

Decomposição da Variação da Pobreza em Efeito Crescimento e Desigualdade

Autores

**MÁRCIO ANTÔNIO SALVATO
JONATHAN DE SOUZA MATIAS
FLÁVIO ATALIBA BARRETO
CARLOS ALBERTO MANSO**

Ensaio Sobre Pobreza N° 20

Setembro de 2009



DECOMPOSIÇÃO DA VARIAÇÃO DA POBREZA EM EFEITO CRESCIMENTO E DESIGUALDADE

Márcio Antônio Salvato (IBMEC-MG)
Jonathan de Souza Matias (CAEN/UFC)
Flávio Ataliba F. D. Barreto (CAEN/UFC)
Carlos Alberto Manso (CAEN/UFC)

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 P0, P1 e P2, 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 P0). 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 P0). Resultado muito similar é encontrado para P1 e P2.

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 P0, P1 and P2, 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 P0). 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 P0). Very similar result is found for P1 and P2.

Key-words: poverty, growth elasticity, panel data

Área ANPEC: Área 5 - Crescimento, Desenvolvimento Econômico e Instituições.

Classificação JEL: O15, I32, C33

DECOMPOSIÇÃO DA VARIAÇÃO DA POBREZA EM EFEITO CRESCIMENTO E DESIGUALDADE

1. INTRODUÇÃO

Desde o trabalho seminal de Solow (1956) e Swan (1956), muitos são as tentativas de avaliar as disparidades regionais, e se há algum comportamento de convergência. Mais recentemente busca-se considerar os efeitos do crescimento sobre a pobreza e desigualdade com o objetivo de avaliar o bem-estar das populações. Seguindo este propósito, Besley, Burgess e Volart (2005) evidenciam a disparidade interestadual na Índia, analisando as elasticidades crescimento da pobreza, bem como decompondo-a em seus principais determinantes: crescimento e desigualdade.

No Brasil, vários são os trabalhos que avaliam a disparidade regional, seja com respeito às unidades da federação, quanto intermunicipal ou por mesorregiões.¹ Há também aqueles trabalhos que fazem a comparação na esfera urbana e rural (MANSO, BARRETO e TEBALDI, 2005).

Este trabalho tem como principal objetivo evidenciar a presença de disparidade entre as unidades da federação em termos de elasticidade crescimento da pobreza em estimação conjunta com a elasticidade desigualdade. Para tanto, busca-se uma melhor especificação da equação de teste incluindo variabilidade no coeficiente de elasticidade por unidade da federação usando modelos de *pooled least square*. Utiliza-se como base de dados as informações das PNAD's (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios) de 1995 a 2007, exceto 2000; dados para as 27 unidades da federação brasileiras.

Com o objetivo de obter resultados mais robustos são calculadas as elasticidades crescimento dos índices FGT(α)². Primeiro é considerado o modelo em que o logaritmo dos índices de pobreza em função do logaritmo da renda *per capita*, levando-se em conta a descrição e testes de redundância de efeitos de específicos, além do teste de Hausman para verificar se deve utilizar efeito fixo ou aleatório. Por fim é feita uma decomposição das variações da pobreza proposta por Besley, Burgess e Volart (2005) para efeito crescimento e desigualdade, comparando com a média nacional. Em seguida outro modelo é proposto incluindo uma nova variável que capta o efeito distributivo da renda, pois pode ser que haja vies de especificação caso seja excluída.

Como principais resultados destacam-se: não se rejeita a hipótese de disparidade entre as unidades da federação na elasticidade crescimento de redução da pobreza; aqueles estados mais desenvolvidos e com maiores níveis de renda *per capita* apresentam maiores elasticidade crescimento, em conformidade com o trabalho de Manso, Barreto e Tebaldi (2006) para o Brasil e Besley, Buyrgess e Volart (2005) para a Índia.

Para a metodologia da decomposição da variação da pobreza observou-se que 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 P0). 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 P0). Resultado muito similar é encontrado para P1 e P2.

Além desta seção introdutória, este trabalho conta com mais 4 seções. Na próxima seção é feita uma revisão da literatura internacional e nacional, descrevendo a as principais pesquisas atuais relativas ao tema, sobretudo àquelas feitas sob a ótica de crescimento pró-pobre. Na seção 3, estão representados os meios de estimação do modelo dando ênfase aos testes adequados de especificação e decomposição da variação da pobreza. Na seção 4 estão dispostos os principais resultados onde foram feitos exaustivos testes tanto de especificação quanto a utilização de efeitos específicos, que podem ser fixos e aleatórios, tais como descritos na seção 3. Por fim, uma seção conclusiva, onde estão listadas as principais conclusões.

]

¹ Para um resumo desta literatura ver Araujo (2007).

² Foster, Greer e Thorbecher (1984)

2. OS DETERMINANTES DA VARIAÇÃO DA POBREZA

Quais os determinantes da prosperidade econômica? Eis uma questão relevante. Solow (1956) e Swan (1956), ao tentar identificar os determinantes do crescimento econômico das nações, abriram uma linha de pesquisa que tenta 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 Índia³ se especializaram na geração de renda não provinda da terra, tinha 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).

³ Que de acordo com os mesmos foi em 1950.

Silveira Neto (2005)⁴, 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.⁵ 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 da proporção de pobres em relação ao crescimento da renda *per capita*? Trata-se do conceito de elasticidade-renda da pobreza. Para tanto, considere a seguinte equação:

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

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 foram consideradas elasticidades diferenciadas para cada região, e a estimação da equação (1) poderia aplicar um *OLS* (ordinary least squared) para cada região separadamente na hipótese de independência dos erros de cada região i em relação à uma outra região j . Mas supondo que haja alguma relação, em conformidade com Besley, Burgess e Volart (2005), deve-se estimar por dados em painel, sob a hipótese de *two-way component*, considerando elasticidade diferenciada para cada região. O componente do erro deve ser composto com efeito específico para as

⁴ Tal estudo foi feito usando dados censitários de 1991 e 2000, com microregiões como unidades de corte.

⁵ Veja definição de FGT(1), a intensidade da pobreza, em Foster, Greer e Thorbecher (1984).

unidades de corte e de tempo, além do erro clássico.⁶ Desta forma, com específicos para cada região de corte i o modelo toma a seguinte forma,

$$P = \Lambda\beta + \varepsilon \quad (2)$$

Ou ainda em sua forma estendida,

$$\begin{bmatrix} p_{1t} \\ p_{2t} \\ \vdots \\ p_{Nt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_{1t} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & y_{2t} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & y_{Nt} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{Nt} \end{bmatrix}, \quad \forall t = 1, \dots, T \quad (3)$$

em que cada y_{it} é um vetor com T componentes para todo i .

Besley, Burgess e Volart (2005) ainda propõe um modelo em que tenha-se efeito específico tanto por unidade de corte i como por cada período t (*two-way component*).⁷ Pra tanto, considere a seguinte estrutura de erro de acordo com Baltagi (2005),

$$\varepsilon = Z_\alpha \alpha + Z_\gamma \gamma + v, \quad (4)$$

em que, $Z_\alpha = (I_N \otimes I_T)$; $Z_\gamma = (I_N \otimes I_T)$; $v = (v_{1t}, v_{2t}, \dots, v_{Nt})'$ e $\varepsilon = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{Nt})' \quad \forall t = 1, \dots, T$.

Desta forma, substituindo (4) em (2) tem-se,

$$p = Z_\alpha \alpha + Z_\gamma \gamma + \Lambda\beta + v \quad (5)$$

em que cada elemento típico pode ser descrito por,

$$p_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_i y_{it} + v_{it} \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T \quad (6)$$

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

Note que este modelo nada mais é do que um modelo SUR aplicado em dados em Painel, embora cada vetor y_{it} tem apenas T componentes e não NT como proposto por Baltagi (2005)⁸. Isto é, um modelo no qual temos N equações aparentemente não relacionadas.

Contudo, note que as matrizes Z_α e Z_γ são as matrizes de *dummies* de tamanho $(NT \times N)$ e $(NT \times T)$, respectivamente, caso esteja-se considerando efeito fixo. Desta forma se $N \rightarrow \infty$ ou $T \rightarrow \infty$, ter-se-á tantos parâmetros a serem estimados que há perda de graus de liberdade. Desta maneira, deve-se transformar a equação (5) 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)⁹ *apud* Baltagi (2005), sugerem a pré-multiplicação da equação (5) pela seguinte equação de transformação em desvios,

$$Q = E_N \otimes E_T = I_N \otimes I_T - I_N \otimes \bar{J}_T - \bar{J}_N \otimes I_T + \bar{J}_N \otimes \bar{J}_T \quad (7)$$

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

De fato, tem-se que um 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: $\bar{x}_{\cdot t} = \sum_i x_{it} / N$ é a média de todas as observações de corte para cada t , $\bar{x}_{i\cdot} = \sum_t x_{it} / T$ 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 $x \equiv \{p, y, v\}$).

⁶ ver Baltagi (2005), cap. 3.

⁷ Neste trabalho serão 27 unidades de corte, isto é, as 27 unidades da federação (UF) brasileiras. O tempo varia de 1995 à 2007, exceto o ano de 2000. A base de dados refere-se às PNAD's (Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílios).

⁸ Ver Baltagi (2005), cap.6.

⁹ 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.

