

SOBRE A QUALIDADE DO CRESCIMENTO ECONÔMICO NO BRASIL DE 1995 A 2008

**UMA ANÁLISE COMPARATIVA ENTRE ESTADOS E
REGIÕES BRASILEIRAS**

Autores

Jonathan de Souza Matias

Mestre em Economia
Pesquisador LEP

Flávio Ataliba F. D. Barreto

Coordenador do LEP
Professor CAEN/UFC

Márcio Antônio Salvato

Professor IBMEC-MG
Pesquisador LEP

Ensaio Sobre Pobreza Nº 22

Março de 2010



**Laboratório de Estudos da Pobreza
CAEN - UFC**

SUMÁRIO EXECUTIVO

Essa pesquisa tem como objetivo central qualificar o tipo de crescimento econômico ocorrido no Brasil, Regiões e Unidades da Federação de 1995 a 2008. É feita também uma análise para os sub-períodos 1995-2002 (FHC) e 2002-2008 (LULA). O interesse foi investigar se o crescimento econômico observado nesses períodos foi em favor dos mais pobres, dos não pobres, empobrecedor ou o chamado *Trickle-Down*, em que ocorre aumento da renda média da economia com redução na pobreza, mas com piora na desigualdade. Para esse fim, foram utilizadas três metodologias distintas: (i) O Cálculo de Elasticidades Crescimento-Pobreza e Desigualdade-Pobreza; (ii) A Utilização da Curva de Crescimento-Pobreza; e; (iii) O Cálculo do Índice de Crescimento Pró-Pobre. A base de dados utilizada foi a PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios) do IBGE para os anos de 1995 até 2008 (exceto 2000), excluindo a Região Norte por problema de consistência de dados. Como variável de análise, foi utilizada a renda domiciliar *per capita* e a linha de pobreza foi calculada a partir de Rocha (1997), utilizando como referência $\frac{1}{2}$ salário mínimo regionalizado.

A primeira metodologia, baseada em Ravallion e Datt, 1999, qualifica o crescimento econômico “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. Utilizando esse procedimento verificou-se que praticamente em todos os estados brasileiros, o crescimento foi pró-pobre, com exceção dos estados do Nordeste onde a elasticidade crescimento-pobreza foi menor que 1. Sergipe, entretanto apresentou um padrão pró-pobre.

Na segunda metodologia, que é proposta por Son (2003), constata-se que no período FHC, o Brasil como um todo, as regiões Sul e Sudeste são pró-pobre, com exceção de São Paulo (Indefinido) e Rio Grande do Sul (*Trickle-Down*). O destaque novamente fica com os estados do Nordeste, pelo alto número de indefinições na qualidade de crescimento, sendo apenas o Ceará nesse período pró-pobre. Já no período Lula, verifica-se que o Brasil, as regiões e a maioria dos estados foram pró-pobres. A exceção, novamente, são estados no Nordeste, continuando o Ceará ser pró-pobre. Por fim, na soma de resultados, considerando o período completo, o Brasil, as regiões e quase todos os estados novamente foram pró-pobres.

Na terceira e última metodologia, sugerida por Kakwani e Pernia (2000), o Brasil e suas Regiões (exceto Centro-Oeste) são classificados com pró-pobres nos três períodos de análise (FHC, Lula e período completo). Com relação aos Estados, os resultados são distintos entre as regiões Sul-Sudeste e Nordeste-Centro-Oeste. No primeiro grupo, verifica-se que há um completo domínio de crescimentos pró-pobre, em todas as UF's das duas regiões e em todos os períodos (exceto São Paulo). Considerando o segundo grupo, todos os Estados são pró-pobres no período Lula. Um ponto importante que se verificou é que apesar das metodologias serem distintas, as três convergem para um mesmo resultado considerando o período todo para o Brasil como sendo pró-pobre. Mas no Nordeste, essa tendência foi verificada ser menos intensa que as outras regiões do país. Esse fato evidencia que o Nordeste teve menos capacidade de reduzir a pobreza que as outras regiões do país.

APOIO A ESSA PESQUISA:



1 INTRODUÇÃO

Muitos são os modelos que tentam explicar e desenvolver métodos para entender os determinantes do processo de crescimento em uma economia, tais como os modelos de Harrod, Domar, Kaldor, Solow e Pasinetti, etc (SIMONSEN e CYSNE, 1989). Nessa linha de pesquisa, desenvolveu-se a literatura que tem como núcleo a “riqueza das nações”. Nesse contexto, outras questões surgem além daquelas que explicam os determinantes da renda, tais como a necessidade de se entender como a renda é distribuída entre as diversas camadas da população. De uma forma geral, parte-se do princípio de que o acesso da população a renda se dá por meio do mercado, como por exemplo, os trabalhadores oferecendo sua mão-de-obra em troca de salário e comprando bens das empresas e pagando impostos com ele. Dessa maneira, a economia de mercado possibilita seu acesso à renda e quando houver, ao seu crescimento. Contudo, as alocações eficientes nem sempre são equitativas, podendo, portanto, ocorrer a concentração da renda nas mãos de poucos, como já é bem discutido na literatura (ROCHA, 2000, etc.)

