

XXXVIII ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA

Título: Análise da Qualidade do Crescimento Econômico nos Estados Brasileiros de 1995 a 2008:
Quão elásticos são os indicadores de pobreza com relação ao crescimento?

Jonathan de Souza Matias (PUC-MG)
Márcio Antônio Salvato (IBME-MG)
Flávio Ataliba F. D. Barreto (UFC/CAEN)

Resumo:

Este artigo propõe estimar as elasticidades crescimento da pobreza e desigualdade da pobreza, bem como decompor a variação da pobreza pelos seus principais determinantes: crescimento e pobreza. Para tanto, seguiu metodologia similar a Besley, Burgess e Volart (2005). Utilizou-se das informações das PNAD's para os anos de 1995 a 2007, exceto 2000, para medidas de pobreza FGT(0), FGT(1) e FGT(2), com dados em painel para as 27 unidades da federação do Brasil. Testes de especificação apontam para uma estimação com elasticidades variáveis entre os estados. Os resultados apontam para uma grande disparidade inter-estadual nas elasticidades crescimento da pobreza, em que as unidades da federação menos ricos são também as que apresentam menor elasticidade crescimento da pobreza. A decomposição da variação da pobreza aponta apenas as unidades da federação AP, RJ, RR, RS e SP apresentaram efeito de elasticidade crescimento acima da média nacional em conjunto com maior crescimento da renda relativa à média nacional (para FGT(0)). Por outro lado, BA, CE, MA, MS, MT, PB, PI, RN, SE e TO apresentam elasticidade crescimento abaixo da média nacional em conjunto com menor crescimento da renda relativa à média nacional (para FGT(0)). Resultado muito similar é encontrado para FGT(1) e FGT(2).

Palavras chave: pobreza, elasticidade crescimento, dados em painel

Abstract:

This article proposes to estimate the growth elasticity of poverty and inequality of poverty and decompose the change in the poverty of its main determinants: growth and poverty. So, we followed a similar methodology in Besley, Burgess and Volart (2005). We used the information from PNAD's for the years 1995 to 2007, except 2000, for measures of poverty FGT(0), FGT(1) and FGT(2), with data in the panel for 27 units of the federation in Brazil. Specification tests point to an estimation with elasticities varying between states. The results indicate a large inter-state disparities in growth elasticities of poverty, where the units of the federation are also the less wealthy who have lower growth elasticity of poverty. The decomposition of poverty variation indicates only the units of the federation AP, RJ, RR, RS and SP showed elasticity effect of growth above the national average, together with further growth of national income on average (for FGT(0)). Furthermore, BA, CE, MA, MS, MT, PB, PI, RN, SE and TO show elasticity growth below the national average in conjunction with lower growth in income on the national average (for FGT(0)). Very similar result is found for FGT(1) and FGT(2).

Key-words: poverty, growth elasticity, panel data

Área ANPEC: Área 11 – Economia Social e Demografia Econômica.

Classificação JEL: O15, I32, C33

XXXVIII ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA

Análise da Qualidade do Crescimento Econômico nos Estados Brasileiros de 1995 a 2008: Quão elásticos são os indicadores de pobreza com relação ao crescimento?

1. INTRODUÇÃO

Tem crescido na literatura o interesse em investigar os problemas relacionados às desigualdades regionais levando-se em conta na análise questões relacionadas ao desenvolvimento humano e como o bem-estar é afetado nessas situações. E em se tratando de renda, percebe-se que em vários estudos de caso, há uma relação bem-estar versus renda insuficiente para satisfazer as condições de vida. Há também a inacessibilidade à renda, que faz com que pessoas não se beneficiem de quando há crescimento. E em se tratando deste assunto, chega-se ao tema “pobreza”. Dessa maneira, há uma relação estrita entre “crescimento”, “variação da desigualdade” e “variação na pobreza” (BARROS, HENRIQUES e MENDONÇA, 2000). Em particular são muitos os autores na literatura internacional (e.g. GASTWIRTH, 1971; SEN, 1976; KAKWANI, 1980; FOSTER, GREER e THORBECKE, 1984; FOSTER e SHORROCKS, 1988, dentre outros) e nacional (e.g. PRATES e WAYJNMAN, 1996; ROCHA, 2000; BARROS, HENRIQUES e MENDONÇA, 2000; FERREIRA, 2000; HOFFMANN, 2000; dentre outros) que se destacam na estimação das relações entre crescimento, desigualdade e pobreza.

Tais autores não somente desenvolvem métodos e fazem estudos de caso para verificar os níveis de desigualdade e pobreza, mas qualificam o crescimento econômico. E o fazem separando seus efeitos daqueles causados pela redistribuição (ou não) da renda no mesmo período. Por meio disso é possível verificar o que mais “explica” (e.g. RAVALLION e DATT, 1999) e o que mais “explicou” (e.g. KAKWANI e PERNIA, 2000) as variações observadas nos indicadores de pobreza.

Dentre vários estudos que discutem a tríade desigualdade, pobreza e renda, aqueles que dão ênfase à decomposição da variação da pobreza explicada por crescimento econômico ou redução da desigualdade têm ganhado destaque na literatura. Contudo, qual das duas causou maior impacto caso seja observado redução nos indicadores de pobreza? E o quão sensível são esses indicadores em relação ao crescimento e à desigualdade? Essas são perguntas relacionadas ao o que “explica” e “explicou” a variação da pobreza. Tentam também estimar e comparar unidades de corte, com objetivo de entender o que ocorreu naquelas que têm indicadores altamente sensíveis (tanto ao crescimento, quanto à desigualdade) para assim obter informações de forma a replicar naquelas que são pouco sensíveis. Neste sentido, Ravallion e Datt (1999) são pioneiros na estimação da sensibilidade dos indicadores de pobreza com relação às variáveis que os explica. Desenvolveram uma metodologia para estimar a elasticidade dos indicadores de pobreza com relação ao crescimento e à desigualdade. O modelo dos autores se propõe verificar o quão sensível são os indicadores em relação àquelas variáveis, podendo ainda comparar o resultado com outras regiões e/ou países.

A importância da metodologia baseada em Ravallion e Datt (1999) está no fato de qualificar o crescimento econômico como “pró-pobre” quando a elasticidade renda-pobreza estimada é superior a 1. Isso significa que 10% de aumento da renda média da economia reduziria a pobreza nessa localidade em mais desse valor.

Olhando para o caso brasileiro em que a disparidade regional é o ponto marcante, questiona-se imediatamente o quão diferente são as unidades da federação brasileiras em transformar crescimento em redução de pobreza, controlado pelo diferencial de desigualdade. Ou seja, quão sensível é a pobreza em relação ao crescimento e à redistribuição de renda nas unidades federativas? Estas sensibilidades são estatisticamente iguais? Respostas para estas questões nos permitem desenhar políticas específicas que sejam mais efetivas em cada unidade da federação.

Em particular, no Brasil, se verifica crescimento econômico no período em análise (1995-2008) analisando a renda domiciliar *per capita*. Além disso, é acompanhado, de um modo geral, por reduções nos níveis de desigualdade e pobreza. Desta forma, a estimativa da elasticidade poderá mostrar se os indicadores de pobreza no Brasil foram sensíveis ao crescimento e à redistribuição, além de poder comparar as unidades da federação.

Neste trabalho, seguindo a especificação de Besley, Burgess e Volart (2005) para a Índia, que evidenciaram grande disparidade de capacidade em combater à pobreza entre seus estados, propõe uma estimação usando estimadores *within two-way component* e GLS para especificações de modelos em painel com efeitos fixos e efeitos aleatórios, respectivamente. Diferentemente dos autores, propõe-se incluir a estimação conjunta das elasticidades-crescimento e redistribuição, pois se acredita que haveria viés de estimação pela não inclusão no modelo. Os resultados, usando as PNADs de 1995 a 2008 e construção de índices de pobreza de Foster, Greer e Thorbeck (1984), apontaram que a especificação correta deveria incluir a estimação conjunta e que há diferenças entre as elasticidades das unidades das federações estatisticamente significantes. Além disso, destacam-se que as elasticidades-redistribuição são, em geral, maiores que as elasticidade-crescimento e que estas últimas são inelásticas para o Nordeste.

Este artigo segue na próxima seção discutindo os determinantes da variação da pobreza na literatura teórica e empírica. Na terceira seção é apresentada a metodologia de estimação de elasticidades-crescimento e redistribuição para dados em painel, seguindo Baltagi (2005) e Besley, Burgess e Volart (2005) com modificações. Na quarta seção estão apresentados os resultados para a estimação. A última seção resume as principais conclusões do trabalho.

2. OS DETERMINANTES DA VARIAÇÃO DA POBREZA

Quais os determinantes da prosperidade econômica? Eis uma questão relevante. Solow (1956) e Swan (1956) abriram uma linha de pesquisa tentando identificar porque alguns países são pobres enquanto outros são ricos ou ainda se há algum processo de convergência em renda per capita de regiões. Desde então, começou-se a notar que a disparidade entre regiões está atrelada ao desenvolvimento humano das pessoas que nela vivem. Alguns autores como Kakwani (1997), Kakwani e Pernia (2000), Ravallion e Chen (2003), Ravallion e Datt (1999) e Son (2003) tentam identificar, não somente os determinantes do crescimento, mas também como as pessoas estão se beneficiando quando há crescimento, sobretudo aquelas consideradas pobres. Nesse sentido, a análise deve ser feita sob a ótica do impacto das políticas que têm sido implementadas para estimular o crescimento econômico beneficiando os mais pobres. Ou seja, se o crescimento resultante de tais políticas tem sido pró-pobre. Embora seja uma questão muito importante, somente recentemente tem-se dado certa importância ao tema (e.g. SHORROCKS, 1999; SON, 2003, BESLEY, BURGESS e VOLART, 2005, dentre outros).

O Crescimento pró-pobre é analisado sob vários aspectos propostos por diferentes autores, quais sejam a verificação de alta sensibilidade da pobreza relativa ao crescimento da renda, de um efeito de crescimento da renda média (na qual os pobres são beneficiados) ou um crescimento da renda dos pobres mais que proporcionalmente à renda dos não-pobres.