Tal transformação de desvios é conhecida como *Within transformation*, pois aplicando OLS à equação (5) teremos um *Within estimator for the two-way model* (BALTAGI, 2005). Ou seja, calcula-se uma regressão com diferentes coeficientes de intercepto dentro de cada unidade de corte, 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 (estes dois últimos são os estimadores das variáveis *dummies*). Depois de obtidas as estimativas dos β , obtêm-se as estimativas específicas para as *dummies* bem como um coeficiente de intercepto comum descritos em (8).

$$\begin{aligned}\hat{\mu} &= \bar{p}_{..} - \bar{y}_{..}\hat{\beta} \\ \hat{\alpha} &= (\bar{P}_{s..} - \bar{P}_{..}) - \hat{\beta}(y_{s..} - y_{..}) \\ \hat{\gamma} &= (\bar{P}_{.t} - \bar{P}_{..}) - \hat{\beta}(y_{.t} - y_{..})\end{aligned}\quad (8)$$

De acordo com Baltagi (2005), estes estimadores são consistentes e assintoticamente eficientes. Contudo, não há nada que diga que os efeitos específicos são não aleatórios. De fato, se forem aleatórios não teremos mais *dummies* fixas dentro de cada erro, mas sim um componente específico de erro que é aleatório. Com efeito aleatório assume-se que $\alpha_i \sim iid(0, \sigma_\alpha^2)$, $\gamma_t \sim iid(0, \sigma_\gamma^2)$, $v_{it} \sim iid(0, \sigma_v^2)$, além de α_i e γ_t distribuírem-se independentemente de v_{it} . Como implicação, tem-se uma matriz de variância-covariância não diagonal (erros não esféricos) com o formato descrito na equação (9).

$$\text{cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{sj}) = \begin{cases} \sigma_\alpha^2 + \sigma_\gamma^2 + \sigma_v^2, & \text{se } i = s \text{ e } t = j \\ \sigma_\alpha^2, & \text{se } i = s \text{ e } t \neq j \\ \sigma_\gamma^2, & \text{se } i \neq s \text{ e } t = j \\ 0, & \text{se } i \neq s \text{ e } t \neq j \end{cases} \quad (9)$$

Aplicando uma simples transformação à regressão original usando as raízes características da matriz de variância-covariância¹⁰ e estimando por GLS obtém-se o estimador por efeito aleatório. Contudo, uma suposição do modelo é a de que não exista correlação entre o erro do modelo e a variável explicativa, $E(\varepsilon_{it}/y_{it}) = 0$. Pode ser que não seja verdade, e $E(\varepsilon_{it}/y_{it}) \neq 0$. Ou seja, 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. É, portanto, um modelo com presença de endogeneidade, onde a pobreza explica e é explicada pela renda *per capita*. Sob esta hipótese, o estimador de GLS torna-se viesado e inconsistente. Com efeito, principalmente sob suspeita de endogeneidade, necessita-se fazer um teste de Hausman¹¹ entre efeito fixo (o qual usa o estimador *Within*) e efeito aleatório (que por sua vez usa o estimador de GLS). Sob a hipótese nula do teste, temos $E(\varepsilon_{it}/Y_{it}) = 0$, 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, isto é, $E(\varepsilon_{st}/Y_{st}) \neq 0$, então o estimador de GLS é inconsistente, e portanto deve-se usar o estimador *Within* que é o único consistente.

A estatística de teste é basicamente uma estatística de Wald¹², descrito na equação 10.

$$\begin{aligned}w &= (\beta_{GLS} - \beta_w) [\text{var}(\beta_{GLS} - \beta_w)]^{-1} (\beta_{GLS} - \beta_w) \\ w &= (\beta_{GLS} - \beta_w) [\text{var}(\beta_w) - \text{var}(\beta_{GLS})]^{-1} (\beta_{GLS} - \beta_w) \xrightarrow{d} \chi_1^2\end{aligned}\quad (10)$$

Note que a estatística W converge em distribuição para uma qui-quadrado com 1 grau de liberdade (apenas 1 grau de liberdade devido a uma única variável explicativa).

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

¹⁰ Para mais ver apêndice técnico.

¹¹ Para mais ver Baltagi (2005).

¹² Para mais ver Baltagi (2005).

partir de um teste de Wald sob a hipótese nula de que todos os coeficientes das *dummies* de efeito fixo são nulos.

Obtidas as estimativas dos coeficientes, pode-se decompor a variação da pobreza utilizando dois períodos (digamos $t = t$ e $t = 0$), valorando a equação (6) nesses dois períodos e toma-se a diferença, obtendo a equação (11).

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

em que $g_i = \ln\left(\frac{y_{it}}{y_{i0}}\right)$ e $\Delta \hat{p}_{it} = \ln\left(\frac{\hat{P}_{it}}{\hat{P}_{i0}}\right)$

Somando e subtraindo $\bar{\beta}\bar{g}$ e $\hat{\beta}_i\bar{g}$ obém-se,

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

Com algumas manipulações algébricas, pode-se escrever a equação (11) como,

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

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 a equação (12) 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 na redução da pobreza, que será tão maior quanto maior for a elasticidade crescimento da pobreza. Já o terceiro termo mede o efeito do crescimento diferenciado entre os estados.

Tal decomposição tem por objetivo analisar o desempenho em termos de elasticidade em cada unidade de corte, em relação ao desempenho médio. Isto é, o desempenho relativo de cada unidade de corte i . Seguindo a classificação proposta por Besley, Burgess e Volart (2005), analisando os sinais dos segundo e terceiro termos de (12) pode-se especificar quatro grupos, conforme quadro 1:

Quadro 1 – Fontes Principais de variação da pobreza

		$\hat{\beta}_i(g_i - \bar{g})$ ^(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

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

3.2 Elasticidade pobreza-crescimento usando uma medida de desigualdade

Como discutido anteriormente, as variações da pobreza são explicadas pelo crescimento econômico da renda, em particular, da renda *per capita*, e pelas variações em sua distribuição. Considerando esta última, Besley, Burgess e Volart (2005) sugerem a seguinte equação,

$$P = \Lambda\beta + \Psi\delta + \varepsilon \quad (13)$$

O novo componente δ é a elasticidade-desigualdade da pobreza e Ψ ¹³ é a variável que capta o grau de dispersão do logaritmo da renda em torno de sua média, ou seja, o desvio padrão do logaritmo da renda. Ou ainda em sua forma estendida,

¹³ 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.

$$\begin{bmatrix} p_{1t} \\ p_{2t} \\ \vdots \\ p_{Nt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_{1t} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & y_{2t} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & y_{Nt} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \psi_{1t} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \psi_{2t} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \psi_{Nt} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \vdots \\ \delta_N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{Nt} \end{bmatrix}, \forall t = 1, \dots, T \quad (14)$$

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

$$P = W\zeta + \varepsilon \quad (15)$$

em que, $W = [\Lambda \quad \Psi]$; $\zeta = [\beta \quad \delta]'$. E desta maneira, análoga à seção anterior, reescreve-se a equação (15) usando a estrutura de erros para efeito específico de tempo e *cross-section*, substituindo (4) em (15):

$$p = Z_\alpha \alpha + Z_\gamma \gamma + W\zeta + v \quad (16)$$

em que cada elemento típico pode ser descrito por,

$$p_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \zeta_i w_{it} + v_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_i y_{it} + \delta_i \psi_{it} + v_{it} \quad (17)$$

$i = 1, \dots, N ; t = 1, \dots, T$

Novamente, como forma de obter os desvios, deve-se pré-multiplicar (17) por (7), em que a única diferença será um novo componente $\tilde{w} = Q\psi$, 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, a *Within estimator for the two-way model* (BALTAGI, 2005) irá gerar

$$\hat{\zeta} = \begin{bmatrix} \hat{\beta} & \hat{\delta} \end{bmatrix}.$$

Mais uma vez, deve-se fazer o teste de Hausman para verificar se o modelo é de efeito fixo ou de efeito aleatório seguindo o mesmo descrito na seção anterior.

De acordo com a equação (17), 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 $t = 0$),

$$\Delta \hat{p}_{it} = \hat{\beta}_i g_i + \hat{\delta}_i \phi_i + (\hat{\gamma}_t - \hat{\gamma}_0) \quad (18)$$

Ou ainda,

$$\Delta \hat{p}_{it} = \left(\frac{1}{N} \sum \hat{\beta}_i g_i + \frac{1}{N} \sum \hat{\delta}_i \phi_i \right) + \left(\hat{\beta}_i g_i - \frac{1}{N} \sum \hat{\beta}_i g_i \right) + \left(\hat{\delta}_i \phi_i - \frac{1}{N} \sum \hat{\delta}_i \phi_i \right) + (\hat{\gamma}_t - \hat{\gamma}_0) \quad (19)$$

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 e N é o número de estados. O primeiro termo é a redução média da pobreza, o segundo termo o componente de crescimento, o terceiro termo o componente de desigualdade da redução da pobreza e o quarto termo a variação da pobreza devido ao componente específico do tempo.

4. RESULTADOS

As informações para renda *per capita*, índices de pobreza (P_0 , P_1 e P_2) e coeficiente de gini foram extraídos das PNAD's (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios) para os anos de 1995 a 2007.¹⁴ 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. São 27 unidades da federação, 12 anos, somando 324 informações.

As Tabelas 1 a 3 abaixo referem-se à estimação do modelo de elasticidade crescimento da pobreza considerando 6 especificações e 3 índices de pobreza (P_0 , P_1 e P_2). As três primeiras especificações consideram apenas a estimação da elasticidade crescimento da pobreza considerando um modelo de dados empilhados (*pooled least squared*), modelo de dados em painel com efeito fixo e efeito aleatório,

¹⁴ Não há informação para o ano de 2000, portanto considerou-se um modelo de dados empilhados.

respectivamente. As três especificações seguintes reproduzem os métodos econométricos anteriores acrescentando a estimação da elasticidade desigualdade da pobreza.

Conforme esperado, a elasticidade crescimento da pobreza média é negativa em todas as especificações e estatisticamente significativa a 1%. O valor da elasticidade crescimento da pobreza fica em torno de -0,97, bem próximo da elasticidade unitária (modelos I, II e III). Contudo, quando se considera uma estimação conjunta com a elasticidade desigualdade da pobreza, o coeficiente de elasticidade crescimento da pobreza reduz-se para valores em torno de -0,86 (inelástico). Este resultado aponta um viés de especificação ao não considerar uma estimativa conjunta. A análise deve portanto considerar sempre uma especificação contendo o efeito distribuição (modelos IV, V e VI).

O teste de efeito fixo redundante rejeitou a hipótese nula de que as *dummies* são insignificantes a 1% de significância tanto para efeito fixo em *cross-section*, quanto para efeito fixo em períodos. Este resultado aponta que o modelo I apresenta estimativas com viés de especificação, pois desconsidera os efeitos específicos.

O teste de Hausman aponta para a não rejeição da hipótese nula e portanto o modelo deve ser estimado considerando-se efeito aleatório para *cross-section* e período. O resultado do modelo VI aponta que a elasticidade desigualdade média é superior á elasticidade crescimento da pobreza.

Besley, Burgess e Volart (2005) aplicando metodologia semelhante aos dados por estados da Índia chegam a uma elasticidade crescimento média da pobreza para P0 de -0,68, o que aponta que a pobreza no Brasil é relativamente mais elástica em transferir os efeitos do crescimento para a redução da pobreza.