Nesse sentido, tem crescido 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 da desigualdade e da pobreza.

Para tentar entender as relações entre as três variáveis, várias são as análises propostas. Dentre a literatura internacional, existem aqueles que tentam explicar a efetividade do crescimento em reduzir a pobreza em termos absolutos (e.g. RAVALLION E DATT, 1999; BESLEY, BUGUESS e VOLART, 2006, dentre outros). Por outro lado existem aqueles que afirmam que o crescimento foi efetivo em reduzir a pobreza se houve ganho relativo por parte dos pobres, isto é, acompanhado de redução na desigualdade (e.g. KAKWANI e PERNIA, 2000; RAVALLION E CHEN, 2003; SON, 2003; SON, 2007, dentre outros). E principalmente estes últimos necessitam algumas vezes de fazer antes uma decomposição da variação da pobreza, que também já foi palco de estudo por outros autores (e.g. RAVALLION e DATT, 1992; SHORROCKS, 1999; BAYE, 2004; dentre outros).

Com relação à literatura nacional, o que mais se observa são aplicações empíricas, sobretudo as propostas na literatura internacional. Assim, muitos são os autores nacionais que se destacam tanto na análise absoluta quanto relativa (SILVEIRA NETO, 2005; MANSO, BARRETO E TEBALDI, 2006; KAKWANI, NERI, SON; 2006; FORTUNATO, 2007; SALVATO, 2008, dentre outros)

O objetivo dessa pesquisa é qualificar o tipo de crescimento do Brasil, regiões e unidades da federação no período FHC (1995-2002), Lula (2002-2008) e período todo (1995-2008), sob a ótica de ser em favor dos pobres, não pobres ou o chamado *Trickle-Down*, que é crescimento com redução na pobreza mas piora na desigualdade. Para isto foram utilizadas 3 metodologias, quais sejam: (i) Elasticidade crescimento e desigualdade da pobreza e decomposições usando o modelo proposto por Ravallion e Datt (1999) e com as modificações propostas por Besley, Burgess e Volart (2005); (ii) *Poverty Growth Curve* proposto por Son (2003); e (iii) Índice de crescimento-pobreza proposto por Kakwani e Pernia (2000) depois de fazer a decomposição de Shapley segundo Shorrocks (1999).

Além desta introdução, este trabalho tem mais 4 seções. Na segunda seção, discute-se as técnicas de mensuração do nível de distribuição da renda e os índices que medem a pobreza. No caso da desigualdade tem-se uma discussão dos métodos, e explicado o porquê da utilização do índice de Gini e da curva de Lorenz no trabalho. E em relação à pobreza, discute-se exaustivamente as qualidades de vários indicadores, além de uma explicação prévia sobre linhas de pobreza e indicadores aditivamente separáveis. E finalmente, explica-se os motivos de se utilizar os indicadores propostos por Foster, Geer e Thorbecke (1984), isto é, a classe dos indicadores $FGT(\alpha)$.

Na seção 3, estão expostas as três metodologias propostas para alcança o objetivo. No primeiro modelo, proposto por Ravallion e Datt (1999) com as modificações de Besley, Burgess e Volart (2005), calcula-se a elasticidade pobreza do crescimento, por meio de uma regressão usando os dados empilhados, fazendo os devidos testes para verificar se os coeficientes, tanto de inclinação quanto de intercepto, devem ser os mesmos para todas as unidades da federação ou distintos. Depois de calculadas as elasticidades, realizou-se a decomposição da variação da pobreza estimada em cada unidade da federação, com o objetivo de identificar sua “capacidade” de reduzir a pobreza por três vias: (i) taxa de crescimento relativa; (ii) redução da desigualdade relativa; (iii) maior elasticidade crescimento da pobreza; e (iv) maior elasticidade desigualdade da pobreza. A relação feita nos 4 refere-se às demais unidades da federação. Note que as 4 opções não são mutuamente exclusivas, e feita a decomposição é possível verificar qual unidade de corte tem “alta” ou “baixa” capacidade de reduzir sua pobreza (sob a ótica das 4 opções).