Para a verificação da sensibilidade da pobreza em relação ao crescimento, Ravallion e Datt (1999) e Ravallion (1997) propuseram uma análise na qual, comumente, usa-se dados em painel ou em *cross-section*, verificando se o crescimento da renda *per capita* afeta a pobreza, independentemente de quem ganhou mais. Operacionalmente, é uma regressão do logaritmo de um índice de pobreza em função do logaritmo da renda *per capita*. Assim, o coeficiente de importância mede a elasticidade pobreza do crescimento. Ou seja, o quão sensível é o indicador de pobreza relativamente às variações da renda *per capita*.

Ravallion e Datt (2002) fizeram um estudo sobre a Índia e calcularam a elasticidade pobreza do crescimento para cada um de seus estados com o objetivo de tentar explicar porque alguns estados são mais efetivos no combate à pobreza do que outros. Os autores concluem que o crescimento foi mais pró-pobre “...in states with initially higher literacy, higher, farm productivity, higher rural living standards (relative to urban areas), lower landlessness and lower infant mortality.” (RAVALLION e DATT, 2001, p.381).

Em conformidade com os anteriores, Besley, Burgess e Volart (2005) também em um estudo para a Índia evidenciaram grande disparidade de capacidade em combater à pobreza entre seus estados. Aqueles que pós-constituição da Índia¹ se especializaram na geração de renda não provinda da terra, tinha

¹ Que de acordo com os mesmos foi em 1950.

melhor estrutura, educação, melhor acesso dos pobres a finanças, menor desigualdade de gênero, dentre outros, foram os que apresentaram maior elasticidade pobreza do crescimento.

O Brasil se destaca no cenário mundial como um país com grande número de pessoas consideradas pobres, mas que não pode ser considerado pobre ao olhar-se para seu nível médio de renda *per capita*. Na verdade, o alto nível de desigualdade faz com que se tenham muitas pessoas abaixo da linha de pobreza. “*O Brasil, apesar de dispor de um enorme contingente de pessoas abaixo da linha de pobreza, não pode ser considerado um país pobre*” (BARROS, HENRIQUES e MENDONÇA, 2000, p.25). Já no cenário nacional, o nordeste se destaca como a região que apresenta os maiores indicadores de pobreza e de indigência. E deve-se também ao fator de distribuição da renda e dos ativos produtivos, embora parte possa ser explicada pela falta de recursos na região, relativamente às demais. De acordo com Manso, Barreto e Tebaldi (2006), a região nordeste tem mantido participação constante no PIB nacional, embora as regiões sul e centro-oeste tenham aumentado.

Grupos desprivilegiados tem sido foco de muitas pesquisas, e tem tido muita atenção da literatura atual brasileira. Dentre os que o fizeram destacam-se Silveira Neto (2005), Manso, Barreto e Tebaldi (2006), e Araújo (2007).

Silveira Neto (2005)², seguindo a linha de pesquisa proposta por Kakwani e Pernia (2000), evidenciou que a referida região apresenta baixa elasticidade da proporção de pobres relativa ao crescimento, quando comparada com as demais regiões do país. Assim, surge a seguinte pergunta: uma vez evidenciado que os estados da região nordeste apresentam baixa elasticidade pobreza do crescimento, relativamente aos estados de outras regiões do país, por que isso ocorre? E como políticas podem afetá-las? Afirma ainda que duas coisas são as principais determinantes da baixa elasticidade: i) alta intensidade da pobreza e ii) participação dos pobres nos benefícios do crescimento. No primeiro caso, note que maior intensidade da pobreza está atrelada à renda média dos pobres muito abaixo da linha de pobreza.³ Logo, se a renda média cresce, não serão muitos os indivíduos capazes de ultrapassar a linha de pobreza, tornando a proporção de pobres menos elástica ao crescimento. No segundo caso, afirma que são, basicamente, 3 principais fatores que podem fazer com que o crescimento alcance ou não os pobres: i) desigualdade de renda; ii) desigualdade de ativos produtivos referente à educação; e iii) desigualdade de ativos produtivos referente à terra.

Manso, Barreto e Tebaldi (2006) desenvolveram um estudo para verificar se o crescimento é mais pró-pobre no meio urbano ou rural nas regiões brasileiras, ressaltando as do nordeste, utilizando a proposta de Son (2003) como metodologia. Concluíram que há evidências de crescimento pró-pobre em todas as regiões e setores, mas não o suficiente para reduzir as disparidades da região nordeste relativamente às demais do país.

Araújo (2007), usando “decomposição de Shapley”, proposta por Shorrocks (1999), fez um estudo para as mesoregiões do estado de Minas Gerais, compreendido no período de 1970 à 2000. Mostrou que o crescimento foi pró-pobre, pró-rico e diverso (este último no sentido que algumas mesoregiões indicaram pró-pobre, outras não) nas décadas de 1970, 1980 e 1990, respectivamente. Usando a mesma metodologia, fez uma decomposição espacial, concluindo que as mesoregiões com renda média menor são as que apresentam maiores índices de pobreza relativamente às demais.

3. METODOLOGIA

3.1. Elasticidade pobreza-crescimento

Embora pobreza não tenha definição consensual na literatura, pode-se afirmar que a proporção de pobres depende do nível médio de renda e de como ela é distribuída, ou seja, depende dos parâmetros da densidade de renda (ROCHA, 2000; FERREIRA e LITCHFIELD, 2000; BARROS, HENRIQUES e MENDONÇA, 2000, dentre outros). Neste sentido, as variações ocorridas na proporção de pobres irão depender das variações do nível de renda e de variações em sua distribuição, ou ainda, do crescimento da renda e das variações no nível de desigualdade. Daí a questão: o quão sensível são as variações dos índices de pobreza em relação ao crescimento da renda *per capita*? Para estudar esse tipo de relação que

² Tal estudo foi feito usando dados censitários de 1991 e 2000, com microregiões como unidades de corte.

³ Veja definição de FGT(1), a intensidade da pobreza, em Foster, Greer e Thorbecher (1984).

mede a sensibilidade de um indicador de pobreza em relação aos seus determinantes diretos, Ravallion e Datt (1999) propuseram estimar as elasticidades usando um modelo econométrico do tipo “double-log”. Este procedimento ficou conhecido como estimação da elasticidade-renda da pobreza. Embora Ravallion e Datt (1999) estimaram o modelo considerando como a principal variável independente o consumo, Besley, Burgess e Volart (2005) consideraram em seu lugar a renda *per capita*. Desta forma, optou-se por seguir a metodologia destes últimos para que este trabalho seguisse a conformidade pretendida. Para tanto, considere a seguinte equação,

$$p_{it} = \beta_i y_{it} + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

em que y_{it} é o log da renda *per capita* de uma região i no período t , p_{it} é um log do índice de pobreza de uma região i no período t , β_i representa a elasticidade-renda da pobreza para cada região i e ε_{it} são erros aleatórios não observáveis. Cabe ressaltar que neste modelo de dados em painel pode-se considerar os parâmetros de inclinação os mesmos para toda unidade de corte e período, o qual seria um modelo restrito a igualdade dos coeficientes de inclinação. A estimativa desse modelo será obtida neste trabalho com objetivo de encontrar a elasticidade para o Brasil. Contudo, os coeficientes de inclinação podem ser diferentes para cada unidade de corte, como na equação (1). Embora ambas as estimativas foram consideradas⁴, deve-se fazer um teste de *poolability*.⁵ Trata-se apenas de um teste F de um modelo restrito, onde todos os coeficientes são considerados os mesmos para as unidades de corte, contra um modelo irrestrito, onde cada unidade de corte tem um coeficiente de inclinação como descrito em (1).

Em conformidade com Besley, Burgess e Volart (2005), deve-se estimar (1) sob a hipótese de *two-way component*, considerando efeitos específicos tanto de tempo quanto de unidade de corte. Faz sentido utiliza-los no Brasil, pois cada ano tem suas peculiaridades, sobretudo, captadas pelas PNAD's. Além disso, cada unidade da federação parece apresentar singularidades relacionadas à sua história, formação econômica e política, além de suas especificidades naturais. Contudo, para confirmar tais afirmações, devem ser feitos testes de verificação de especificação do modelo com efeitos específicos por unidades de corte e tempo. Desta forma, o modelo geral irrestrito, tem-se uma equação de regressão para cada unidade de corte.

$$p_i = w_i \beta_i + \varepsilon_i \quad i = 1, \dots, N \quad (2)$$

em que $p_i' = (p_{i1}, \dots, p_{iT})$, $w_i = [1_T, y_i]$, y_i é $(T \times 1)$, w_i é $(T \times 2)$, β_i é (1×2) e ε_i é $(T \times 1)$. O importante é notar que β_i é diferente para cada região i . Desta forma, no teste de *poolability* quer-se testar a hipótese nula $H_0 : \beta_i = \beta, \forall i$. Assim, sob a hipótese nula, pode-se escrever o modelo como:

$$P = W\beta + \varepsilon \quad (3)$$

em que $W' = (w_1', \dots, w_N')$ e $\varepsilon' = (\varepsilon_1', \dots, \varepsilon_N')$. Para o modelo não restrito temos,

$$P = \begin{bmatrix} w_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & w_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & w_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_N \end{bmatrix} + \varepsilon = W^* \beta^* + \varepsilon \quad (4)$$

em que $\beta^{*'} = (\beta_1', \dots, \beta_N')$ e $W^* = WI^*$, com $I^* = (1_N \otimes I_2)$, uma matriz $[2N \times 2]$. Assim, as variáveis w_i são todas combinações lineares das variáveis W^* .

⁴ Em particular, um único coeficiente é bastante intuitivo para comparação do Brasil com o mesmo obtido por outros autores para outros países usando a mesma metodologia. Besley, Burgess e Volart (2005) apresentam as estimativas para várias regiões do mundo como a parte Central e Leste da Europa ou América Latina.

⁵ Para mais sobre testes em modelos de dados em Painel ver Baltagi (2005).