Tabela 1 – Estimação das elasticidade crescimento e desigualdade da pobreza – P0

Variáveis Explicativas	variável dependente: ln(P0)					
	I	II	III	IV	V	VI
Constante	4.9681 *	4.9696 *	5.0444 *	2.6806 *	2.9845 *	2.9427 *
	(0.1842)	(0.3157)	(0.3647)	(0.1423)	(0.2824)	(0.1886)
Ln(renda)	-0.9739 *	-0.9742 *	-0.9867 *	-0.8389 *	-0.8708 *	-0.8668 *
	(0.0320)	(0.0531)	(0.0636)	(0.0162)	(0.0539)	(0.0343)
sigma				1.3143 *	1.2132 *	1.2291 *
				(0.0840)	(0.0957)	(0.0882)
cross-section effects	none	fixed	randon	none	fixed	randon
Period effects	none	fixed	randon	none	fixed	randon
Observações em N	27	27	27	27	27	27
Observações em T	12	12	12	12	12	12
Total de observações	324	324	324	324	324	324
R ² ajustado	0.8634	0.9521	0.6561	0.9468	0.9773	0.8538
Teste F	2042.07 *	170.07 *	617.14 *	2875.03 *	356.91 *	944.43 *
p-valor F	{0.0000}	{0.0000}	{0.0000}	{0.0000}	{0.0000}	{0.0000}
redundant fixed effect F test (cross-section)		21.050 *			15.890 *	
		{0.0000}			{0.0000}	
redundant fixed effect F test (period)		7.056 *			4.166 *	
		{0.0000}			{0.0000}	
redundant fixed effect F test (cross-section + period)		17.137 *			12.622 *	
		{0.0000}			{0.0000}	
Hausman test (cross-section)			0.263			0.000 (a)
			{0.6081}			{1.0000}
Hausman test (period)			5.354 **			0.000 (a)
			{0.0207}			{1.0000}
Hausman test (cross-section + period)			0.127			1.398
			{0.7214}			{0.4971}

Fonte: cálculo dos autores

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

*, **, *** estatisticamente significativa a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

(a) teste não válido, pois a matriz de variância não foi consistente com as hipóteses do teste de Hausman

A Tabela 2 apresenta os resultados para o índice de pobreza P1. Similarmente aos resultados encontrados para P0, as elasticidades crescimento e desigualdade são estatisticamente significantes e com os sinais esperados. Novamente, os resultados do teste de redundância de efeito fixo e teste de Hausman apontam para viés de especificação para os modelos I, II e III e maior eficiência para a estimação do modelo com dados em painel com efeito aleatório (modelo VI). A elasticidade crescimento da pobreza para P1 foi estimada em -1,09 (elástica).

Tabela 2 – Estimação das elasticidade crescimento e desigualdade da pobreza – P1

Variáveis Explicativas	variável dependente: ln(P1)					
	I	II	III	IV	V	VI
Constante	5.7716 * (0.2419)	5.6058 * (0.7255)	5.7436 * (0.4397)	2.3939 * (0.1645)	2.8856 * (0.3203)	2.9045 * (0.1814)
Ln(renda)	-1.2334 * (0.0420)	-1.2055 * (0.1224)	-1.2287 * (0.0768)	-1.0340 * (0.0173)	-1.0638 * (0.0654)	-1.0898 * (0.0353)
sigma				1.9408 * (0.0933)	1.6624 * (0.1200)	1.7819 * (0.0852)
cross-section effects	none	fixed	randon	none	fixed	randon
Period effects	none	fixed	randon	none	fixed	randon
Observações em N	27	27	27	27	27	27
Observações em T	12	12	12	12	12	12
Total de observações	324	324	324	324	324	324
R ² ajustado	0.8532	0.9542	0.6402	0.9654	0.9833	0.9155
Teste F	1878.63 *	177.91 *	575.76 *	4509.42 *	487.47 *	1750.68 *
p-valor F	{0.0000}	{0.0000}	{0.0000}	{0.0000}	{0.0000}	{0.0000}
redundant fixed effect F test (cross-section)		24.385 * {0.0000}			13.853 * {0.0000}	
redundant fixed effect F test (period)		9.509 * {0.0000}			1.732 *** {0.0661}	
redundant fixed effect F test (cross-section + period)		20.160 * {0.0000}			10.248 * {0.0000}	
Hausman test (cross-section)			0.004 {0.9521}			0.000 (a) {1.0000}
Hausman test (period)			0.525 {0.4686}			0.000 (a) {1.0000}
Hausman test (cross-section + period)			0.059 {0.8077}			2.856 {0.2398}

Fonte: cálculo dos autores

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

*, **, *** estatisticamente significativa a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

(a) teste não válido, pois a matriz de variância não foi consistente com as hipóteses do teste de Hausman

A Tabela 3 apresenta os resultados para o índice de pobreza P2. Similarmente aos resultados encontrados para P0 e P1, as elasticidades crescimento e desigualdade são estatisticamente significantes e com os sinais esperados. Novamente, os resultados do teste de redundância de efeito fixo e teste de Hausman apontam para viés de especificação para os modelos I, II e III e maior eficiência para a estimação do modelo com dados em painel com efeito aleatório (modelo VI) a 5% de significância. Apenas para 10% de significância que se deveria analisar os resultados do modelo V de dados em painel com efeito fixo. A elasticidade crescimento da pobreza para P1 foi estimada em -1,15 (elástica, modelo VI).

Tabela 3 – Estimação das elasticidade crescimento e desigualdade da pobreza – P2

Variáveis Explicativas	variável dependente: ln(P2)					
	I	II	III	IV	V	VI
Constante	5.9007 * (0.2750)	5.8215 * (0.8477)	5.9092 * (0.5049)	1.9525 * (0.1927)	2.7139 * (0.4332)	2.4905 * (0.2162)
Ln(renda)	-1.3312 * (0.0477)	-1.3179 * (0.1430)	-1.3326 * (0.0879)	-1.0981 * (0.0189)	-1.1560 * (0.0867)	-1.1479 * (0.0389)
sigma				2.2686 * (0.1077)	1.8992 * (0.1625)	2.0542 * (0.1204)
cross-section effects	none	fixed	randon	none	fixed	randon
Period effects	none	fixed	randon	none	fixed	randon
Observações em N	27	27	27	27	27	27
Observações em T	12	12	12	12	12	12
Total de observações	324	324	324	324	324	324
R ² ajustado	0.8345	0.9482	0.6103	0.9632	0.9801	0.9008
Teste F	1629.26 *	156.67 *	506.85 *	4227.22 *	409.20 *	1467.54 *
p-valor F	{0.0000}	{0.0000}	{0.0000}	{0.0000}	{0.0000}	{0.0000}
redundant fixed effect F test (cross-section)		23.821 * {0.0000}			11.023 * {0.0000}	
redundant fixed effect F test (period)		10.697 * {0.0000}			2.506 * {0.0051}	
redundant fixed effect F test (cross-section + period)		20.121 * {0.0000}			8.382 * {0.0000}	
Hausman test (cross-section)			0.010 {0.9188}			0.000 (a) {1.0000}
Hausman test (period)			0.340 {0.5600}			11.609 {0.0030}
Hausman test (cross-section + period)			0.017 {0.8959}			5.434 *** {0.0661}

Fonte: cálculo dos autores

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

*, **, *** estatisticamente significante a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

(a) teste não válido, pois a matriz de variância não foi consistente com as hipóteses do teste de Hausman

A seguir, estima-se a equação (17) considerando elasticidades crescimento e desigualdade da pobreza variável entre os estados. Ressalta-se que só foi possível estimar o modelo de dados em painel com efeito fixo, uma vez que a especificação com efeito aleatório requer que o número de coeficientes estimados no modelo seja inferior ao número de unidades de corte. Assim, não foi possível realizar o teste de Hausman. Realizou-se o teste de redundância das *dummies* de efeito fixo para comparar com o modelo de dados empilhados. Ademais, procedeu-se um teste de Wald para verificar se as elasticidades são realmente distintas entre os estados. Nas tabelas 4, 5 e 6 estão reportados os resultados para as estimações usando os índices de pobreza P0, P1 e P2, respectivamente.

Tabela 4 - Estimação das elasticidades crescimento e desigualdade da pobreza para estados – P0

Variáveis Explicativas	variável dependente: ln(P0)			
	VII	VIII	IX	X
Constante	5.5922 * (0.4181)	5.4616 * (0.4120)	3.3510 * (0.2066)	3.9285 * (0.2305)
Ln(renda) AC	-1.0470 * (0.0695)	-0.8543 * (0.1436)	-0.9400 * (0.0414)	-0.8229 * (0.0317)
Ln(renda) AL	-1.0820 * (0.0759)	-0.3249 * (0.0699)	-0.8633 * (0.0622)	-0.5222 * (0.0569)
Ln(renda) AM	-1.0774 * (0.0723)	-0.7516 * (0.1305)	-0.8429 * (0.0411)	-0.7352 * (0.0712)
Ln(renda) AP	-1.0822 * (0.0714)	-1.5582 * (0.3152)	-0.9144 * (0.0513)	-1.0676 * (0.1118)
Ln(renda) BA	-1.0856 * (0.0750)	-0.5733 * (0.0985)	-0.7844 * (0.0345)	-0.6981 * (0.0678)
Ln(renda) CE	-1.0876 * (0.0755)	-0.6534 * (0.1305)	-0.8010 * (0.0370)	-0.6656 * (0.0793)
Ln(renda) DF	-1.0178 * (0.0615)	-1.1243 * (0.2658)	-1.0776 * (0.0498)	-1.2731 * (0.0645)
Ln(renda) ES	-1.0663 * (0.0693)	-1.5765 * (0.2013)	-1.0184 * (0.0512)	-1.2959 * (0.1788)
Ln(renda) GO	-1.0802 * (0.0696)	-1.3199 * (0.1776)	-1.0522 * (0.0733)	-1.3073 * (0.0954)
Ln(renda) MA	-1.1098 * (0.0786)	-0.3057 * (0.0706)	-0.7319 * (0.0476)	-0.5432 * (0.0489)
Ln(renda) MG	-1.0756 * (0.0696)	-1.3989 * (0.1388)	-1.0137 * (0.0420)	-1.0445 * (0.0683)
Ln(renda) MS	-1.0736 * (0.0684)	-0.9061 * (0.1692)	-0.9801 * (0.0493)	-1.1890 * (0.0803)
Ln(renda) MT	-1.0742 * (0.0691)	-0.8981 * (0.2422)	-0.9553 * (0.0456)	-1.2118 * (0.0803)
Ln(renda) PA	-1.0794 * (0.0728)	-0.5224 * (0.1052)	-0.8748 * (0.0396)	-0.7119 * (0.1042)
Ln(renda) PB	-1.0703 * (0.0739)	-0.3926 * (0.0931)	-0.8366 * (0.0434)	-0.6633 * (0.0595)
Ln(renda) PE	-1.0769 * (0.0742)	-0.4874 * (0.1164)	-0.8280 * (0.0507)	-0.7029 * (0.1527)
Ln(renda) PI	-1.0986 * (0.0775)	-0.3115 * (0.0500)	-0.6274 * (0.0397)	-0.5208 * (0.0342)
Ln(renda) PR	-1.0770 * (0.0676)	-1.6544 * (0.1112)	-1.0779 * (0.0561)	-1.3542 * (0.0959)
Ln(renda) RJ	-1.0752 * (0.0649)	-1.2543 * (0.2929)	-1.1812 * (0.1158)	-1.5723 * (0.1630)
Ln(renda) RN	-1.0735 * (0.0733)	-0.5829 * (0.1125)	-0.8507 * (0.0385)	-0.7508 * (0.0509)
Ln(renda) RO	-1.0740 * (0.0690)	-0.8294 * (0.1856)	-0.9547 * (0.0532)	-0.9722 * (0.0574)
Ln(renda) RR	-1.0955 * (0.0746)	-1.5444 * (0.2068)	-0.9533 * (0.0584)	-0.9568 * (0.2384)
Ln(renda) RS	-1.0825 * (0.0663)	-2.1048 * (0.2963)	-1.0642 * (0.0554)	-1.4610 * (0.1878)
Ln(renda) SC	-1.1253 * (0.0680)	-2.4840 * (0.1993)	-1.1940 * (0.0659)	-1.9082 * (0.1815)
Ln(renda) SE	-1.0755 * (0.0735)	-0.6717 * (0.1314)	-0.8400 * (0.0444)	-0.8007 * (0.0624)
Ln(renda) SP	-1.0984 * (0.0645)	-1.9976 * (0.2316)	-1.2394 * (0.0396)	-1.5044 * (0.0820)
Ln(renda) TO	-1.0804 * (0.0736)	-0.7499 * (0.0936)	-0.7836 * (0.0365)	-0.7684 * (0.0857)
sigma AC			1.3012 * (0.1662)	1.5142 * (0.1379)
sigma AL			0.8364 * (0.2063)	0.6515 * (0.1408)
sigma AM			0.7918 * (0.1135)	0.8262 * (0.1332)
sigma AP			1.1696 * (0.2247)	1.0015 * (0.2165)
sigma BA			0.4770 * (0.0744)	0.5490 * (0.0602)
sigma CE			0.5451 * (0.0831)	0.6050 * (0.0731)