O segundo é a *Poverty Growth Curve* (PGC) proposto por Son (2003), onde estima-se tal curva por meio da curva de Lorenz Ordinal (LO). A curva PGC é a soma da taxa de crescimento com a diferença de duas curvas de LO valorada em dois período para uma mesma unidade de corte. Desta

forma, é possível verificar se a soma do efeito crescimento (ou recessão, ou estagnação) com o efeito redistribuição são positivos, e se este último é maior do que o primeiro. Afirma Son (2003) que esta metodologia é melhor do que a *Growth Incidence Curve* (GIC) proposta por Ravallion e Chen (2003), por ser de dominância estocástica de segunda ordem.¹

E o último modelo é o *Pro-poor Growth Index*, ou Índice de Crescimento pró-pobre, proposto por Kakwani e Pernia (2000). Neste, decompõe-se a variação da pobreza por meio da decomposição de Shapley proposta por Shorrocks (1999) e mais explicada por Baye (2004). Assim, é possível obter os efeitos do crescimento e da mudança na desigualdade “puros” sobre a variação da pobreza. Feita a decomposição, é calculada a elasticidade da pobreza com relação ao crescimento, pela razão do indicador de pobreza (decomposto) sobre a taxa de crescimento. Finalmente, o índice proposto por Kakwani e Pernia (2000) é a razão da elasticidade pobreza do crescimento sobre o “efeito puro do crescimento” (parte da variação da pobreza explicada puramente pelo crescimento/taxa de crescimento).

Na seção 4 é feita uma análise da base de dados, explicando antes os problemas existentes nas PNAD's (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios). Assim, as bases dados utilizada no trabalho foram as PNAD's extraídos por domicílios, no período compreendido de 1995 à 2008. Delas foram retiradas a renda domiciliar e a quantidade de membros nas famílias, além dos pesos e unidades da federação a qual pertence. Por meio desses, calculou-se para o Brasil, suas regiões e unidades da federação os índices de Gini, Theil-T, Theil-L (anexo A) e curva de Lorenz Ordinal (anexo B) para medir a desigualdade entre os domicílios. Calculou-se também os índices de pobreza $FGT(0)$, $FGT(1)$ e $FGT(2)$, que são a proporção de pobres, a intensidade da pobreza e a perversidade da pobreza, respectivamente. Estes foram calculados usando a linha de pobreza proposta por Rocha (1997).

Finalmente, na seção 5 estão compreendidos os resultados dividido em três seções de acordo com a metodologia utilizada. Na primeira metodologia, como principal resultado verifica-se que os indicadores de pobreza do Brasil são elásticos em relação ao seu crescimento. Contudo os estados do Nordeste são, em sua maioria, inelásticos Este resultado está em conformidade com o obtido por Silveira Neto (2005).

Na segunda metodologia, foram estimadas as curvas de Lorenz (anexo B) e, por meio delas, calculou-se as PGC's para o Brasil, regiões e estados (este último no anexo E e as tabelas com os valores no anexo G). Com principal resultado, destaca-se que o Brasil e todas as suas regiões ficam classificados como pró-pobres no período Lula (2002-2008) e no período todo (1995-2008). Contudo, no período FHC (1995-2002), as regiões Centro-Oeste e Nordeste são *Trickle-Down*. O destaque fica com os estados, principalmente do Nordeste, pois foram os que apresentaram maiores divergências nos dois períodos. Mas

¹ A questão de dominância estocástica de primeira e segunda ordem são explicadas na subseção 2.2.1 na seção 2.

principalmente no período FHC, onde tem-se um número excessivo de classificação do crescimento como “indefinido”, pois há classes de renda que são mais beneficiadas do que outras, e *Trickle-Down*, onde há melhora no indicador de pobreza mas acompanhado de piora na distribuição da renda domiciliar *per capita*.

Na terceira e última metodologia verifica-se uma similaridade na classificação do crescimento nos três indicadores, algo não observado nos outros casos. Além disso, mais uma vez destaca-se a região Nordeste, com classificações de seus estados abaixo do que foi observado em nível nacional.

E embora não seja objetivo do trabalho, como um dos resultados, verificou-se que as três metodologias convergem para o fato da região Nordeste e de seus estados não estarem reduzindo os indicadores de pobreza ao comparar com os demais que foram analisados no país. Com efeito, se nada for feito pelo setor público, o que os dados mostram é que há uma tendência de formação de uma espécie de “clubes de convergência de pobreza”, onde de um lado deve-se ter a região Nordeste (e seus estados) e de outro as demais regiões (e seus estados).²

E embora a base de dados denota alguns problemas, tomando certos cuidados, foi possível obter resultados satisfatórios e que convergissem na mesma direção que estudos já feitos em nível nacional (e.g., BARROS, HENRIQUES E MENDONÇA, 2000; MANSO, BARRETO e TEBALDI, 2006; SALVATO, MESQUITA e ARAÚJO Jr., etc.) e internacional (KAKWANI E PERNIA, 2000; SON, 2003; BESLEY, BURGESS e VOLART, 2005, etc.).