A seguir, como em Besley, Burgess e Volart (2005), pode-se decompor a estrutura de erro de acordo com Baltagi (2005) para incluir efeito específico tanto por unidade de corte i como por cada período t (*two-way component*).⁶

$$\varepsilon = Z_\alpha \alpha + Z_\gamma \gamma + v, \quad (5)$$

em que, $Z_\alpha = (I_N \otimes I_T)$; $Z_\gamma = (I_N \otimes I_T)$ e $v' = (v'_1, \dots, v'_N)$.⁷ Dessa maneira, a equação de estimação passa a ser,

$$p = Z_\alpha \alpha + Z_\gamma \gamma + W^* \beta^* + v = Z_\alpha \alpha + Z_\gamma \gamma + \begin{bmatrix} y_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & y_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & y_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_N \end{bmatrix} + v \quad (6)$$

Cada elemento típico pode ser descrito por,

$$p_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_i y_{it} + v_{it} \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T \quad (7)$$

em que, α_i é um efeito específico para cada unidade de corte i ; γ_t é um efeito específico para cada período t , v_{it} é o erro clássico e $\varepsilon_{it} = \alpha_i + \gamma_t + v_{it}$, $y_{it} = (y_{i1}, \dots, y_{iT})'$ e β é um vetor $(N \times 1)$ de coeficientes β_i , $\forall i = 1, \dots, N$.

Caso seja considerado o modelo de efeitos fixos, as matrizes Z_α e Z_γ são as matrizes de *dummies* de tamanho $(NT \times N)$ e $(NT \times T)$, respectivamente. Desta forma se $N \rightarrow \infty$ ou $T \rightarrow \infty$, ter-se-á infinitos parâmetros a serem estimados, havendo perda de graus de liberdade. Desta maneira, deve-se transformar a equação (6) em sua forma de desvios (tanto em i quanto em t) de forma a “jogar fora” os α_i s e γ_t s. Wallace e Hussain (1969)⁸ *apud* Baltagi (2005), sugerem a pré-multiplicação da equação (6) pela seguinte equação de transformação em desvios descritos em (8).

$$Q = E_N \otimes E_T = I_N \otimes I_T - I_N \otimes \bar{J}_T - \bar{J}_N \otimes I_T + \bar{J}_N \otimes \bar{J}_T \quad (8)$$

em que $E_N = I_N - \bar{J}_N$; $E_T = I_T - \bar{J}_T$

De fato, cada elemento típico de $\tilde{p} = Qp$, $\tilde{y} = Qy$ e $\tilde{v} = Qv$ tem a forma $p_{it} - \bar{p}_{i\cdot} - \bar{p}_{\cdot t} + \bar{p}_{\cdot\cdot}$, $y_{it} - \bar{y}_{i\cdot} - \bar{y}_{\cdot t} + \bar{y}_{\cdot\cdot}$ e $v_{it} - \bar{v}_{i\cdot} - \bar{v}_{\cdot t} + \bar{v}_{\cdot\cdot}$, respectivamente, em que: $\bar{x}_{i\cdot} = \sum_i x_{it} / N$ é a média de todas as observações de corte para cada t , $\bar{x}_{\cdot t} = \sum_i x_{it} / T$ a média para todas as observações de tempo para cada unidade de corte i , e $\bar{x}_{\cdot\cdot} = \sum_i \sum_t x_{it} / NT$ é a média global, (obs.: faça $x \equiv \{p, y, v\}$).

Tal transformação de desvios é conhecida na literatura como *Within transformation*, podendo aplicar OLS à equação (7), gerando o estimador “*within estimator for the two-way model*”. A lógica é calcular uma regressão com diferentes coeficientes de intercepto dentro de unidade de corte e tempo, caracterizando um efeito fixo (que pode ser também aleatório). Sendo este o caso, ter-se-á um estimador de intercepto “global”, um estimador de intercepto para cada unidade de corte i , bem como um para cada tempo t . Depois de obtidas as estimativas dos β , obtêm-se as estimativas específicas para as *dummies* bem como um coeficiente de intercepto comum descritos em (9), que são consistentes e assintoticamente eficientes.⁹

⁶ Neste trabalho serão 27 unidades de corte, isto é, as 27 unidades da federação (UF) brasileiras. O tempo varia de 1995 à 2008, exceto o ano de 2000. Note que os estados da região Norte serão considerados nas estimações para não haver perdas de graus de liberdade.

⁷ Desta forma, na equação (4) cada $w_i = y_i$, não contendo o “vetor de 1’s”, que já é levado em consideração na estrutura de erro proposto em (5).

⁸ Wallace, T.D. and A. Hussain, 1969, The use of error components models in combining cross-section and time-series data, *Econometrica* 37, 55–72.

⁹ Note que $\hat{\mu}$ é a estimativa de intercepto global comum a todos.

$$\begin{aligned}
\hat{\mu} &= \bar{p}_{..} - \bar{y}_{..}\hat{\beta} \\
\hat{\alpha} &= (\bar{P}_{s.} - \bar{P}_{..}) - \hat{\beta}(y_{s.} - y_{..}) \\
\hat{\gamma} &= (\bar{P}_{.t} - \bar{P}_{..}) - \hat{\beta}(y_{.t} - y_{..})
\end{aligned} \tag{9}$$

Contudo, não há nada que diga que os efeitos específicos são não aleatórios. De fato, se forem aleatórios não se tem mais *dummies* fixas dentro de cada erro, mas sim um componente específico de erro que é aleatório com distribuição de probabilidade. Pode-se usar um estimador GLS para obter o efeito aleatório. Contudo, uma suposição do modelo é a de que não exista correlação entre o erro do modelo e a variável explicativa, $E(\varepsilon_{it}/y_{it}) = 0$. Para testar a hipótese de uma relação entre a renda *per capita* de cada unidade da federação (ou de cada ano) e seu efeito específico, como por exemplo, a corrupção estadual ou investimento na educação pode-se usar um teste de Hausman. Sob a hipótese nula do teste, tem-se $E(\varepsilon_{it}/Y_{it}) = 0$, o que implica que se deve usar o estimador de efeito aleatório, pois o estimador de GLS é consistente e assintoticamente eficiente (embora o estimador *Within* seja também consistente). Mas se rejeitar a hipótese nula implicando em $E(\varepsilon_{st}/Y_{st}) \neq 0$, então o estimador de GLS é inconsistente, e portanto deve-se usar o estimador *Within* que é o único consistente.

Em caso de rejeição da hipótese nula do teste de Hausman, ou seja, quando o estimador *within* (efeito fixo) é o único consistente deve-se ainda proceder a um teste efeito fixo redundante ou não, a partir de um teste de Wald sob a hipótese nula de que todos os coeficientes das *dummies* de efeito fixo são nulos. Dessa maneira, o teste no modelo de *two-way error component* significa que tem-se sob hipótese nula $H_0 : \alpha_1 = \dots = \alpha_N$ e $\gamma_1 = \dots = \gamma_{T-1}$, em que α e γ são os coeficientes de efeitos específicos de unidade de corte e período descritos na equação (7), respectivamente. A soma de quadrados de resíduos do modelo restrito (SQRR) é da estimação OLS *pooled* e a soma de quadrados de resíduos irrestrita (SQRI) é da regressão *Within*.

$$F_1 = \frac{(SQRR - SQRI)/(N + T - 2)}{(SQRI)/[(N - 1)(T - 1) - K]} \stackrel{H_0}{\sim} F_{(N+T-2), (N-1)(T-1)-K} \tag{10}$$

Por fim, deve-se enfatizar que geralmente ocorre heterocedasticidade entre as unidades de corte, pois nada garante que os erros de cada unidade observacional tenham que ser os mesmos. Então, deve-se proceder a execução de um teste de White com o objetivo de verificar tal afirmação.

Obtidas as estimativas dos coeficientes, é possível decompor a variação da pobreza estimada utilizando dois períodos (digamos $t = t$ e $t = 0$), valorando a equação (7) nesses dois períodos e toma-se a diferença, obtendo a equação (11).

$$\Delta \hat{p}_{i\Delta t} = \hat{\beta}_i g_i + (\hat{\gamma}_t - \hat{\gamma}_0) \tag{11}$$

em que $g_i = \ln\left(\frac{y_{it}}{y_{i0}}\right)$ e $\Delta \hat{p}_{it} = \ln\left(\frac{\hat{p}_{it}}{\hat{p}_{i0}}\right)$. Com alguma manipulação algébrica pode-se escrever,

$$\Delta \hat{p}_{i\Delta t} = \bar{\beta} \bar{g} + (\hat{\beta}_i - \bar{\beta}) \bar{g} + \hat{\beta}_i (g_i - \bar{g}) + (\hat{\gamma}_t - \hat{\gamma}_0) \tag{12}$$

em que, $\bar{\beta}$ é a média das elasticidades-crescimento da pobreza; \bar{g} é a taxa de crescimento média da renda dos estados.

Note que é uma decomposição da variação da pobreza, onde o primeiro termo do lado direito da igualdade é a redução média da pobreza. O segundo termo mede a *eficácia do crescimento médio na redução da pobreza*, que será tão maior quanto maior for a elasticidade crescimento da pobreza relativa de cada unidade de corte i . Já o terceiro termo mede o *efeito da elasticidade de cada unidade de corte*, que será tanto maior quanto maior for o crescimento relativo de sua renda domiciliar *per capita*.

Tal decomposição tem por objetivo analisar o desempenho relativo em termos de elasticidade em cada unidade de corte, em relação ao desempenho médio. Esse tipo de decomposição da variação da pobreza estimada é proposta por Besley, Burgess e Volart (2005), que analisam os sinais dos segundo e terceiro termos de (12) de acordo com o quadro 1.

		$\beta_i (g_i - \bar{g})$ ^(a)	
		+	-
$(\hat{\beta}_i - \bar{\beta})\bar{g}$ ^(a)	+	Alta elasticidade crescimento da pobreza e bom desempenho relativo no crescimento da renda.	Alta elasticidade crescimento da pobreza e baixo desempenho relativo no crescimento da renda
	-	Baixa elasticidade crescimento da pobreza e bom desempenho relativo no crescimento da renda.	Baixa elasticidade crescimento da pobreza e baixo desempenho relativo no crescimento da renda

Quadro 1: Fontes Principais de variação da pobreza

Fonte: Elaborado pelo autor

Nota: (a) $\hat{\beta}_i$ é naturalmente negativo, logo se considera apenas o seu módulo.