Variáveis Explicativas	variável dependente: ln(P0)			
	VII	VIII	IX	X
sigma DF			2.1442 * (0.2102)	1.7629 * (0.1228)
sigma ES			1.7382 * (0.2305)	1.3358 * (0.2416)
sigma GO			1.9204 * (0.3541)	1.4949 * (0.1591)
sigma MA			0.1875 * (0.1593)	0.3343 * (0.1045)
sigma MG			1.7077 * (0.1674)	1.6125 * (0.0981)
sigma MS			1.5341 * (0.1977)	1.4802 * (0.1584)
sigma MT			1.3906 * (0.1827)	1.3009 * (0.1114)
sigma PA			0.9665 * (0.0699)	0.8939 * (0.1430)
sigma PB			0.7457 * (0.1294)	0.7689 * (0.0872)
sigma PE			0.6968 * (0.1854)	0.5768 * (0.1946)
sigma PI			-0.2647 (0.2167)	0.3921 * (0.1488)
sigma PR			2.0687 * (0.2678)	1.5847 * (0.1581)
sigma RJ			2.6365 * (0.6378)	2.4243 * (0.2792)
sigma RN			0.8208 * (0.1350)	0.8409 * (0.1071)
sigma RO			1.4145 * (0.2221)	1.3268 * (0.1883)
sigma RR			1.3828 * (0.2823)	1.3100 * (0.4597)
sigma RS			1.9986 * (0.2723)	1.6656 * (0.1528)
sigma SC			2.8159 * (0.3542)	2.0450 * (0.1643)
sigma SE			0.7723 * (0.1432)	0.7603 * (0.0886)
sigma SP			3.0330 * (0.1849)	2.3678 * (0.1903)
sigma TO			0.4809 * (0.1033)	0.5176 * (0.1337)
cross-section effects	none	fixed	none	fixed
Period effects	none	fixed	none	fixed
Observações em N	27	27	27	27
Observações em T	12	12	12	12
Total de observações	324	324	324	324
R ² ajustado	0.9466	0.9755	0.9885	0.9936
Teste F	2.63 * {0.0000}	202.07 * {0.0000}	514.03 * {0.0000}	553.02 * {0.0000}
Teste beta constante (F)	17.64 * {0.0000}	11.47 * {0.0000}	17.94 * {0.0000}	33.63 * {0.0000}
Teste Teta constante (F)			17.24 * {0.0000}	25.12 * {0.0000}
redundant fixed effect F test (cross-section)		11.134 * {0.0000}		4.335 * {0.0000}
redundant fixed effect F test (period)		10.611 * {0.0000}		10.129 * {0.0000}
redundant fixed effect F test (cross-section + period)		12.046 * {0.0000}		6.844 * {0.0000}

Fonte: cálculo dos autores
desvio-padrão entre parentesis (); p-valor do teste entre chaves { }
*, **, *** estatisticamente significante a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela 5 - Estimação das elasticidade crescimento e desigualdade da pobreza para estados – P1

Variáveis Explicativas	variável dependente: ln(P1)			
	VII	VIII	IX	X
Constante	6.4850 * (0.5043)	5.9682 * (0.5410)	3.2373 * (0.1995)	3.7985 * (0.2033)
Ln(renda) AC	-1.3023 * (0.0830)	-1.0447 * (0.1298)	-0.9677 * (0.0809)	-0.8773 * (0.0944)
Ln(renda) AL	-1.3520 * (0.0915)	-0.4869 * (0.1129)	-1.0257 * (0.0543)	-0.7878 * (0.0729)
Ln(renda) AM	-1.3531 * (0.0873)	-1.0112 * (0.2123)	-1.1155 * (0.0398)	-1.0512 * (0.0719)
Ln(renda) AP	-1.3585 * (0.0862)	-2.0115 * (0.3963)	-1.1506 * (0.0385)	-1.1896 * (0.1450)
Ln(renda) BA	-1.3587 * (0.0905)	-0.8074 * (0.1271)	-0.9965 * (0.0297)	-0.9274 * (0.0650)
Ln(renda) CE	-1.3579 * (0.0911)	-0.8525 * (0.1939)	-0.9873 * (0.0319)	-0.8061 * (0.0806)
Ln(renda) DF	-1.2667 * (0.0741)	-1.3416 * (0.3692)	-1.2706 * (0.0606)	-1.5777 * (0.0856)
Ln(renda) ES	-1.3412 * (0.0835)	-1.9415 * (0.2378)	-1.2469 * (0.0389)	-1.6034 * (0.0997)
Ln(renda) GO	-1.3675 * (0.0836)	-1.5235 * (0.1724)	-1.2540 * (0.0380)	-1.6269 * (0.0842)
Ln(renda) MA	-1.3817 * (0.0949)	-0.3920 * (0.1329)	-0.9241 * (0.0387)	-0.7224 * (0.0506)
Ln(renda) MG	-1.3548 * (0.0840)	-1.7299 * (0.1707)	-1.2431 * (0.0311)	-1.3307 * (0.0740)
Ln(renda) MS	-1.3608 * (0.0825)	-1.1818 * (0.1439)	-1.2541 * (0.0599)	-1.5977 * (0.0640)
Ln(renda) MT	-1.3586 * (0.0837)	-1.1094 * (0.3923)	-1.2098 * (0.0511)	-1.5631 * (0.0877)
Ln(renda) PA	-1.3638 * (0.0879)	-0.8285 * (0.2103)	-1.0852 * (0.0409)	-1.1200 * (0.1148)
Ln(renda) PB	-1.3408 * (0.0897)	-0.4991 * (0.1621)	-1.0763 * (0.0380)	-0.9233 * (0.0523)
Ln(renda) PE	-1.3482 * (0.0895)	-0.5978 ** (0.2374)	-1.0280 * (0.0302)	-0.8665 * (0.0676)
Ln(renda) PI	-1.3648 * (0.0933)	-0.4491 * (0.0773)	-0.8635 * (0.0214)	-0.7552 * (0.0373)
Ln(renda) PR	-1.3552 * (0.0813)	-1.9419 * (0.1640)	-1.3181 * (0.0347)	-1.5494 * (0.1322)
Ln(renda) RJ	-1.3492 * (0.0782)	-1.2840 * (0.3066)	-1.3789 * (0.0717)	-1.7063 * (0.1618)
Ln(renda) RN	-1.3465 * (0.0883)	-0.6626 * (0.1323)	-1.0204 * (0.0349)	-0.9330 * (0.0541)
Ln(renda) RO	-1.3575 * (0.0832)	-1.0092 * (0.2972)	-1.1432 * (0.0516)	-1.2010 * (0.1109)
Ln(renda) RR	-1.3733 * (0.0909)	-1.8364 * (0.3056)	-1.1249 * (0.0845)	-0.7817 * (0.2355)
Ln(renda) RS	-1.3547 * (0.0798)	-1.9871 * (0.3085)	-1.2388 * (0.0359)	-1.2408 * (0.1987)
Ln(renda) SC	-1.4112 * (0.0816)	-2.8464 * (0.2681)	-1.4452 * (0.0557)	-2.0532 * (0.2230)
Ln(renda) SE	-1.3492 * (0.0886)	-0.8552 * (0.1691)	-1.0355 * (0.0319)	-1.0331 * (0.0527)
Ln(renda) SP	-1.3694 * (0.0778)	-2.1669 * (0.3179)	-1.4281 * (0.0404)	-1.4827 * (0.0898)
Ln(renda) TO	-1.3583 * (0.0888)	-1.0861 * (0.1638)	-1.0092 * (0.0302)	-0.9689 * (0.0340)
sigma AC			0.9969 * (0.3525)	1.1051 * (0.3273)
sigma AL			1.1699 * (0.1601)	1.0104 * (0.1625)
sigma AM			1.6802 * (0.1007)	1.5431 * (0.1143)
sigma AP			1.8892 * (0.1260)	1.7674 * (0.1544)
sigma BA			1.0420 * (0.0344)	0.9581 * (0.0652)
sigma CE			0.9958 * (0.0383)	0.9932 * (0.0755)