² Ressalta-se que a região Norte e seus estados não fazem parte da análise. A explicação do porquê está explicitamente descrita na seção 4, quando faz-se uma nota sobre as PNAD's.

2 CONCEITOS E TÉCNICAS DE MENSURAÇÃO DA POBREZA E DESIGUALDADE

2.1 Distribuição da renda e mensuração da desigualdade

A desigualdade está intimamente relacionada com o grau de dispersão de uma variável aleatória: a renda. Dessa maneira, supõe-se que essa variável tenha uma distribuição e o formato de sua curva descreve como ela é distribuída. Se é uma distribuição normal, então a desigualdade tem ligação íntima com o parâmetro do desvio padrão. Caso contrário poderá ter alguma ligação com a assimetria e a curtose da curva de distribuição (para o caso de uma distribuição contínua). Dessa maneira, o conceito de desigualdade é eminentemente relativo, sendo considerado o oposto do conceito de igualdade por alguns autores na literatura, tal como Prates e Waynman (1996). Os mesmos afirmam que a distribuição dos dados é desigual, do ponto de vista estatístico, se concorda com um critério previamente estipulado. A repartição de uma variável é justa ou injusta de acordo com a repartição teórica que se pode derivar a partir da aplicação de uma norma em que se expressa o critério de equidade utilizado (PRATES e WAYJNMAN, 1996). Logo, define-se os critérios a serem seguidos pela distribuição e elabora-se um indicador como forma de mostrar qual o grau de desigualdade na distribuição dos dados.³

Em particular para a distribuição da renda, foi utilizando este conceito estatístico que iniciou-se a busca por definir um indicador matemático que demonstrasse se sua distribuição é desigual e caso seja, em que grau se encontra. Muitos indicadores de desigualdade tornaram-se universais na literatura. Mas antes de descrevê-los, Prates e Waynman (1996) afirmam que para que um indicador seja “bom” e estatisticamente significativo de forma a mensurar e evidenciar a desigualdade, este deve seguir 5 (cinco) requisitos mínimos, os quais são descritos abaixo.

1. Ser sensível a mudanças de escala ou transformações proporcionais;
2. Ser sensível à mudança no tamanho da população;
3. Captar a transferência de renda dos ricos para os pobres quando esta ocorrer;
4. Maior sensibilidade à transferência de renda entre as pessoas situada na cauda inferior da distribuição (do que as transferências de renda em outras partes);

³ É preciso enfatizar aqui que alguns autores afirmam que o conceito de desigualdade está além de desigualdade de renda, havendo também a desigualdade de possibilidade de acesso a outros recursos necessários a vida humana. Contudo, utiliza-se apenas esse conceito devido a disponibilidade de dados e por ser o método mais utilizado na literatura.

5. Ser decomponível em duas partes (aditivamente separável), de forma que uma mostrará a desigualdade entre as regiões, enquanto a outra mostrará a desigualdade interna da região.

2.1.1 Coeficiente de variação

Seja Y uma variável aleatória discreta representando a renda com distribuição $y_i = (y_1, \dots, y_n)$ e $\bar{y} = \sum_{i=1}^n y_i / n$ a média populacional, supostamente conhecida, em que n é o número total de indivíduos na sociedade. A variância (V), ou o primeiro momento, é definida na equação (2.1).

$$V = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \quad (2.1)$$

Segundo Prates e Wayjnman (1996), tal indicador é insensível à mudanças de escala e da média, desrespeitando principalmente o primeiro requisito para um bom indicador. Uma correção proposta é sua normalização, dividindo-o pela média ao quadrado, passando a chamar-se de variância relativa, descrito como:

$$V_R = \frac{1}{n\bar{x}^2} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \quad (2.2)$$

E o coeficiente de variação pode ser definido como a raiz quadrada da variância relativa, apresentado na equação (2.3).⁴

$$CV = \sqrt{V_R} = \sigma / \bar{x} \quad (2.3)$$

Ou seja, o desvio padrão sobre a média. Ainda de acordo com Prates e Wayjnman (1996), este indicador de desigualdade é um bom estimador, mas não capta transferências de renda na parte inferior da distribuição além de não ser decomponível em duas partes, não respeitando o 4º e o 5º requisito.