3.2. Elasticidade pobreza-crescimento usando uma medida de desigualdade

Embora o modelo exposto em 3.1 parece explicar bem a definição de uma elasticidade-renda da pobreza, pode-se estar incorrendo num viés de estimação ao não incluir a estimação conjunta da elasticidade-desigualdade da pobreza, uma vez que a variação da desigualdade, juntamente com o crescimento, são os dois parâmetros que alteram a distribuição de renda capazes de afetar o parâmetro da pobreza (ROCHA, 2000; BARROS, HENRIQUES E MENDONÇA, 2000; RAVALLION E DATT (1992); SHORROCKS, 1999). Dito isto, Besley, Burgess e Volart (2005) sugerem a equação (2) modificada, onde se inclui uma nova variável ψ_i , que capta o grau de dispersão do logaritmo da renda *per capita* em torno de sua média, ou seja, o desvio padrão do logaritmo da renda.¹⁰ Ou ainda, em sua forma estendida similar a equação (4), tem-se a equação (13).

$$P = \begin{bmatrix} w_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & w_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & w_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \psi_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \psi_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \psi_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \vdots \\ \delta_N \end{bmatrix} + \varepsilon, \forall t = 1, \dots, T \quad (13)$$

em que δ_i representa a elasticidade da pobreza relativa à desigualdade, novamente para cada região i .

Pode-se ainda reescrever a equação (13) como,

$$P = J\zeta + \varepsilon \quad (14)$$

em que, $J = [W \ \Psi]$; $\zeta = [\beta \ \delta']$. E desta maneira, análoga à subseção 3.1, reescreve-se a equação (14) usando a estrutura de erros para efeito específico de tempo e *cross-section*, substituindo (5) em (14):

$$p = Z_\alpha \alpha + Z_\gamma \gamma + W\zeta + v \quad (15)$$

em que cada um de seus elementos típicos podem ser descritos por:

$$p_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \zeta_i w_{it} + v_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_i y_{it} + \delta_i \psi_{it} + v_{it} \quad (16)$$

em que $i = 1, \dots, N$; $t = 1, \dots, T$.

Novamente, como forma de obter o modelo das variáveis corrigidas pelos desvios de suas médias (no tempo, por unidade de corte e global), deve-se pré-multiplicar (16) por (8), gerando um novo

¹⁰ Seguindo o modelo proposto por Besley, Burgess e Volart (2005), $\psi = (\sqrt{2})\Pi^{-1}\left(\frac{1+G}{2}\right)$, em que Π denota a função de distribuição acumulada de uma normal padrão e G denota o índice de Gini dividido por 100.

componente $\tilde{\psi} = Q\psi$, onde cada um de seus elementos típicos são descritos por $\psi_{it} - \bar{\psi}_{i\cdot} - \bar{\psi}_{\cdot t} + \bar{\psi}_{\cdot\cdot}$. Assim, pode-se aplicar OLS, gerando o “*Within estimator for the two-way model*” $\hat{\zeta} = \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\delta} \end{bmatrix}$. Mais uma vez, deve-se fazer o teste de redundância, o teste de *poolarity* e o teste de Hausman como descritos anteriormente.

De acordo com a equação (16), que estima simultaneamente as elasticidades crescimento e desigualdade da pobreza pode-se novamente decompor a variação da pobreza estimada (similarmente pela diferença entre dois períodos quaisquer em uma região i como uma função da elasticidade crescimento da pobreza, da taxa de crescimento da renda do estado, da elasticidade desigualdade da pobreza, da variação do desvio-padrão do logaritmo da renda *per capita* e da diferença do efeito específico de tempo entre os dois períodos (novamente considerando $t = T$ e $t = 0$).

$$\Delta \hat{p}_{i\Delta t} = \hat{\beta}_i g_i + \hat{\delta}_i \phi_i + (\hat{\gamma}_t - \hat{\gamma}_0) \quad (17)$$

Por meio de simples manipulações algébricas, pode-se escrever:

$$\Delta \hat{p}_{i\Delta t} = (\bar{\beta} \bar{g} + \bar{\delta} \bar{\phi}) + \hat{\beta}_i (g_i - \bar{g}) + \bar{g} (\hat{\beta}_i - \bar{\beta}) + \hat{\delta}_i (\phi_i - \bar{\phi}) + \bar{\phi} (\hat{\delta}_i - \bar{\delta}) + (\hat{\gamma}_t - \hat{\gamma}_0) \quad (18)$$

em que $\phi_i = \psi_{it} - \psi_{i0}$ é a mudança da medida de desigualdade no estado i ; $\hat{\delta}_i$ é a elasticidade desigualdade da pobreza; $\bar{\beta}$ é a elasticidade crescimento da pobreza média; $\bar{\delta}$ é a elasticidade da desigualdade média; e \bar{g} é a taxa de crescimento média. Todos os termos do lado direito da igualdade, com exceção do primeiro e do último, medem a capacidade relativa do estado i em variar (reduzir) seu indicador de pobreza. O segundo termo refere-se a maior taxa de crescimento relativa, o terceiro à maior elasticidade crescimento da pobreza relativa, o quarto à maior variação na desigualdade e o quinto à maior elasticidade desigualdade da pobreza.

4. RESULTADOS

4.1. Elasticidade Crescimento-Pobreza

Com o intuito de avaliar a evolução da pobreza no período pós estabilização de preços tomou-se as informações a partir do ano de 1995 até o ano de 2008. As informações para renda domiciliar *per capita*, desigualdade e medidas de pobreza foram extraídas das PNAD's (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios) para os anos de 1995 a 2008. São 13 anos¹¹ e 27 unidades da federação, inclusive os dados para os estados da região Norte para que não houvesse perdas de graus de liberdade.¹² As medidas de pobreza usadas seguem a construção dos indicadores de Foster, Greer e Thorbeck (1984), FGT(α), para $\alpha = 0, 1$ e 2 . A linha de pobreza considerada foi de R\$190,00 de setembro de 2007. Todos os valores foram deflacionados pelo INPC para setembro de 2007. Em todas as regressões foram usadas a correção de White para heterocedasticidade.

Considerando a possibilidade de que há viés de estimação por omissão de variável relevante, optou-se por estimar apenas a equação (16), que inclui a variável de desigualdade, usando os estimadores *within two-way component* para efeito fixo e GLS para efeito aleatório.

4.2. Análise Brasil

A primeira parte de estimação do modelo é tal que considera apenas um coeficiente de elasticidade. Assim, as elasticidades em cada especificação na tabela 1 é elasticidade média do Brasil, considerando os indicadores de pobreza FGT(0, 1 e 2), isto é, a proporção de pobres, o hiato de pobreza (intensidade) e hiato quadrado (perversidade), respectivamente. Estão dispostos os resultados para a melhor especificação, considerando os testes de Hausman¹³ e os testes de redundância¹⁴ efeito fixo contra

¹¹ Não há PNAD para o ano censitário de 2000.

¹² Dado que as PNAD's para parte do período em análise não geravam informações amostrais para a área rural da região Norte, então optou-se por não analisar os resultados gerados para esta região, mas foi mantida somente para que não houvesse perda de graus de liberdade na estimação.

¹³ Para algumas especificações com efeito aleatório não foi possível realizar o teste de Hausman usando “somente” unidade de corte ou período separadamente, pois a matriz de var-cov foi negativa semidefinida.

o modelo OLS *pooled*, quando necessário. A melhor especificação para FGT(0) e FGT(1) é o modelo com efeito fixo. Para FGT(2), a melhor especificação é o modelo com efeito aleatório.

Em todas as especificações, os coeficientes elasticidade-crescimento são negativos e os coeficientes elasticidade-desigualdade são positivos, como esperado, exceto para FGT(2) que a elasticidade-desigualdade é não significativa. De fato tem-se que o crescimento da renda *per capita* está associado com a redução da pobreza, assim como este último com a redução da desigualdade. As elasticidade-crescimento e elasticidade-redistribuição para a proporção de pobres são -1,23 e 1,97, respectivamente. Para o hiato de pobreza são -1,39 e 2,33, respectivamente. Para o hiato quadrático, a elasticidade-redistribuição não é significativa e a elasticidade-crescimento é -0.31, inelástica.

Tabela 1 – Modelo da elasticidade crescimento da pobreza no Brasil

Variáveis Explicativas	ln[FGT(0)]	ln[FGT(1)]	ln[FGT(2)]
Constante	4,3453 *	3,9866 *	-0,5992
	(0,3648)	(0,5594)	(0,9257)
Ln(renda)	-1,2339 *	-1,3879 *	-0,3100 *
	(0,0801)	(0,1124)	(0,1503)
sigma	1,9713 *	2,3268 *	-0,1696
	(0,1791)	(0,2332)	(0,3173)
cross-section effects	fixed	fixed	randon
Period effects	fixed	fixed	randon
Observações em N	27	27	27
Observações em T	13	13	13
Total de observações	351	351	351
R ² ajustado	0,9615	0,9644	0,0082
Teste F	219,62 *	237,73 *	2,45
p-valor F	{0,0000}	{0,0000}	{0,0876}
redundant fixed effect F test (cross-section)	106,688 *	99,003 *	53,579 *
	{0,0000}	{0,0000}	{0,0000}
redundant fixed effect F test (period)	0,276	1,767	13,603 *
	{0,9926}	{0,0528}	{0,0000}
redundant fixed effect F test (cross-section + period)	74,037 *	69,265 *	40,647 *
	{0,0000}	{0,0000}	{0,0000}
Hausman test (cross-section)	0,000 **	0,000 **	0,284
	{1,0000}	{1,0000}	{0,8678}
Hausman test (period)	19,625	0,000 **	0,000 **
	{0,0001}	{1,0000}	{1,0000}
Hausman test (cross-section + period)	0,000 **	0,000 **	1,883
	{1,0000}	{1,0000}	{0,3900}

Fonte: cálculo do autor

desvio-padrão entre parentesis (); p-valor do teste entre chaves { }

* estatisticamente significativa a 5%.