Variáveis Explicativas	variável dependente: ln(P1)			
	VII	VIII	IX	X
sigma DF			2.6514 * (0.2874)	2.2027 * (0.2232)
sigma ES			2.3833 * (0.1614)	1.8328 * (0.1194)
sigma GO			2.3726 * (0.1659)	1.6811 * (0.1110)
sigma MA			0.6798 * (0.1174)	0.8096 * (0.0587)
sigma MG			2.3527 * (0.0926)	2.1004 * (0.1088)
sigma MS			2.3844 * (0.2492)	1.8291 * (0.1898)
sigma MT			2.1460 * (0.2207)	1.9472 * (0.1218)
sigma PA			1.4937 * (0.0935)	1.3285 * (0.1401)
sigma PB			1.4234 * (0.0996)	1.3060 * (0.0981)
sigma PE			1.1993 * (0.0434)	1.1134 * (0.1237)
sigma PI			0.4266 * (0.1421)	0.7901 * (0.1260)
sigma PR			2.7768 * (0.1385)	2.2210 * (0.2685)
sigma RJ			3.0985 * (0.3842)	2.6660 * (0.4040)
sigma RN			1.1741 * (0.1100)	1.0572 * (0.1140)
sigma RO			1.8152 * (0.2024)	1.8964 * (0.2898)
sigma RR			1.7538 * (0.4110)	2.4475 * (0.5480)
sigma RS			2.3628 * (0.1382)	2.1834 * (0.1917)
sigma SC			3.6432 * (0.2915)	2.8796 * (0.1457)
sigma SE			1.2535 * (0.0491)	1.1298 * (0.0644)
sigma SP			3.4847 * (0.1932)	3.1992 * (0.2248)
sigma TO			1.0950 * (0.0630)	1.0655 * (0.0477)
cross-section effects	none	fixed	none	fixed
Period effects	none	fixed	none	fixed
Observações em N	27	27	27	27
Observações em T	12	12	12	12
Total de observações	324	324	324	324
R ² ajustado	0.9402	0.9711	0.9927	0.9949
Teste F	189.08 *	170.78 *	814.58 *	700.12
p-valor F	{0.0000}	{0.0000}	{0.0000}	{0.0000}
Teste beta constante (F)	16.55 *	14.00 *	46.04 *	27.77 *
	{0.0000}	{0.0000}	{0.0000}	{0.0000}
Teste Teta constante (F)			39.90 *	23.61 *
			{0.0000}	{0.0000}
redundant fixed effect F test (cross-section)		7.133 *		4.170 *
		{0.0000}		{0.0000}
redundant fixed effect F test (period)		11.053 *		2.525 *
		{0.0000}		{0.0050}
redundant fixed effect F test (cross-section + period)		9.572 *		4.234 *
		{0.0000}		{0.0000}

Fonte: cálculo dos autores
desvio-padrão entre parentesis (); p-valor do teste entre chaves { }
*, **, *** estatisticamente significante a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela 6 - Estimação das elasticidade crescimento e desigualdade da pobreza para estados – P2

Variáveis Explicativas	variável dependente: ln(P2)			
	VII	VIII	IX	X
Constante	6.7664 * (0.5935)	6.0087 * (0.6414)	2.9112 * (0.3096)	3.4664 * (0.3224)
Ln(renda) AC	-1.4168 * (0.0974)	-1.0995 * (0.1471)	-0.9323 * (0.1195)	-0.8502 * (0.1390)
Ln(renda) AL	-1.4752 * (0.1076)	-0.5920 * (0.1510)	-1.0501 * (0.0674)	-0.9186 * (0.1117)
Ln(renda) AM	-1.4761 * (0.1026)	-1.1552 * (0.2903)	-1.2293 * (0.0670)	-1.2285 * (0.1315)
Ln(renda) AP	-1.4820 * (0.1010)	-2.1845 * (0.3904)	-1.2383 * (0.0693)	-1.1691 * (0.2598)
Ln(renda) BA	-1.4830 * (0.1065)	-0.9601 * (0.1738)	-1.0874 * (0.0462)	-1.0556 * (0.1342)
Ln(renda) CE	-1.4795 * (0.1073)	-0.9981 * (0.2533)	-1.0611 * (0.0489)	-0.8993 * (0.1273)
Ln(renda) DF	-1.3743 * (0.0871)	-1.4145 * (0.4329)	-1.3389 * (0.0829)	-1.6952 * (0.1399)
Ln(renda) ES	-1.4656 * (0.0980)	-1.9707 * (0.2694)	-1.3054 * (0.0549)	-1.6434 * (0.1493)
Ln(renda) GO	-1.4984 * (0.0983)	-1.5811 * (0.2126)	-1.3236 * (0.0566)	-1.7441 * (0.1591)
Ln(renda) MA	-1.5035 * (0.1116)	-0.4093 ** (0.1709)	-0.9825 * (0.0581)	-0.7899 * (0.0877)
Ln(renda) MG	-1.4821 * (0.0988)	-1.9151 * (0.2193)	-1.3412 * (0.0470)	-1.4464 * (0.1309)
Ln(renda) MS	-1.4909 * (0.0970)	-1.2960 * (0.1504)	-1.3563 * (0.0818)	-1.7798 * (0.1632)
Ln(renda) MT	-1.4871 * (0.0985)	-1.2083 * (0.4648)	-1.3035 * (0.0709)	-1.7310 * (0.1654)
Ln(renda) PA	-1.4943 * (0.1035)	-0.9851 * (0.2809)	-1.1571 * (0.0639)	-1.3235 * (0.2108)
Ln(renda) PB	-1.4643 * (0.1056)	-0.5567 * (0.2103)	-1.1726 * (0.0560)	-1.0629 * (0.1039)
Ln(renda) PE	-1.4704 * (0.1053)	-0.6994 ** (0.3230)	-1.1179 * (0.0500)	-0.9939 * (0.1134)
Ln(renda) PI	-1.4826 * (0.1095)	-0.5534 * (0.0979)	-0.9923 * (0.0240)	-0.9095 * (0.0622)
Ln(renda) PR	-1.4815 * (0.0955)	-2.0947 * (0.2067)	-1.4186 * (0.0425)	-1.6286 * (0.2007)
Ln(renda) RJ	-1.4698 * (0.0920)	-1.1169 * (0.3873)	-1.3786 * (0.0958)	-1.5757 * (0.2372)
Ln(renda) RN	-1.4703 * (0.1040)	-0.7366 * (0.1717)	-1.0708 * (0.0697)	-1.0705 * (0.1012)
Ln(renda) RO	-1.4864 * (0.0978)	-1.0461 * (0.3836)	-1.2036 * (0.0942)	-1.2581 * (0.2117)
Ln(renda) RR	-1.4985 * (0.1080)	-1.9954 * (0.3996)	-1.1937 * (0.1167)	-0.6928 * (0.4663)
Ln(renda) RS	-1.4761 * (0.0938)	-1.8613 * (0.3555)	-1.2902 * (0.0579)	-1.0797 * (0.2699)
Ln(renda) SC	-1.5394 * (0.0953)	-2.9106 * (0.3608)	-1.5284 * (0.0642)	-1.9966 * (0.3439)
Ln(renda) SE	-1.4739 * (0.1044)	-1.0294 * (0.1800)	-1.1256 * (0.0513)	-1.2182 * (0.0716)
Ln(renda) SP	-1.4832 * (0.0915)	-2.1268 * (0.3728)	-1.4935 * (0.0605)	-1.3202 * (0.1505)
Ln(renda) TO	-1.4844 * (0.1045)	-1.2904 * (0.2304)	-1.1089 * (0.0479)	-1.0635 * (0.0801)
sigma AC			0.7513 * (0.5190)	0.7977 * (0.4860)
sigma AL			1.2205 * (0.1168)	1.1004 * (0.2290)
sigma AM			2.1776 * (0.2158)	1.9421 * (0.2952)
sigma AP			2.2592 * (0.2761)	2.2205 * (0.2482)
sigma BA			1.3985 * (0.0555)	1.2209 * (0.0966)
sigma CE			1.2813 * (0.0467)	1.2275 * (0.1076)
				sigma DF
				sigma ES
				sigma GO
				sigma MA
				sigma MG
				sigma MS
				sigma MT
				sigma PA
				sigma PB
				sigma PE
				sigma PI
				sigma PR
				sigma RJ
				sigma RN
				sigma RO
				sigma RR
				sigma RS
				sigma SC
				sigma SE
				sigma SP
				sigma TO
				cross-section effects
				Period effects
				Observações em N
				Observações em T
				Total de observações
				R ² ajustado
				Teste F
				p-valor F
				Teste beta constante (F)
				Teste Teta constante (F)
				redundant fixed effect F test (cross-section)
				redundant fixed effect F test (period)
				redundant fixed effect F test (cross-section + period)

Fonte: cálculo dos autores

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

*, **, *** estatisticamente significante a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Para todos os índices de pobreza e todos os modelos, as elasticidades crescimento da pobreza são estatisticamente significantes a 1% e apresentam os sinais esperados (modelos VII e VIII). Ao acrescentar a variável de desigualdade, não se rejeita a hipótese de que devem ser incluídas no modelo, tornando os modelos VII e VIII com viés de especificação. Assim, os resultados devem ser analisados sob os modelos IX e X, comparados aos modelos IV e V, em que o coeficientes de elasticidade são comuns aos estados. Para avaliar qual especificação é adequada, analisa-se o teste de Wald sob a hipótese nula de que as elasticidades são iguais. O resultado denota que rejeita-se a hipótese nula de que são iguais. Logo, os modelos IV e V possuem viés de especificação em todos os modelos (P0, P1 e P2).

Comparando os modelos IX e X pelo teste de redundância das *dummies* de efeito fixo, conclui-se que devem ser incluídos ambos os efeitos específicos (*cross-section* e período).

Note que há uma grande disparidade inter-estadual nas elasticidades crescimento da pobreza. Destaca-se como os mais elásticos: SC (1,9), RJ (1,6) e SP (1,5) para P0; SC (2,5), MS (1,6) e GO (1,6) para P1; SC (2,0), MS (1,8) e MT (1,7) para P2. Destaca-se com os menos elásticos: AL (0,5), PI (0,5) e PE (0,7) para P0; AL (0,8), PI (0,7) e RO (0,7) para P1; MA (0,8), RR (0,7), AC (0,8) para P2. 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.

Por fim, cabe avaliar a decomposição da variação da pobreza entre 1995 e 2007 usando as equações (12) e (19). As tabelas 7 a 9 usam as especificações dos modelos com efeito fixo para estimação das elasticidades crescimento da pobreza diferenciada por unidade da federação, modelo IX. As tabelas 10 a 12 usam as especificações dos modelos com efeito fixo para estimação das elasticidades crescimento de desigualdade diferenciada por unidade da federação, modelo X. Como proposto no quadro 1, 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 P0). 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 P0). Resultado muito similar é encontrado para P1 e P2.

