*, v. 68, p. 381-400, 2002. Disponível em: <http://povlibrary.worldbank.org/files/13995_JDE2002.pdf>. Acesso em: 23 abr. 2006.
- RAVALLION, Martin. Poverty comparisons: a guide to concepts and methods. *World Bank, Living Standards Measurement Study (LSMS) Working Paper* nº 88, 1992, Washington. Disponível em: <http://www-wds.worldbank.org/external/default/WDSContentServer/IW3P/IB/2000/04/28/000178830_98101902174198/Rendered/PDF/multi_page.pdf>. Acesso em: 10 Ago. 2006.

RAVALLION, Martin. Pro-poor growth: a primer. *World Bank Policy Research, Working Paper* nº 3242, 2004, Washington. Disponível em: <http://povlibrary.worldbank.org/files/15174_Ravallion_PPG_Primer.pdf>. Acesso em: 2 Abr. 2006.

RESENDE, Guilherme Mandes. O crescimento dos municípios mineiros têm sido pró-pobre? In: ENCONTRO SOBRE ECONOMIA MINEIRA, 11, 2006, Diamantina. *Anais Eletrônicos...* Diamantina: UFMG, 2006. CD-ROM.

SEN, Amartya. *Desenvolvimento como liberdade*. São Paulo: Editora Schwarcz Ltda., 2000. 409p.

SEN, Amartya. *Desigualdade reexaminada*. Rio de Janeiro: Editora Record, 2001. 301p.

SILVEIRA NETO, Raul da Mota. Quão pró-pobre tem sido o crescimento econômico no nordeste? evidência para o período 1991-2000. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 10, 2005, Fortaleza. *Anais...* Disponível em: <http://www.bnb.gov.br/content/aplicacao/eventos/forumbnb2005/docs/quao_pro_pobre_tem_sido_crescimento.pdf> Acesso em: 7 Set. 2006.

SON, Hyun Hwa. A note on pro-poor growth. *Economics Letters* 82 p. 307-314, 2004. Disponível em: <<http://www.econ.mq.edu.au/staff/papers/Econletters.pdf>>. Acesso em: 23 Abr. 2006.

TOCHETTO, Daniela Goya *et al.* Crescimento pró-pobre no Brasil – uma análise exploratória. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32, 2004, João Pessoa. *Anais...* Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A047.pdf>>. Acesso em: 22 Abr. 2006.

KAKWANI, Nanak; KHANDKER, Shahid; SON, Hyun Hwa. Pro-poor growth: concepts and measurement with country case studies. *International poverty center, Working Paper* nº1, 2004, Brasília. Disponível em: <<http://www.undp-povertycentre.org/newsletters/WorkingPaper1.pdf>>. Acesso em: 2 Jul. 2006.

KAKWANI, Nanak; PERNIA, Ernesto M. What is pro-poor growth? *Asian Development Review*, v.18, nº 1, 2000. Disponível em: <<http://econ.korea.ac.kr/classweb-new/undergrad/20032/ECO238-00/files/kakwani%20ADR2000.pdf>>. Acesso em: 2 Abr. 2006.

KRAAY, Aart. When is growth pro-poor? cross-country evidence. *International Monetary Fund (IMF) Working Paper* nº 04/47, 2004. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2004/wp0447.pdf>>. Acesso em: 22 Abr. 2006.