** teste não válido, pois a matriz de variância foi negativa semidefinida

Para FGT(0) e FGT(1), a pobreza é elástica no Brasil com relação ao crescimento da renda domiciliar *per capita* e em relação à melhora na distribuição da mesma. Contudo, deve-se notar a maior efetividade do efeito da redistribuição na redução da proporção de pobres no Brasil, vis-a-vis ao efeito crescimento. Nesse caso, evidencia-se o já exposto na literatura (e.g. ROCHA, 2000; BARROS, HENRIQUES E MENDONÇA, 2000; FERREIRA E LITCHFIELD, 2000; FERREIRA, 2000; HOFFMANN, 2000, dentre outros) de que se houver diminuição da desigualdade no Brasil, efeitos maiores serão obtidos do que a promoção do crescimento.

¹⁴ Os testes de redundância indicaram rejeição da hipótese nula de um modelo restrito com todos os coeficientes de intercepto iguais. Ou seja, deve haver efeitos específicos tanto de unidade de corte quanto de tempo, como esperado. Dessa maneira, o modelo correto deve conter efeito específico para cada unidade de corte e para cada período usando *two-way error component regression model*.

Contudo, o ideal seria ambos os efeitos, ou seja, crescimento acompanhado de melhora na distribuição, o que ocasiona o chamado “crescimento pró-pobre” nos modelos que o consideram quando há melhora relativa para os pobres. Contudo, de acordo com a metodologia de cálculo de elasticidades-crescimento, o resultado é considerado pró-pobre se há efetividade na redução da pobreza, tanto em nível de crescimento quanto de redistribuição, configurando um sinal negativo da elasticidade-crescimento e positivo para a elasticidade-redistribuição. Portanto, para o Brasil, o resultado é pró-pobre.

Besley, Burgess (2003) fazem a comparação entre regiões contendo países de renda baixa e média, apresentado na Tabela 2.¹⁵ Usando-a, pode-se comparar o desempenho do Brasil com tais regiões permitindo verificar que, em valor absoluto, evidencia-se que o Brasil demonstra ter maior elasticidade do que todas as regiões citadas. Em particular, demonstra elasticidade da proporção de pobres em relação ao crescimento, enquanto a América Latina e Caribe demonstram ser inelásticos.

Tabela 2 – Elasticidade da pobreza [FGT(0)] com respeito ao crescimento, países de renda baixa e média

	<i>Whole sample</i>	<i>East Asia and Pacific</i>	<i>Eastern Europe and Central Asia</i>	<i>Latin America and Caribbean</i>	<i>Middle East and North Africa</i>	<i>South Asia</i>	<i>Sub-Saharan Africa</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Elasticity of poverty with respect to income per capita	-0.73 (0.25)	-1.00 (0.14)	-1.14 (1.04)	-0.73 (0.29)	-0.72 (0.64)	-0.59 (0.36)	-0.49 (0.23)

Fonte: Besley, Burgess e Volart (2005).

4.3. Análise das Unidades da Federação Brasileiras

Embora a análise feita na subseção anterior é importante para poder comparar a elasticidade crescimento da pobreza brasileira com a de outros países, uma análise inter-estadual torna-se um ponto chave para entender por que alguns estados conseguem sair do estado de pobreza de uma forma mais efetiva do que outros. Além disso, é possível verificar se há uma disparidade regional na efetividade de combate à pobreza.

Na tabela 3 estão apresentadas as estimativas das elasticidades da pobreza relativa ao crescimento e à redistribuição de renda, estimadas pela equação (16) não restrita, considerando o estimador *within two-way component* para efeito fixo, uma vez que o teste de Hausman apontou ser a melhor especificação. Assim é possível estimar elasticidades para cada unidade da federação.

Cabem aqui testes de especificação, para verificar se os coeficientes de inclinação, devem ser os mesmos ou não para as unidades de corte, tanto em relação ao “ β ” (relativo ao crescimento) quanto ao “ ψ ” (relativo à desigualdade). Esse teste é chamado de teste de *polarity* como descrito na seção 3.1. Os resultados estão na Tabela 4.

Note que o resultado da Tabela 4 sugere que a melhor especificação é a inclusão de efeitos fixos tanto para cross-section quanto para o tempo. Além disso, todos os coeficientes na Tabela 3 apresentam sinal esperado em conformidade com Besley, Burgess e Volart (2005), isto é, negativo em relação ao crescimento (pois espera-se que a proporção de pobres venha a cair com o crescimento da renda domiciliar *per capita*) e positivo em relação à desigualdade (pois com a redução da desigualdade espera-se redução da proporção de pobres). Além disso, rejeita-se também, com 95% de confiança, a hipótese nula de que todos os coeficientes de inclinação devam ser iguais, tanto relativos ao crescimento quanto à desigualdade. Em todos os casos rejeita-se a hipótese de mesmos coeficientes para todas as unidades de corte, indicando que a especificação correta do modelo é a estimação de elasticidades distintas para cada um dos estados, tanto em relação ao crescimento quanto em relação à desigualdade.

¹⁵ A fonte de dados utilizadas por Besley, Burgess e Volart (2005) é fornecida pelo Banco Mundial.

Tabela 3 – Modelo da elasticidade crescimento da pobreza nos Estados

	Variável dependente	ln[FGT(0)]		ln[FGT(1)]		ln[FGT(2)]			
		Variáveis Explicativas		ln(renda)	ln(desig.)	ln(renda)	ln(desig.)	ln(renda)	ln(desig.)
	Constante	4.5814 *		4.4239 *		-0.9177 *			
		(0.4106)		(0.6348)		(1.4664)			
NORTE	RO	-1.4325 *	1.6382 *	-1.0898 *	1.5822 *	-0.6291 *	-1.5882 *		
		(0.0703)	(0.1581)	(0.2606)	(0.5261)	(0.8007)	(2.0940)		
	AC	-1.1513 *	1.4416 *	-1.3126 *	1.5252 *	-0.1418 *	-0.5896 *		
		(0.1027)	(0.1986)	(0.2045)	(0.5483)	(0.5602)	(1.5063)		
	AM	-1.2591 *	1.7169 *	-1.2831 *	2.0688 *	-0.3132 *	-0.5127 *		
		(0.1148)	(0.2385)	(0.2588)	(0.5021)	(0.6245)	(1.0429)		
	RR	-1.0909 *	2.8245 *	-0.8438 *	3.5515 *	0.7975 *	0.7065 *		
	(0.2141)	(0.6828)	(0.4463)	(0.7628)	(0.8966)	(1.7727)			
PA	-1.1254 *	1.0780 *	-1.2484 *	1.5589 *	-0.9075 *	-0.0749 *			
	(0.1087)	(0.1409)	(0.2371)	(0.2893)	(0.7576)	(0.8043)			
AP	-1.6440 *	2.4168 *	-1.9247 *	3.4001 *	0.2777 *	0.2887 *			
	(0.5336)	(0.4477)	(0.5501)	(0.4006)	(0.2502)	(0.2820)			
TO	-1.2895 *	0.9156 *	-1.4854 *	1.4369 *	-0.1443 *	-0.6184 *			
	(0.1148)	(0.1472)	(0.1836)	(0.2161)	(0.3892)	(0.5866)			
NORDESTE	MA	-0.8050 *	0.4063 *	-0.9913 *	1.3172 *	-1.1160 *	0.9987 *		
		(0.0652)	(0.1177)	(0.1054)	(0.1601)	(0.3633)	(0.5680)		
	PI	-0.7592 *	1.3906 *	-0.8960 *	0.8455 *	-0.3815 *	2.5667 *		
		(0.0559)	(0.1608)	(0.1128)	(0.3393)	(0.3173)	(2.2479)		
	CE	-0.8459 *	2.5624 *	-0.8813 *	1.4703 *	-0.3094 *	-0.5074 *		
		(0.0922)	(0.2052)	(0.1884)	(0.1857)	(0.7876)	(1.7871)		
	RN	-0.9291 *	2.5870 *	-1.1491 *	1.1625 *	-0.6715 *	3.2861 *		
		(0.0882)	(0.5852)	(0.1581)	(0.2713)	(0.3525)	(1.8897)		
	PB	-0.9362 *	1.8748 *	-1.1773 *	2.0844 *	-0.4962 *	0.6254 *		
	(0.0931)	(0.5275)	(0.1657)	(0.2666)	(0.5525)	(0.8205)			
PE	-0.6410 *	0.2022 *	-0.6139 *	0.9504 *	-0.3830 *	1.7428 *			
	(0.1417)	(0.2788)	(0.2088)	(0.2745)	(0.5388)	(1.4062)			
AL	-0.7455 *	0.9007 *	-0.9515 *	1.0712 *	0.0095 *	-0.2735 *			
	(0.0837)	(0.1268)	(0.1660)	(0.2741)	(0.2792)	(0.6430)			
SE	-1.1141 *	0.9156 *	-1.3319 *	1.3900 *	-0.4128 *	0.6435 *			
	(0.0842)	(0.1472)	(0.1503)	(0.1784)	(0.4256)	(0.6839)			
BA	-0.5696 *	0.4063 *	-0.7575 *	1.1689 *	0.0680 *	-1.5863 *			
	(0.0903)	(0.1177)	(0.1956)	(0.1782)	(0.3312)	(1.2394)			
SUDESTE	MG	-1.1319 *	1.3906 *	-1.2541 *	2.3617 *	-0.4104 *	0.1079 *		
		(0.1044)	(0.1608)	(0.2144)	(0.1888)	(0.4485)	(1.0910)		
	ES	-1.6354 *	2.5624 *	-2.0132 *	2.8654 *	-1.2725 *	1.8064 *		
		(0.1369)	(0.2052)	(0.2405)	(0.2331)	(0.5842)	(0.7268)		
RJ	-1.1187 *	2.5870 *	-1.4978 *	2.4204 *	0.2208 *	-0.8274 *			
	(0.3244)	(0.5852)	(0.3251)	(0.4571)	(0.6412)	(1.5340)			
SP	-1.0602 *	1.8748 *	-1.5497 *	2.3590 *	-0.0298 *	0.9626 *			
	(0.1225)	(0.5275)	(0.1150)	(0.4813)	(0.5494)	(1.2725)			
SUL	PR	-1.7257 *	2.2014 *	-1.9251 *	2.5733 *	1.9484 *	2.7752 *		
		(0.1105)	(0.2100)	(0.2633)	(0.4388)	(1.6175)	(5.0801)		
	SC	-2.6910 *	4.1993 *	-2.8113 *	4.6812 *	0.7456 *	-5.7839 *		
	(0.3597)	(0.2751)	(0.5606)	(0.3629)	(0.9461)	(3.0569)			
RS	-2.0150 *	2.0604 *	-1.7333 *	2.6905 *	-1.2534 *	-1.7208 *			
	(0.2310)	(0.3103)	(0.3428)	(0.2909)	(1.2910)	(3.0524)			
CENTRO-OESTE	MS	-1.3188 *	1.5590 *	-1.7767 *	1.9314 *	-3.8688 *	4.6686 *		
		(0.1017)	(0.1989)	(0.1591)	(0.2453)	(0.7407)	(1.5647)		
	MT	-1.2438 *	1.4452 *	-1.6386 *	2.1165 *	-0.6293 *	1.5727 *		
		(0.0983)	(0.1230)	(0.1665)	(0.1814)	(0.4885)	(0.8536)		
GO	-1.0312 *	1.4124 *	-1.4274 *	1.5633 *	-0.0658 *	-1.2011 *			
	(0.1000)	(0.1631)	(0.1527)	(0.1310)	(0.3905)	(0.5764)			
DF	-0.6964 *	1.4545 *	-1.5462 *	1.3228 *	-0.5455 *	2.6277 *			
	(0.2335)	(0.5607)	(0.7058)	(1.2723)	(0.8261)	(4.0166)			
	cross-section effects	fixed	fixed	fixed	fixed	fixed	fixed		
	Period effects	fixed	fixed	fixed	fixed	fixed	fixed		