Tabela 7 – Decomposição da variação da pobreza, modelo com elasticidade crescimento da pobreza, P0

Estados	$\Delta P_0^{(a)}$	g_i	$\beta_i (P_0)^{(a)}$	$\beta_m \cdot g_m$	$(\beta_r - \beta_m) \cdot g_m$	$(g_r - g_m) \cdot \beta_i$	$\gamma_1 - \gamma_0^{(b)}$
AC	0.0449	-0.2099	-0.8543	-0.1548	0.0265	0.3076	-0.1345
AL	-0.1651	0.0944	-0.3249	-0.1548	0.1060	0.0181	-0.1345
AM	-0.0149	-0.1591	-0.7516	-0.1548	0.0419	0.2325	-0.1345
AP	-0.0496	-0.0545	-1.5582	-0.1548	-0.0792	0.3189	-0.1345
BA	-0.2789	0.2519	-0.5733	-0.1548	0.0687	-0.0583	-0.1345
CE	-0.2484	0.1743	-0.6534	-0.1548	0.0567	-0.0158	-0.1345
DF	-0.4249	0.2583	-1.1243	-0.1548	-0.0140	-0.1215	-0.1345
ES	-0.4465	0.1979	-1.5765	-0.1548	-0.0820	-0.0752	-0.1345
GO	-0.6101	0.3604	-1.3199	-0.1548	-0.0434	-0.2774	-0.1345
MA	-0.2558	0.3969	-0.3057	-0.1548	0.1089	-0.0754	-0.1345
MG	-0.3844	0.1787	-1.3989	-0.1548	-0.0553	-0.0398	-0.1345
MS	-0.4566	0.3555	-0.9061	-0.1548	0.0187	-0.1860	-0.1345
MT	-0.3082	0.1934	-0.8981	-0.1548	0.0199	-0.0388	-0.1345
PA	-0.1500	0.0297	-0.5224	-0.1548	0.0764	0.0629	-0.1345
PB	-0.2185	0.2140	-0.3926	-0.1548	0.0959	-0.0251	-0.1345
PE	-0.2030	0.1406	-0.4874	-0.1548	0.0816	0.0047	-0.1345
PI	-0.3081	0.5576	-0.3115	-0.1548	0.1080	-0.1269	-0.1345
PR	-0.6261	0.2972	-1.6544	-0.1548	-0.0937	-0.2432	-0.1345
RJ	-0.2382	0.0827	-1.2543	-0.1548	-0.0336	0.0846	-0.1345
RN	-0.2689	0.2306	-0.5829	-0.1548	0.0673	-0.0469	-0.1345
RO	0.0718	-0.2487	-0.8294	-0.1548	0.0303	0.3309	-0.1345
RR	0.4944	-0.4072	-1.5444	-0.1548	-0.0771	0.8609	-0.1345
RS	-0.3672	0.1106	-2.1048	-0.1548	-0.1613	0.0834	-0.1345
SC	-0.7296	0.2396	-2.4840	-0.1548	-0.2183	-0.2220	-0.1345
SE	-0.3481	0.3180	-0.6717	-0.1548	0.0539	-0.1127	-0.1345
SP	-0.1667	0.0162	-1.9976	-0.1548	-0.1452	0.2678	-0.1345
TO	-0.4618	0.4365	-0.7499	-0.1548	0.0422	-0.2147	-0.1345
media		0.1502	-1.0308				

Fonte: cálculo dos autores

(a) estimado a partir da equação (12)

(b) diferença entre 2007 e 1995

Tabela 8 – Decomposição da variação da pobreza, modelo com elasticidade crescimento da pobreza, P1

Estados	$\Delta P_1^{(a)}$	g_i	$\beta_i (P_1)^{(a)}$	$\beta_m \cdot g_m$	$(\beta_i - \beta_m) \cdot g_m$	$(g_i - g_m) \cdot \beta_i$	$\gamma_i - \gamma_0^{(b)}$
AC	0.0744	-0.2099	-1.0447	-0.1863	0.0294	0.3762	-0.1449
AL	-0.1908	0.0944	-0.4869	-0.1863	0.1131	0.0272	-0.1449
AM	0.0160	-0.1591	-1.0112	-0.1863	0.0344	0.3128	-0.1449
AP	-0.0353	-0.0545	-2.0115	-0.1863	-0.1159	0.4117	-0.1449
BA	-0.3483	0.2519	-0.8074	-0.1863	0.0650	-0.0821	-0.1449
CE	-0.2935	0.1743	-0.8525	-0.1863	0.0582	-0.0206	-0.1449
DF	-0.4914	0.2583	-1.3416	-0.1863	-0.0152	-0.1450	-0.1449
ES	-0.5291	0.1979	-1.9415	-0.1863	-0.1053	-0.0926	-0.1449
GO	-0.6939	0.3604	-1.5235	-0.1863	-0.0426	-0.3202	-0.1449
MA	-0.3005	0.3969	-0.3920	-0.1863	0.1274	-0.0967	-0.1449
MG	-0.4540	0.1787	-1.7299	-0.1863	-0.0736	-0.0493	-0.1449
MS	-0.5650	0.3555	-1.1818	-0.1863	0.0088	-0.2426	-0.1449
MT	-0.3595	0.1934	-1.1094	-0.1863	0.0196	-0.0479	-0.1449
PA	-0.1695	0.0297	-0.8285	-0.1863	0.0618	0.0998	-0.1449
PB	-0.2517	0.2140	-0.4991	-0.1863	0.1113	-0.0318	-0.1449
PE	-0.2289	0.1406	-0.5978	-0.1863	0.0965	0.0058	-0.1449
PI	-0.3953	0.5576	-0.4491	-0.1863	0.1188	-0.1829	-0.1449
PR	-0.7220	0.2972	-1.9419	-0.1863	-0.1054	-0.2855	-0.1449
RJ	-0.2511	0.0827	-1.2840	-0.1863	-0.0066	0.0866	-0.1449
RN	-0.2977	0.2306	-0.6626	-0.1863	0.0867	-0.0533	-0.1449
RO	0.1061	-0.2487	-1.0092	-0.1863	0.0347	0.4026	-0.1449
RR	0.6029	-0.4072	-1.8364	-0.1863	-0.0895	1.0236	-0.1449
RS	-0.3646	0.1106	-1.9871	-0.1863	-0.1122	0.0787	-0.1449
SC	-0.8269	0.2396	-2.8464	-0.1863	-0.2413	-0.2544	-0.1449
SE	-0.4168	0.3180	-0.8552	-0.1863	0.0578	-0.1435	-0.1449
SP	-0.1799	0.0162	-2.1669	-0.1863	-0.1392	0.2904	-0.1449
TO	-0.6189	0.4365	-1.0861	-0.1863	0.0231	-0.3109	-0.1449
media		0.1502	-1.2402				

Fonte: cálculo dos autores

(a) estimado a partir da equação (12)

(b) diferença entre 2007 e 1995

Tabela 9 – Decomposição da variação da pobreza, modelo com elasticidade crescimento da pobreza, P2

Estados	$\Delta P_2^{(a)}$	g_i	$\beta_i (P_2)^{(a)}$	$\beta_m \cdot g_m$	$(\beta_i - \beta_m) \cdot g_m$	$(g_i - g_m) \cdot \beta_i$	$\gamma_i - \gamma_0^{(b)}$
AC	0.0903	-0.2099	-1.0995	-0.1991	0.0339	0.3959	-0.1405
AL	-0.1964	0.0944	-0.5920	-0.1991	0.1102	0.0331	-0.1405
AM	0.0433	-0.1591	-1.1552	-0.1991	0.0256	0.3573	-0.1405
AP	-0.0215	-0.0545	-2.1845	-0.1991	-0.1290	0.4471	-0.1405
BA	-0.3823	0.2519	-0.9601	-0.1991	0.0549	-0.0976	-0.1405
CE	-0.3145	0.1743	-0.9981	-0.1991	0.0492	-0.0241	-0.1405
DF	-0.5059	0.2583	-1.4145	-0.1991	-0.0134	-0.1529	-0.1405
ES	-0.5305	0.1979	-1.9707	-0.1991	-0.0969	-0.0940	-0.1405
GO	-0.7103	0.3604	-1.5811	-0.1991	-0.0384	-0.3323	-0.1405
MA	-0.3030	0.3969	-0.4093	-0.1991	0.1376	-0.1010	-0.1405
MG	-0.4827	0.1787	-1.9151	-0.1991	-0.0886	-0.0545	-0.1405
MS	-0.6012	0.3555	-1.2960	-0.1991	0.0044	-0.2661	-0.1405
MT	-0.3742	0.1934	-1.2083	-0.1991	0.0176	-0.0522	-0.1405
PA	-0.1698	0.0297	-0.9851	-0.1991	0.0511	0.1187	-0.1405
PB	-0.2597	0.2140	-0.5567	-0.1991	0.1155	-0.0355	-0.1405
PE	-0.2388	0.1406	-0.6994	-0.1991	0.0940	0.0067	-0.1405
PI	-0.4490	0.5576	-0.5534	-0.1991	0.1160	-0.2254	-0.1405
PR	-0.7630	0.2972	-2.0947	-0.1991	-0.1155	-0.3079	-0.1405
RJ	-0.2329	0.0827	-1.1169	-0.1991	0.0313	0.0753	-0.1405
RN	-0.3104	0.2306	-0.7366	-0.1991	0.0884	-0.0592	-0.1405
RO	0.1197	-0.2487	-1.0461	-0.1991	0.0420	0.4173	-0.1405
RR	0.6720	-0.4072	-1.9954	-0.1991	-0.1006	1.1122	-0.1405
RS	-0.3463	0.1106	-1.8613	-0.1991	-0.0805	0.0738	-0.1405
SC	-0.8378	0.2396	-2.9106	-0.1991	-0.2381	-0.2602	-0.1405
SE	-0.4678	0.3180	-1.0294	-0.1991	0.0445	-0.1727	-0.1405
SP	-0.1749	0.0162	-2.1268	-0.1991	-0.1204	0.2851	-0.1405
TO	-0.7037	0.4365	-1.2904	-0.1991	0.0053	-0.3694	-0.1405
media		0.1502	-1.3254				

Fonte: cálculo dos autores

(a) estimado a partir da equação (12)

(b) diferença entre 2007 e 1995

Tabela 10 – Decomposição da variação da pobreza, modelo com elasticidade crescimento e desigualdade da pobreza, P0