Fonte: Elaborado pelos autores

Nota: desvio-padrão entre parentesis ()

* estatisticamente significativa a 5%

Tabela 4 – Testes de Especificação para o modelo da elasticidade crescimento da pobreza nos Estados

Testes de Especificação	ln[FGT(0)]	ln[FGT(1)]	ln[FGT(2)]
Teste beta constante (F)	21,96 *	19,20 *	2,23 *
	{0,0000}	{0,0000}	{0,0009}
Teste Teta constante (F)	16,21 *	10,39 *	1,98 *
	{0,0000}	{0,0000}	{0,0040}
redundant fixed effect F test (cross-section)	2,748 *	1,827 *	0,913 *
	{0,0000}	{0,0102}	{0,5900}
redundant fixed effect F test (period)	1,857 *	2,798 *	12,538 *
	{0,0400}	{0,0013}	{0,0000}
redundant fixed effect F test (cross-section + period)	2,889 *	2,779 *	5,113 *
	{0,0000}	{0,0000}	{0,0000}

Fonte: cálculo do autor

desvio-padrão entre parentesis (); p-valor do teste entre chaves { }

* estatisticamente significativa a 5%

É interessante observar que o resultado sugere que a pobreza é elástico em relação ao crescimento (beta) em praticamente todos os estados da região Sul, Sudeste e Centro-Oeste (exceto Distrito Federal). E nos mesmos, há também alta elasticidade desigualdade (sigma). Verifica-se, portanto, que há um padrão no tipo de elasticidade nos estados dentro dessas três regiões.

O grande destaque fica mais uma vez para a região Nordeste, pois, apenas em Sergipe a proporção de pobres é elástica em relação às variações do crescimento da renda domiciliar *per capita*. E dentre os demais, Bahia e Pernambuco são os de menor elasticidade dentre todos as unidades da federação do país (exceto Norte). Observando a variação de pobreza verificada no período, o estado do Pernambuco foi o que apresentou a menor redução na proporção de pobres no período todo e foi o sétimo em crescimento da renda. Dessa maneira, já era esperado uma baixa elasticidade crescimento da pobreza (beta) para tal estado, porque reduziu pouco a pobreza diante de um aumento significativo (relativo) da renda.

Com efeito, evidencia-se as fracas elasticidades da proporção de pobres em relação ao crescimento na região Nordeste. Dessa maneira, a região destaca-se não somente como a que tem a maior proporção de pobres relativamente, mas também a que apresenta menor redução do indicador no período e que pode ser explicada pela baixa elasticidade crescimento da proporção de pobres relativo ao crescimento da renda domiciliar *per capita*. Contudo, embora percebe-se um padrão de elasticidade-crescimento da pobreza, o mesmo não pode ser dito quanto à elasticidade-desigualdade da pobreza na região. Estados como Ceará, Rio Grande do Norte e Paraíba e Piauí apresentam elasticidades altíssimas em relação a mudanças na distribuição da renda domiciliar *per capita*. Isto quer dizer que se houver mudanças no padrão de distribuição da renda haverá grandes mudanças no FGT(0). Já os demais, sobretudo Pernambuco (0,2022), Bahia (0,4083) e Maranhão (0,4063) são inelásticos. Isso quer dizer que uma redução de 1% no índice de Gini causa uma mudança de menos que 0,2% na redução da proporção de pobres. Logo, não há um padrão de elasticidade-desigualdade. E mais, ocorre nesses últimos um fato bastante peculiar, pois são inelásticos tanto em crescimento (exceto Sergipe) quanto em desigualdade. Desta forma, tanto políticas de crescimento quanto de redistribuição tem pouco efeito (relativo) na redução da proporção de pobres. Mas na hipótese de promoção de políticas públicas, aquelas que enfatizam o crescimento da renda domiciliar *per capita* tem maior efeito devido à maior elasticidade.

Outro destaque deve ser dado à região Sul, pois a proporção de pobres é elástica tanto em relação ao crescimento quanto à mudanças na distribuição da renda domiciliar *per capita*. As elasticidades beta são 1,73, 2,69 e 2,02 para Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul, respectivamente. E similarmente, as elasticidades sigma são 2,20, 4,20 e 1,87, respectivamente. Isso explica redução de 68%, 77% e 56% na proporção de pobres (respectivamente) nos mesmos estados compreendidos no período em análise. Uma redução que faz com que a proporção de pobres atingisse um baixíssimo valor (em se tratando de Brasil).

Logo, pode-se afirmar que há uma disparidade estadual regional no que tange à capacidade de combate à proporção de pessoas pobres, sobretudo ao comparar os estados da região Nordeste com os da região Sul. Ambas necessitam de melhor atenção das autoridades públicas para que possa ser entendido

como esta última tem altos níveis de elasticidade e se podem ser aplicadas políticas de forma a fazer que a primeira melhore suas elasticidades.

Como visto, a região Sul é um destaque (positivo) no que tange à elasticidade-pobreza do crescimento e da desigualdade. A intensidade da pobreza, bem como a perversidade, são também extremamente elásticos nos estados da referida região (exceto o FGT(2) de Santa Catarina). Isto quer dizer que crescimento ou melhora na distribuição da renda implica em melhora mais que proporcional nesses indicadores, assim como foi para o FGT(0). Em particular, se o FGT(1) é muito sensível tanto no beta quanto no sigma, significa que a renda média dos domicílios pobres não estão muito longe da linha de pobreza, onde qualquer variação no crescimento ou melhora na distribuição que transfira renda dos não pobres para os pobres faz com que muitos domicílios ultrapassem a linha de pobreza, reduzindo drasticamente o indicador FGT(0). Além disso, note que o indicador do FGT(2) de Santa Catarina é inelástico. Contudo, este fato pode estar ligado à escolha da linha de pobreza. Ou seja, o valor da cesta ótima estimada por Rocha (1997) de forma a satisfazer o aporte nutricional mínimo (somando-se outros quesitos como transporte, etc.) é o mais baixo dentre as 27 unidades da federação (R\$ 134,37). Neste caso, a perversidade da pobreza pode estar sendo afetada por este fato (embora os outros indicadores, quais sejam FGT(0) e FGT(1), não estão sendo afetados por este fato).

Com relação aos estados do Nordeste, verifica-se que a maioria dos estados ou é elástico ou quase unitários (próximo de 1), quando verificando o coeficiente beta. Novamente, os estados que são menos elásticos são Pernambuco e Bahia. Mas isto já era esperado, pois uma vez que a proporção de domicílios pobres não reduz com facilidade quando há crescimento, pode-se esperar que a renda média dos domicílios pobres esteja muito abaixo da linha de pobreza. Nesse caso, nem mesmo melhora na distribuição pode fazer com que muitas pessoas ultrapassem o limite de pobreza. Isto também é evidenciado uma vez que o $FGT(0)$ também varia menos que proporcional à mudanças na distribuição da renda captada pelo índice de Gini e transferido ao sigma. Essa relação entre a elasticidade do $FGT(0)$ com a do $FGT(1)$ não é exata, mas é padrão encontrada na maioria dos casos.

Analisando os resultados para o $FGT(2)$, verifica-se que somente um estado por região (das analisadas, com exceção de sul) apresenta um comportamento elástico relativo às taxas de crescimento da renda domiciliar *per capita*. São eles Maranhão (no Nordeste), Espírito Santo (no Sudeste) e Mato Grosso do Sul (Centro-Oeste). No sul tem-se Paraná e Rio grande de Sul. Desta forma, verifica-se que este indicador é pouco sensível à taxa de crescimento na maioria dos estados. Contudo, quando analisando as elasticidades relativas à desigualdade, verifica-se que a maioria dos estados são elásticos. No sul e Centro-Oeste, todos, no Sudeste a metade e no Nordeste apenas quatro. Desta forma, verifica-se as maiores elasticidades encontradas nos estados que se situam no sul, Sudeste e Centro-Oeste em detrimento daqueles no Nordeste. Tanto em termos de crescimento quanto de desigualdade.

4.4. Decomposição da variação da pobreza estimada

Obtidas as estimativas dos coeficientes, é possível decompor a variação da pobreza estimada utilizando dois períodos como explicado na seção 3.1. Desta forma, considerou-se os anos inicial $t = 1995$ e final $t = 2008$ e utilizando os coeficientes de elasticidade da pobreza, decompôs-se a variação da pobreza de acordo com a equação as equação (18), que também capta a distribuição da renda domiciliar *per capita*. Os resultados estão apresentados para FGT(0), FGT(1) e FGT(2) estão apresentados nas Tabelas A.1, A.2 e A.3 em anexo, respectivamente. Os quadros 2, 3 e 4 resumem as informações.