Estados	$\Delta P_0^{(a)}$	g_i	ϕ_i	$\beta_i (P_0)^{(a)}$	$\delta_i (P_0)^{(a)}$	$\gamma_i - \gamma_0^{(b)}$	$\beta_i \cdot g_i$	$\delta_i \cdot \phi_i$	$(\beta_i \cdot g_i)_m + (\delta_i \cdot \phi_i)_m$	$\beta_i \cdot g_i - (\beta_i \cdot g_i)_m$	$\delta_i \cdot \phi_i - (\delta_i \cdot \phi_i)_m$
AC	0.2496	-0.2099	0.0725	-0.8229	1.5142	-0.0329	0.1727	0.1098	-0.2307	0.3197	0.1935
AL	-0.1410	0.0944	-0.0903	-0.5222	0.6515	-0.0329	-0.0493	-0.0588	-0.2307	0.0977	0.0249
AM	0.0452	-0.1591	-0.0470	-0.7352	0.8262	-0.0329	0.1170	-0.0389	-0.2307	0.2639	0.0449
AP	-0.0087	-0.0545	-0.0339	-1.0676	1.0015	-0.0329	0.0581	-0.0339	-0.2307	0.2051	0.0498
BA	-0.2723	0.2519	-0.1158	-0.6981	0.5490	-0.0329	-0.1758	-0.0636	-0.2307	-0.0289	0.0202
CE	-0.2541	0.1743	-0.1738	-0.6656	0.6050	-0.0329	-0.1160	-0.1052	-0.2307	0.0310	-0.0214
DF	-0.2217	0.2583	0.0794	-1.2731	1.7629	-0.0329	-0.3288	0.1400	-0.2307	-0.1819	0.2238
ES	-0.5385	0.1979	-0.1865	-1.2959	1.3358	-0.0329	-0.2565	-0.2491	-0.2307	-0.1095	-0.1653
GO	-0.6111	0.3604	-0.0717	-1.3073	1.4949	-0.0329	-0.4711	-0.1071	-0.2307	-0.3241	-0.0234
MA	-0.2672	0.3969	-0.0559	-0.5432	0.3343	-0.0329	-0.2156	-0.0187	-0.2307	-0.0686	0.0651
MG	-0.4929	0.1787	-0.1695	-1.0445	1.6125	-0.0329	-0.1866	-0.2734	-0.2307	-0.0396	-0.1896
MS	-0.4084	0.3555	0.0319	-1.1890	1.4802	-0.0329	-0.4227	0.0472	-0.2307	-0.2757	0.1310
MT	-0.3883	0.1934	-0.0930	-1.2118	1.3009	-0.0329	-0.2344	-0.1210	-0.2307	-0.0874	-0.0373
PA	-0.1496	0.0297	-0.1069	-0.7119	0.8939	-0.0329	-0.0212	-0.0956	-0.2307	0.1258	-0.0118
PB	-0.2123	0.2140	-0.0487	-0.6633	0.7689	-0.0329	-0.1419	-0.0374	-0.2307	0.0050	0.0463
PE	-0.1560	0.1406	-0.0421	-0.7029	0.5768	-0.0329	-0.0988	-0.0243	-0.2307	0.0482	0.0595
PI	-0.3162	0.5576	0.0182	-0.5208	0.3921	-0.0329	-0.2904	0.0071	-0.2307	-0.1434	0.0909
PR	-0.6325	0.2972	-0.1244	-1.3542	1.5847	-0.0329	-0.4025	-0.1972	-0.2307	-0.2555	-0.1134
RJ	-0.3065	0.0827	-0.0592	-1.5723	2.4243	-0.0329	-0.1301	-0.1435	-0.2307	0.0169	-0.0598
RN	-0.2797	0.2306	-0.0876	-0.7508	0.8409	-0.0329	-0.1731	-0.0737	-0.2307	-0.0261	0.0101
RO	-0.0255	-0.2487	-0.1767	-0.9722	1.3268	-0.0329	0.2418	-0.2344	-0.2307	0.3888	-0.1507
RR	0.6188	-0.4072	0.2000	-0.9568	1.3100	-0.0329	0.3896	0.2621	-0.2307	0.5366	0.3458
RS	-0.4233	0.1106	-0.1374	-1.4610	1.6656	-0.0329	-0.1615	-0.2289	-0.2307	-0.0146	-0.1451
SC	-0.8374	0.2396	-0.1698	-1.9082	2.0450	-0.0329	-0.4572	-0.3473	-0.2307	-0.3102	-0.2636
SE	-0.3729	0.3180	-0.1123	-0.8007	0.7603	-0.0329	-0.2546	-0.0854	-0.2307	-0.1076	-0.0016
SP	-0.2421	0.0162	-0.0781	-1.5044	2.3678	-0.0329	-0.0243	-0.1849	-0.2307	0.1227	-0.1011
TO	-0.4736	0.4365	-0.2035	-0.7684	0.5176	-0.0329	-0.3354	-0.1054	-0.2307	-0.1884	-0.0216
média							-0.1470	-0.0838			

Fonte: cálculo dos autores

(a) estimado a partir da equação (19)

(b) diferença entre 2007 e 1995

Tabela 11 – Decomposição da variação da pobreza, modelo com elasticidade crescimento e desigualdade da pobreza, P1

Estados	$\Delta P_1^{(a)}$	g_i	ϕ_i	$\beta_i (P_1)^{(a)}$	$\delta_i (P_1)^{(a)}$	$\gamma_i - \gamma_0^{(b)}$	$\beta_i \cdot g_i$	$\delta_i \cdot \phi_i$	$(\beta_i \cdot g_i)_m + (\delta_i \cdot \phi_i)_m$	$\beta_i \cdot g_i - (\beta_i \cdot g_i)_m$	$\delta_i \cdot \phi_i - (\delta_i \cdot \phi_i)_m$
AC	0.2703	-0.2099	0.0725	-0.8773	1.1051	0.0060	0.1842	0.0801	-0.3092	0.3736	0.1998
AL	-0.1595	0.0944	-0.0903	-0.7878	1.0104	0.0060	-0.0743	-0.0912	-0.3092	0.1152	0.0285
AM	0.1007	-0.1591	-0.0470	-1.0512	1.5431	0.0060	0.1672	-0.0726	-0.3092	0.3567	0.0471
AP	0.0110	-0.0545	-0.0339	-1.1896	1.7674	0.0060	0.0648	-0.0598	-0.3092	0.2543	0.0598
BA	-0.3385	0.2519	-0.1158	-0.9274	0.9581	0.0060	-0.2336	-0.1110	-0.3092	-0.0441	0.0087
CE	-0.3071	0.1743	-0.1738	-0.8061	0.9932	0.0060	-0.1405	-0.1726	-0.3092	0.0490	-0.0529
DF	-0.2265	0.2583	0.0794	-1.5777	2.2027	0.0060	-0.4075	0.1750	-0.3092	-0.2180	0.2947
ES	-0.6531	0.1979	-0.1865	-1.6034	1.8328	0.0060	-0.3173	-0.3417	-0.3092	-0.1278	-0.2221
GO	-0.7007	0.3604	-0.0717	-1.6269	1.6811	0.0060	-0.5863	-0.1205	-0.3092	-0.3968	-0.0008
MA	-0.3260	0.3969	-0.0559	-0.7224	0.8096	0.0060	-0.2868	-0.0453	-0.3092	-0.0973	0.0744
MG	-0.5878	0.1787	-0.1695	-1.3307	2.1004	0.0060	-0.2378	-0.3561	-0.3092	-0.0483	-0.2364
MS	-0.5036	0.3555	0.0319	-1.5977	1.8291	0.0060	-0.5680	0.0583	-0.3092	-0.3785	0.1780
MT	-0.4774	0.1934	-0.0930	-1.5631	1.9472	0.0060	-0.3023	-0.1811	-0.3092	-0.1128	-0.0614
PA	-0.1693	0.0297	-0.1069	-1.1200	1.3285	0.0060	-0.0333	-0.1420	-0.3092	0.1562	-0.0223
PB	-0.2552	0.2140	-0.0487	-0.9233	1.3060	0.0060	-0.1976	-0.0636	-0.3092	-0.0081	0.0561
PE	-0.1627	0.1406	-0.0421	-0.8665	1.1134	0.0060	-0.1218	-0.0469	-0.3092	0.0677	0.0728
PI	-0.4007	0.5576	0.0182	-0.7552	0.7901	0.0060	-0.4211	0.0144	-0.3092	-0.2316	0.1341
PR	-0.7308	0.2972	-0.1244	-1.5494	2.2210	0.0060	-0.4605	-0.2764	-0.3092	-0.2710	-0.1567
RJ	-0.2930	0.0827	-0.0592	-1.7063	2.6660	0.0060	-0.1412	-0.1579	-0.3092	0.0483	-0.0382
RN	-0.3018	0.2306	-0.0876	-0.9330	1.0572	0.0060	-0.2151	-0.0926	-0.3092	-0.0256	0.0270
RO	-0.0303	-0.2487	-0.1767	-1.2010	1.8964	0.0060	0.2987	-0.3351	-0.3092	0.4882	-0.2154
RR	0.8139	-0.4072	0.2000	-0.7817	2.4475	0.0060	0.3183	0.4896	-0.3092	0.5078	0.6093
RS	-0.4312	0.1106	-0.1374	-1.2408	2.1834	0.0060	-0.1372	-0.3000	-0.3092	0.0523	-0.1804
SC	-0.9750	0.2396	-0.1698	-2.0532	2.8796	0.0060	-0.4919	-0.4891	-0.3092	-0.3024	-0.3694
SE	-0.4494	0.3180	-0.1123	-1.0331	1.1298	0.0060	-0.3285	-0.1269	-0.3092	-0.1390	-0.0072
SP	-0.2677	0.0162	-0.0781	-1.4827	3.1992	0.0060	-0.0240	-0.2498	-0.3092	0.1655	-0.1301
TO	-0.6337	0.4365	-0.2035	-0.9689	1.0655	0.0060	-0.4229	-0.2169	-0.3092	-0.2334	-0.0972
média							-0.1895	-0.1197			

Fonte: cálculo dos autores

(a) estimado a partir da equação (19)

(b) diferença entre 2007 e 1995

Tabela 12 – Decomposição da variação da pobreza, modelo com elasticidade crescimento e desigualdade da pobreza, P2

Estados	$\Delta P_2^{(a)}$	g_i	ϕ_i	$\beta_i (P_2)^{(a)}$	$\delta_i (P_2)^{(a)}$	$\gamma_1 - \gamma_0^{(b)}$	$\beta_i \cdot g_i$	$\delta_i \cdot \phi_i$	$(\beta_i \cdot g_i)_m + (\delta_i \cdot \phi_i)_m$	$\beta_i \cdot g_i - (\beta_i \cdot g_i)_m$	$\delta_i \cdot \phi_i - (\delta_i \cdot \phi_i)_m$
AC	0.2718	-0.2099	0.0725	-0.8502	0.7977	0.0355	0.1785	0.0578	-0.3485	0.3878	0.1970
AL	-0.1505	0.0944	-0.0903	-0.9186	1.1004	0.0355	-0.0867	-0.0994	-0.3485	0.1227	0.0398
AM	0.1396	-0.1591	-0.0470	-1.2285	1.9421	0.0355	0.1954	-0.0914	-0.3485	0.4048	0.0478
AP	0.0240	-0.0545	-0.0339	-1.1691	2.2205	0.0355	0.0637	-0.0752	-0.3485	0.2730	0.0639
BA	-0.3718	0.2519	-0.1158	-1.0556	1.2209	0.0355	-0.2659	-0.1414	-0.3485	-0.0565	-0.0023
CE	-0.3346	0.1743	-0.1738	-0.8993	1.2275	0.0355	-0.1568	-0.2134	-0.3485	0.0526	-0.0742
DF	-0.2119	0.2583	0.0794	-1.6952	2.3977	0.0355	-0.4379	0.1905	-0.3485	-0.2285	0.3296
ES	-0.6657	0.1979	-0.1865	-1.6434	2.0165	0.0355	-0.3252	-0.3760	-0.3485	-0.1159	-0.2369
GO	-0.7204	0.3604	-0.0717	-1.7441	1.7783	0.0355	-0.6285	-0.1274	-0.3485	-0.4191	0.0117
MA	-0.3352	0.3969	-0.0559	-0.7899	1.0224	0.0355	-0.3135	-0.0572	-0.3485	-0.1042	0.0820
MG	-0.6386	0.1787	-0.1695	-1.4464	2.4516	0.0355	-0.2584	-0.4156	-0.3485	-0.0491	-0.2765
MS	-0.5339	0.3555	0.0319	-1.7798	1.9857	0.0355	-0.6327	0.0633	-0.3485	-0.4233	0.2025
MT	-0.5087	0.1934	-0.0930	-1.7310	2.2513	0.0355	-0.3348	-0.2094	-0.3485	-0.1254	-0.0703
PA	-0.1690	0.0297	-0.1069	-1.3235	1.5452	0.0355	-0.0393	-0.1652	-0.3485	0.1700	-0.0260
PB	-0.2703	0.2140	-0.0487	-1.0629	1.6086	0.0355	-0.2275	-0.0783	-0.3485	-0.0181	0.0608
PE	-0.1632	0.1406	-0.0421	-0.9939	1.4015	0.0355	-0.1397	-0.0590	-0.3485	0.0697	0.0801
PI	-0.4526	0.5576	0.0182	-0.9095	1.0467	0.0355	-0.5071	0.0190	-0.3485	-0.2977	0.1582
PR	-0.7732	0.2972	-0.1244	-1.6286	2.6097	0.0355	-0.4840	-0.3247	-0.3485	-0.2746	-0.1856
RJ	-0.2404	0.0827	-0.0592	-1.5757	2.4580	0.0355	-0.1304	-0.1455	-0.3485	0.0790	-0.0064
RN	-0.3047	0.2306	-0.0876	-1.0705	1.0654	0.0355	-0.2468	-0.0934	-0.3485	-0.0375	0.0458
RO	-0.0363	-0.2487	-0.1767	-1.2581	2.1776	0.0355	0.3130	-0.3848	-0.3485	0.5223	-0.2456
RR	0.9281	-0.4072	0.2000	-0.6928	3.0518	0.0355	0.2821	0.6105	-0.3485	0.4915	0.7496
RS	-0.4173	0.1106	-0.1374	-1.0797	2.4266	0.0355	-0.1194	-0.3335	-0.3485	0.0900	-0.1943
SC	-1.0082	0.2396	-0.1698	-1.9966	3.3288	0.0355	-0.4783	-0.5654	-0.3485	-0.2690	-0.4262
SE	-0.5060	0.3180	-0.1123	-1.2182	1.3721	0.0355	-0.3874	-0.1541	-0.3485	-0.1780	-0.0150
SP	-0.2815	0.0162	-0.0781	-1.3202	3.7865	0.0355	-0.0213	-0.2956	-0.3485	0.1880	-0.1565
TO	-0.7205	0.4365	-0.2035	-1.0635	1.4339	0.0355	-0.4642	-0.2919	-0.3485	-0.2548	-0.1527
média							-0.2094	-0.1391			

Fonte: cálculo dos autores

(a) estimado a partir da equação (19)

(b) diferença entre 2007 e 1995

5. CONCLUSÃO

Este artigo teve por objetivo estimar as elasticidade 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 2007, exceto 2000, dados para medidas de pobreza P0, P1 e P2, renda média *per capita* e coeficiente de gini. Para não ocorrer em erros de especificações testou-se modelos usando elasticidades distintas para estados os estados, estimações por *pooled least squared*, dados em painel com efeito fixo e efeito aleatório. 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 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).

Os resultados apontam para uma grande disparidade inter-estadual nas elasticidades crescimento da pobreza. Destaca-se como os mais elásticos: SC (1,9), RJ (1,6) e SP (1,5) para P0; SC (2,5), MS (1,6) e GO (1,6) para P1; SC (2,0), MS (1,8) e MT (1,7) para P2. Destaca-se com os menos elásticos: AL (0,5), PI (0,5) e PE (0,7) para P0; AL (0,8), PI (0,7) e RO (0,7) para P1; MA (0,8), RR (0,7), AC (0,8) para P2. 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 P0). 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 P0). Resultado muito similar é encontrado para P1 e P2.

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, Third 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.
- DATT, Gaurav; RAVALLION, Martin. Is India's economic growth leaving the poor behind? *Journal of Economic Perspectives*, v.16, n. 3, p. 89-108, 2002.
- 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.
- KAKWANI, N. **On measuring growth and inequality components of poverty with application to Thailand**. Sidney: University of New South Wales, 1997. (Discussion paper; 16).
- 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.
- RAVALLION, Martin. Can high-inequality developing countries escape absolute poverty? **Economic Letters**, v. 56, n. 1, p. 51-57, Sept. 1997.
- RAVALLION, Martin; CHEN, Shaohua. Measuring pro-poor growth. **Economic Letters**, v. 78, n. 1, p. 93-99, Jan. 2003.
- RAVALLION, Martin; DATT, Gaurav. **Why has economic growth been more pro-poor in some states of India than others?** World Bank, Washington, 1999.
- ROCHA, Sonia. Estimacão de linhas de indigência e de pobreza: opções metodológicas no Brasil. In: HENRIQUES, Ricardo (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p.685-718.
- SHORROCKS, Anthony F. **Decomposition procedures for distributional analysis: a unified framework based on the Shapley value**. University of Essex, 1999. Mimeogr.
- SILVEIRA NETO, Raul da Mota. Quão pró-pobre tem sido o crescimento econômico no Nordeste? Evidências para o período 1991-2000. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 36, n. 4, p. 483-507, out./dez. 2005.
- SOLOW, R.M. A contribution to the theory of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**. 1956. v.70, p.65-94
- SON, Hyun H. **A note on pro-poor growth**. School of Economics of Macquarie University, 2003. Sidney.
- SWAN, T. W. Economic growth and capital acumulation. **Economic Record**. 1956. v.32, n 13, p.334-361.

APÊNDICE TÉCNICO

A1) Decomposição espectral da matriz de var-cov na estimação por efeito aleatório específico tanto por unidade de corte, i , como por tempo, t

Ao supor-se um modelo com efeito aleatório, está-se assumindo que $\alpha_i \sim iid(0, \sigma_\alpha^2)$, $\gamma_t \sim iid(0, \sigma_\gamma^2)$, $v_{it} \sim iid(0, \sigma_v^2)$, além de α_i e γ_t distribuírem-se independentemente de v_{it} . Considerando que $\varepsilon = Z_\alpha \alpha + Z_\gamma \gamma + v$, $E_N = I_N - \bar{J}_N$, $E_T = I_T - \bar{J}_T$, $Z_\alpha = (I_N \otimes \mathbf{1}_T)$ e $Z_\gamma = (\mathbf{1}_N \otimes I_T)$, a matriz de var-cov é definida por,

$$\begin{aligned} \Omega &= E(\varepsilon \varepsilon') = Z_\alpha E(\alpha \alpha') Z_\alpha' + Z_\gamma E(\gamma \gamma') Z_\gamma' + E(vv') \\ &= \sigma_\alpha^2 Z_\alpha Z_\alpha' + \sigma_\gamma^2 Z_\gamma Z_\gamma' + \sigma_v^2 (I_N \otimes I_T) \\ &= T \sigma_\alpha^2 (I_N \otimes \bar{J}_T) + N \sigma_\gamma^2 (\bar{J}_N \otimes I_T) + \sigma_v^2 (I_N \otimes I_T) \end{aligned} \quad (A.1)$$

Com algumas manipulações algébricas, a equação (A.1) torna-se,

$$\begin{aligned} \Omega &= \sigma_v^2 (E_N \otimes E_T) + (T \sigma_\alpha^2 + \sigma_v^2) (E_N \otimes \bar{J}_T) + (N \sigma_\gamma^2 + \sigma_v^2) (\bar{J}_N \otimes E_T) + (T \sigma_\alpha^2 + N \sigma_\gamma^2 + \sigma_v^2) (I_N \otimes I_T) \\ \Omega &= \lambda_1 Q_1 + \lambda_2 Q_2 + \lambda_3 Q_3 + \lambda_4 Q_4 \end{aligned} \quad (A.2)$$

em que $\lambda_1 = \sigma_v^2$; $\lambda_2 = (T \sigma_\alpha^2 + \sigma_v^2)$; $\lambda_3 = (N \sigma_\gamma^2 + \sigma_v^2)$; $\lambda_4 = (T \sigma_\alpha^2 + N \sigma_\gamma^2 + \sigma_v^2)$; $Q_1 = (E_N \otimes E_T)$; $Q_2 = (E_N \otimes \bar{J}_T)$; $Q_3 = (\bar{J}_N \otimes E_T)$; $Q_4 = (I_N \otimes I_T)$.

$$\Omega = \sum_{j=1}^4 \lambda_j Q_j \quad (A.3)$$

Assim, λ_j é a j -ésima raiz características e Q_j é o autovetor correspondente de Ω , com $j = 1, \dots, 4$. Note que λ_j tem multiplicidade $(N-1)(T-1)$, $(N-1)$, $(T-1)$ e 1 com $j = 1$, $j = 2$, $j = 3$, $j = 4$, respectivamente.

Baltagi (2005) afirma que a grande vantagem dessa decomposição espectral é que,

$$\Omega^r = \sum_{j=1}^4 \lambda_j^r Q_j, \quad \forall r \in R \quad (A.4)$$

Logo, para $r = -1$ tem-se,

$$\begin{aligned} \Omega^{-1} &= \sum_{j=1}^4 \frac{1}{\lambda_j} Q_j \\ \Rightarrow \Omega^{-1/2} &= \sum_{j=1}^4 \frac{1}{\lambda_j^{-1/2}} Q_j \Rightarrow \end{aligned} \quad (A.5)$$

Pré-multiplicando (A.5) por σ_v^2 , tem-se,

$$\sigma_v \Omega^{-1/2} = \sum_{j=1}^4 \frac{\sigma_v}{\lambda_j^{-1/2}} Q_j \quad (\text{A.5})$$

e assim, um típico elemento de $\dot{y} = \sigma_v \Omega^{-1/2} \dot{y}_{it}$ é $\dot{y}_{it} = y_{it} - \theta_1 \bar{y}_{i\cdot} - \theta_2 \bar{y}_{\cdot t} + \theta_3 \bar{y}_{\cdot\cdot}$, em que $\theta_1 = 1 - (\sigma_v / \lambda_2^{1/2})$, $\theta_2 = 1 - (\sigma_v / \lambda_3^{1/2})$ e $\theta_3 = \theta_1 + \theta_2 - (\sigma_v / \lambda_4^{1/2}) - 1$.

Pré-multiplicando a equação (5) por (A.5), e estimando por OLS, obter-se-á