Note que há uma semelhança entre o observado para o $FGT(0)$ e $FGT(1)$ apresentados nos quadros 2 e 3, respectivamente. Na maioria dos casos, quando um estado muda, faz essa mudança verticalmente. Ou seja, quando comparando as duas tabelas, verifica-se uma mudança padrão apenas na capacidade de reduzir o indicador via desigualdade ou a elasticidade relativa à ela, mantendo o mesmo padrão no caso da taxa de crescimento e a elasticidade relativa a ele. As exceções à regra, como pode ser observado, são Goiás e Distrito Federal do Norte e Rio de Janeiro e São Paulo do Sudeste. Com relação à proporção de pobres, percebe-se uma alta concentração de estados com baixa capacidade relativa de

reduzir a pobreza via taxa de crescimento, alta elasticidade relativa ao crescimento e à desigualdade. Ou seja, as variações observadas entre 1995 e 2008 desses indicadores observados deve-se mais às altas elasticidades desses estados do que a taxa de crescimento em si. Com relação à redução na desigualdade, percebe-se uma distribuição mais uniforme dos estados, ou seja, mais ou menos a metade tem esses indicadores altamente mais sensíveis em relação aos demais.

Quadro 2 – Decomposição: Crescimento, desigualdade e de elasticidade do FGT(0) relativo ao crescimento e à desigualdade

FGT(0)				CRESCIMENTO: $(g_r - g_m).b_i$			
				(+) ALTO		(-) BAIXO	
				Var. Elast. Crescimento: $(\beta_r - \beta_m).g_m$		Var. Elast. Crescimento: $(\beta_r - \beta_m).g_m$	
				(+) ALTO	(-) BAIXO	(+) ALTO	(-) BAIXO
Var. Desigualdade: $(\phi_r - \phi_m). \delta_i$	(+) ALTO	Var. Elast. Desigualdade: $(\delta_r - \delta_m). \phi_m$	(+) ALTO			PI, PB, PE, SE, DF	MS
			(-) BAIXO	RJ, SP			
	(-) BAIXO	Var. Elast. Desigualdade: $(\delta_r - \delta_m). \phi_m$	(+) ALTO	AL,		MA, CE, RN, BA, MG, GO	MT
			(-) BAIXO		ES, RS		PR, SC

Fonte; Elaborado pelo autor

Quadro 3 – Decomposição: Crescimento, desigualdade e de elasticidade do FGT(1) relativo ao crescimento e à desigualdade

FGT(1)				CRESCIMENTO: $(g_r - g_m).b_i$			
				(+) ALTO		(-) BAIXO	
				Var. Elast. Crescimento: $(\beta_r - \beta_m).g_m$		Var. Elast. Crescimento: $(\beta_r - \beta_m).g_m$	
				(+) ALTO	(-) BAIXO	(+) ALTO	(-) BAIXO
Var. Desigualdade: $(\phi_r - \phi_m). \delta_i$	(+) ALTO	Var. Elast. Desigualdade: $(\delta_r - \delta_m). \phi_m$	(+) ALTO			PI, PE, SE	MS, DF
			(-) BAIXO		RJ, SP	PB	
	(-) BAIXO	Var. Elast. Desigualdade: $(\delta_r - \delta_m). \phi_m$	(+) ALTO	AL		MA, CE, RN, BA	GO
			(-) BAIXO		ES, RS	MG	PR, SC, MT

Fonte; Elaborado pelo autor

Quadro 4 – Decomposição: Crescimento, desigualdade e de elasticidade do FGT(2) relativo ao crescimento e à desigualdade

FGT(2)				CRESCIMENTO: $(g_r - g_m).b_i$			
				(+) ALTO		(-) BAIXO	
				Var. Elast. Crescimento: $(\beta_r - \beta_m).g_m$		Var. Elast. Crescimento: $(\beta_r - \beta_m).g_m$	
				(+) ALTO	(-) BAIXO	(+) ALTO	(-) BAIXO
Var. Desigualdade: $(\phi_r - \phi_m). \delta_i$	(+) ALTO	Var. Elast. Desigualdade: $(\delta_r - \delta_m). \phi_m$	(+) ALTO	BA, SC	RS	CE, AL, GO	
			(-) BAIXO	SP			PI, PB, PE, SE, DF
	(-) BAIXO	Var. Elast. Desigualdade: $(\delta_r - \delta_m). \phi_m$	(+) ALTO			RJ	MG
			(-) BAIXO	PR	ES		MA, RN, MT

Fonte; Elaborado pelo autor

Considerando o destaque de altas elasticidades aos estados do Ceará e Alagoas observados no modelo sem a variável desigualdade, note que aqui o primeiro deixa de ser relativamente mais capaz de reduzir via taxa de crescimento e passa a ser sensível às elasticidades, considerando ambos os indicadores. Já o estado do Alagoas também mais capaz de reduzir os indicadores por meio das elasticidades e continua sendo também em relação à taxa de crescimento em si, também considerando ambos os indicadores. Além disso, ambos não são altamente capazes de reduzir esses indicadores via redução da desigualdade.

Finalmente, com relação ao indicador $FGT(2)$, verifica-se uma concentração de unidades da federação em baixo nas elasticidades e em relação à taxa de crescimento (sempre em termos relativos). Mais uma vez, os estados com mais ou menos capacidade de redução do indicador por meio das mudanças na desigualdade é distribuí-se mais uniforme.

Em síntese, segundo Ravallion e Datt (1992), uma unidade de corte será considerada pró-pobre se seu nível de pobreza pode ser diminuído mais do que proporcional à taxa de crescimento. Ou seja, se o indicador de pobreza é elástico em relação à taxa de crescimento. Dito isto, considere a Tabela 5, como o resumo dos resultados obtidos.

Tabela 5 – Síntese do tipo de crescimento das UF's de 1995-2008- FGT(0), FGT(1) e FGT(2)

Regiões	UF's	95-08		
		FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)
Nordeste	MA	NPP	NPP	PP
	PI	NPP	NPP	NPP
	CE	NPP	NPP	NPP
	RN	NPP	PP	NPP
	PB	NPP	PP	NPP
	PE	NPP	NPP	NPP
	AL	NPP	NPP	NPP
	SE	PP	PP	NPP
BA	NPP	NPP	NPP	
Sudeste	MG	PP	PP	NPP
	ES	PP	PP	PP
	RJ	PP	PP	NPP
	SP	PP	PP	NPP
Sul	PR	PP	PP	PP
	SC	PP	PP	NPP
	RS	PP	PP	PP
Centro-O	MS	PP	PP	PP
	MT	PP	PP	NPP
	GO	PP	PP	NPP
	DF	NPP	PP	NPP

Fonte: Elaborado pelo autor

Nota: PP - Pró-Pobre

NPP - Não-Pró-Pobre

Os resultados são majoritariamente pró-pobre (coeficientes de elasticidade-crescimento maior que a unidade) para as regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste, enquanto a região Nordeste apresenta elasticidade-crescimento baixas, com exceção de Sergipe para FGT(0) e Rio Grande do Norte, Paraíba e Sergipe para FGT(1) e Maranhão para FGT(2). Na região Centro-Oeste apenas o Distrito Federal não foi pró-pobre para a proporção de pobres. Todos as unidades da federação do Sudeste, Sul e Centro-oeste foram pró-pobre para a intensidade de pobreza.

5. CONCLUSÃO

Este artigo teve por objetivo estimar as elasticidades crescimento da pobreza e desigualdade da pobreza, bem como decompor a variação da pobreza pelos seus principais determinantes: crescimento e pobreza. Para tanto, seguiu metodologia similar a Besley, Burgess e Volart (2005) que avaliou a variação da pobreza para os estados da Índia.

Para tanto, utilizou-se das informações das PNAD's para os anos de 1995 a 2008 (exceto 2000), dados para medidas de pobreza FGT(0), FGT(1) e FGT(2), renda média *per capita* e coeficiente de desigualdade, seguindo a construção de Besley, Burgess e Volart (2005) a partir do coeficiente de gini. Para não ocorrer em erros de especificações testou-se modelos usando elasticidades distintas para os estados, estimações por *pooled least squared*, dados em painel com efeito fixo, usando estimador *within two-way component* e efeito aleatório, usando GLS. Considerou efeito fixo para *cross-section* e para período. Os testes de Wald para a melhor especificação entre elasticidade constante ou variável apontam que o modelo não restrito (com coeficientes diferenciados) é o mais adequado. Os testes para redundância das *dummies* de efeito fixo denotaram que devem ser incluídos ambos os efeitos específicos (*cross-section* e período).

Usando o modelo restrito para estimar as elasticidades para o Brasil, pôde-se comparar o desempenho do Brasil com os resultados encontrados por Besley e Burgess (2003) para regiões contendo países de renda baixa e média. Os resultados apontaram que, em valor absoluto, o Brasil demonstra ter maior elasticidade do que todas as regiões citadas. Em particular, demonstra elasticidade da proporção de pobres em relação ao crescimento, enquanto a América Latina e Caribe demonstram ser inelásticos.

Os resultados apontam para uma grande disparidade inter-estadual nas elasticidades crescimento da pobreza. Destacam-se como os mais elásticos: SC (1,9), RJ (1,6) e SP (1,5) para FGT(0); SC (2,5), MS (1,6) e GO (1,6) para FGT(1); SC (2,0), MS (1,8) e MT (1,7) para FGT(2). Destacam-se com os menos elásticos: AL (0,5), PI (0,5) e PE (0,7) para FGT(0); AL (0,8), PI (0,7) e RO (0,7) para FGT(1); MA (0,8), RR (0,7), AC (0,8) para FGT(2). Estes resultados apontam que as unidades da federação menos ricos são também as que apresentam menor elasticidade crescimento da pobreza o que corrobora os resultados de Besley, Burgess e Volart (2005) para os estados da Índia.

A decomposição da variação da pobreza aponta apenas as unidades da federação AP, RJ, RR, RS e SP apresentaram efeito de elasticidade crescimento acima da média nacional em conjunto com maior crescimento da renda relativa à média nacional (para FGT(0)). Por outro lado, BA, CE, MA, MS, MT, PB, PI, RN, SE e TO apresentam elasticidade crescimento abaixo da média nacional em conjunto com menor crescimento da renda relativa à média nacional (para FGT(0)). Resultado muito similar é encontrado para FGT(1) e FGT(2).

REFERÊNCIAS

- ARAÚJO, Taiana Fortunato. **As inter-relações entre pobreza, desigualdade e crescimento nas mesorregiões mineiras, 1970-2000**. 2007. Dissertação (Mestrado) Universidade Federal de Minas Gerais. Belo Horizonte.
- BALTAGI, Badi H. **Econometric Analysis of Panel Data**. England: John Wiley & Sons, Thild edition, 2005.
- BARROS, Ricardo Paes de; HENRIQUES, Ricardo; MENDONÇA, Rosane. A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil. HENRIQUES, Ricardo (org.) **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. Cap. 1, p. 23-47.
- BESLEY, Timothy; BURGESS, Robin; VOLART, Berta Esteve. **Operationalising Pro-Poor Growth: India Case Study**. Department of Economics of London School of Economics, London, 2005.
- FERREIRA, Francisco H. G.; LITCHFIELD, Julie A. Desigualdade, pobreza e bem-estar social no Brasil-1971/95 In: HENRIQUES, Ricardo (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p. 49-80
- FOSTER, James; GREER, Joel; THORBECKE, Erik. A class of decomposable poverty measures, **Econometrica**, vol. 52, No. 3, 1984, pp. 761-766 Published by: The Econometric Society Stable. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1913475>>. Acesso em: 13 maio 2009.
- GASTWIRTH, Joseph L. **A general definition of the lorenz curve**. *Econometrica*, v.39, n. 06, p. 1037-1039, Nov., 1971. Disponível em:< <http://www.jstor.org/stable/1909675> >. Acesso em: 07 de outubro de 2009
- GUJARATI, Damodar N. **Econometria básica**. 3. ed. São Paulo: MAKRON Books do Brasil, 2000.
- GREENE, Willian H. **Econometric Analysis**. 5 ed. New Jersey: Pearson Education, 2003.
- HOFFMANN, Rodolfo. Mensuração da desigualdade e da pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, Ricardo (org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. Cap.3, p.81-106.
- KAKWANI, Nanak. **On a class of poverty measures**. *Econometrica*, v.48, n.2, p. 437-446, Mar., 1980. Disponível em:< <http://www.jstor.org/stable/1911106> >. Acesso em: 13 de maio de 2009
- KAKWANI, N.; PERNIA, E. What is pro-poor growth. **Asian Development Review**, v. 16, n. 1, p. 1-22, 2000.
- MANSO, Carlos A.; BARRETO, F. A. F. D.; TEBALDI, Edinaldo. O desequilíbrio regional brasileiro: novas perspectivas a partir das fontes de crescimento pró-pobre. **Revista Econômica do Nordeste**, v.31, n.13, 2006.
- PRATES, F Martins; WAYJNMAN, Simone. **Desigualdade de renda e pobreza em Minas Gerais**. Belo Horizonte: UFMG-CEDEPLAR, 1996. 175fl. Dissertação (mestrado).
- RAVALLION, Martin; CHEN, Shaohua. Measuring pro-poor growth. **Economic Letters**, v. 78, n. 1, p. 93-99, Jan. 2003.
- _____. Can high-inequality developing countries escape absolute poverty? **Economic Letters**, v. 56, n. 1, p. 51-57, Sept. 1997.
- _____; DATT, Gauray. **Growth and redistribution components of changes in poverty measures: a decomposition with applications to Brazil and India in the 1980s**. *Jornal of Development Economics*, v.38, n.2, p. 275-295, 1992. Disponível em: < http://siteresources.worldbank.org/BRAZILINPOREXTN/Resources/3817166-1185895645304/4044168-1186331278301/18pub_br96.pdf >
- _____; DATT, Gauray. **Why has economic growth been more pro-poor in some states of India than others?** World Bank, Washington, 1999.

ROCHA, Sonia. Estimaco de linhas de indigncia e de pobreza: opoes metodolgicas no Brasil. In: HENRIQUES, Ricardo (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p.685-718.

SALVATO, Mrcio Antnio; MESQUITA, Leonardo Almeida; ARAJO Jr., Ari Francisco de. **Crescimento pr-pobre: uma anlise usando unidades de desenvolvimento humano selecionadas**. IBMEC/MG, 2008. Disponvel em < <http://www.ceae.ibmecmg.br/wp/wp46.pdf> > Acesso em 14 de Maro de 2010.

SEN, Amartya. **Poverty: an ordinal approach to measurement**. The Econometric Society, v. 44, n. 02, p. 219-231. Mar, 1976. Disponvel em:< <http://www.jstor.org/stable/1912718> >. Acesso em: 13 de maio de 2009

SHORROCKS, Anthony F. **Decomposition procedures for distributional analysis: a unified framework based on the Shapley value**. University of Essex, 1999. Mimeogr.

SON, Hyun H. **A note on pro-poor growth**. School of Economics of Macquarie University, 2003. Sidney.

ANEXO

Tabela A.1 – Análise de Decomposição relativa – FGT(0)

Estados	$(\beta_i - \beta_m) \cdot g_m$	$(g_i - g_m) \cdot \beta_i$	$(\delta_i - \delta_m) \cdot \phi_m$	$(\phi_i - \phi_m) \cdot \delta_i$
MA	0,08	-0,22	0,06	0,00
PI	0,09	-0,29	0,06	0,11
CE	0,07	-0,05	0,06	-0,09
RN	0,05	-0,08	0,03	-0,04
PB	0,05	-0,12	0,03	0,11
PE	0,11	-0,06	0,13	0,02
AL	0,09	0,12	0,06	-0,09
SE	0,01	-0,16	0,06	0,06
BA	0,13	-0,06	0,11	-0,01
MG	0,01	-0,04	0,02	-0,11
ES	-0,09	0,03	-0,09	-0,28
RJ	0,01	0,08	-0,10	0,02
SP	0,03	0,17	-0,03	0,01
PR	-0,11	-0,11	-0,06	-0,18
SC	-0,31	-0,16	-0,25	-0,30
RS	-0,17	0,04	-0,05	-0,09
MS	-0,03	-0,19	0,00	0,11
MT	-0,01	-0,16	0,01	-0,02
GO	0,03	-0,21	0,02	-0,02
DF	0,10	-0,05	0,01	0,29

Fonte: Elaborado pelos autores

(a) estimado a partir a estimativa dos coeficientes da equação (18).

$\Delta p_0 = [\ln(\text{FGT}(0))_t - \ln(\text{FGT}(0))_0]$ - resíduo da equação (18)

(b) diferença entre 2008 e 1995

Tabela A.2 – Análise de Decomposição relativa – FGT(1)

Estados	$(\beta_i - \beta_m) \cdot g_m$	$(g_i - g_m) \cdot \beta_i$	$(\delta_i - \delta_m) \cdot \phi_m$	$(\phi_i - \phi_m) \cdot \delta_i$
MA	0,08	-0,27	0,06	0,00
PI	0,10	-0,35	0,11	0,10
CE	0,10	-0,05	0,05	-0,14
RN	0,05	-0,09	0,08	-0,03
PB	0,04	-0,15	-0,01	0,18
PE	0,16	-0,05	0,10	0,10
AL	0,09	0,15	0,09	-0,11
SE	0,01	-0,19	0,06	0,09
BA	0,13	-0,08	0,08	-0,02
MG	0,02	-0,05	-0,04	-0,19
ES	-0,13	0,04	-0,08	-0,32
RJ	-0,03	0,10	-0,04	0,02
SP	-0,04	0,25	-0,04	0,02
PR	-0,11	-0,13	-0,06	-0,21
SC	-0,30	-0,16	-0,25	-0,33
RS	-0,07	0,03	-0,07	-0,12
MS	-0,08	-0,25	0,00	0,13
MT	-0,05	-0,22	-0,01	-0,02
GO	-0,01	-0,29	0,04	-0,02
DF	-0,04	-0,12	0,06	0,26

Fonte: Elaborado pelos autores

(a) estimado a partir a estimativa dos coeficientes da equação (18).

$\Delta p_1 = [\ln(\text{FGT}(1))_t - \ln(\text{FGT}(1))_0]$ - resíduo da equação (18)

(b) diferença entre 2008 e 1995

Tabela A.3 – Análise de Decomposição relativa – FGT(2)

Estados	$(\beta_i - \beta_m) \cdot g_m$	$(g_i - g_m) \cdot \beta_i$	$(\delta_i - \delta_m) \cdot \phi_m$	$(\phi_i - \phi_m) \cdot \delta_i$
MA	-0,15	-0,31	-0,06	0,00
PI	0,00	-0,15	-0,21	0,30
CE	0,01	-0,02	0,08	0,05
RN	-0,06	-0,06	-0,27	-0,09
PB	-0,03	-0,06	-0,02	0,05
PE	0,00	-0,03	-0,13	0,19
AL	0,08	0,00	0,06	0,03
SE	-0,01	-0,06	-0,03	0,04
BA	0,09	0,01	0,18	0,02
MG	-0,01	-0,02	0,03	-0,01
ES	-0,19	0,03	-0,14	-0,20
RJ	0,12	-0,02	0,11	-0,01
SP	0,07	0,00	-0,06	0,01
PR	0,48	0,13	-0,23	-0,22
SC	0,23	0,04	0,58	0,41
RS	-0,18	0,02	0,20	0,08
MS	-0,72	-0,55	-0,41	0,32
MT	-0,05	-0,08	-0,11	-0,02
GO	0,06	-0,01	0,15	0,02
DF	-0,04	-0,04	-0,21	0,52

Fonte: Elaborado pelos autores

(a) estimado a partir a estimativa dos coeficientes da equação (18).

$\Delta p_2 = [\ln(\text{FGT}(2))_t - \ln(\text{FGT}(2))_0]$ - resíduo da equação (18)

(b) diferença entre 2008 e 1995