2.1.2 A variância do Logaritmo das Rendas

⁴ Os conceito estatísticos de variância e coeficiente de variação podem ser vistos em Morettin e Bussab (2003).

A variância do logaritmo das renda é uma outra medida de desigualdade bastante utilizada na literatura, e é descrito na equação (2.4).

$$V_L = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n (\ln y_i - \ln y^*)^2 \quad (2.4)$$

em que $\ln y^* = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n \ln y_i \cong \ln \bar{y}$.

Este indicador mostra a soma da diferença, suavizada pelo logaritmo, da renda do i-ésimo indivíduo e a renda média, dividido pelo número total de pessoas. Este indicador mensura a desigualdade por meio da variância do log da renda. Prates e Wayjnman (1996) afirmam que este está de acordo a 3 requisitos mínimos, não respeitando apenas o 3º e o 5º, isto é, não é sensível a transferência de renda entre ricos e pobres, além de não ser decomponível.

2.1.3 A curva de Lorenz e o índice de Gini

Seja Y uma variável aleatória contínua representando a renda, com CDF (*Cumulative Distribution Function*) $F(y)$, assumindo-se que seja de classe C^2 . Além disso, suponha que a média e variância de Y , definidas por $E(y) = \mu$ e $Var(y) = \sigma^2$, existem e são finitas.

Seguindo o padrão apresentado na literatura, seja p o p-ésimo percentil (mais pobre) acumulado de apropriação da renda como descrito em (2.5) (SON, 2003).

$$p = \int_0^y f(u) du = F(y) \quad (2.5)$$

Usando a notação usual, Beach e Davidson (1983) e Son (2003) definem a curva de Lorenz Ordinal (LO) como:

$$L(p) = \frac{1}{\mu} \int_0^p u f(u) du \quad (2.6)$$

Segundo os mesmos, multiplicando e dividindo a equação (2.6) por p , obtém-se a equação (2.7) e em seguida (2.8).

$$L(p) = \frac{p}{\mu} \int_0^p \frac{uf(u)du}{p} \quad (2.7)$$

$$L(p) = \frac{p}{\mu} \mu_p = \frac{\mu_p p}{\mu} \quad (2.8)$$

em que $\mu_p = E(y \mid y \leq p)$ representa a média da renda do p-ésimo percentil mais pobre.⁵

E de acordo com Son (2003), a curva de LO satisfaz as seguintes propriedades, propostas por Kakwani (1980): (i) $L(p) = 0$ quando $p = 0$; (ii) $L(p) = 1$ quando $p = 1$;

(iii) $\frac{dL(p)}{dp} = \frac{y}{\mu} > 0$ e $\frac{d^2L(p)}{(dp)^2} = \frac{1}{\mu f(y)} > 0$; (iv) $L(p) < p, \forall p \in (0,100)$. E quando $L(p) = p$

tem-se uma perfeita distribuição de renda. Dessa maneira, $L(0) = 0$ e $L(1) = 1$ e é crescente e côncava devido a primeira e a segunda derivadas serem positivas, respectivamente (onde o grau de curvatura, isto é, de concavidade, descreve a distribuição da renda). Logo, a curva de LO descreve a parte acumulada da renda apropriada pelo p-ésimo percentil mais pobre da distribuição (SON, 2003).

Além disso, Shorrocks (1983) afirma que se pode generalizar a curva de LO para o caso em torna-se independente da média, μ , da distribuição da renda. Assim, a curva de Lorenz Generalizada (LG), pode ser representada pela equação (2.9), seguindo a notação de Beach e Davidson (1983) e Son (2003).

$$G(p) = \mu L(p) = \int_0^p uf(u)du \quad (2.9)$$

Note que $G(0) = 0$ e $G(1) = \mu$. A curva de LG reflete, portanto, uma mudança na locação e na escala com relação à curva LO.⁶

Contudo, note que foi necessário definir antes (2.5) para se chegar ao conceito de curva de Lorenz ordinal definido em (2.6). Contudo, Gastwirth (1971) propõe uma nova maneira usando apenas inversa da CDF da renda como: $y(p) = F^{-1}(p)$. Gastwirth (1971) afirma ainda que se pode escrever tal inversa como descrito na equação (2.10), sendo definida na literatura como “*quantile function*”.

⁵ Note que ao dividir a renda ($y = f(u)$) na equação (2.7) por p implica fazer com que a área da integral até p fique igual a 1. Desta forma, pode-se chamar a integral em (2.7) de média dos que estão abaixo de p .

⁶ Uma inferência é feita sobre o estimador da Curva de Lorenz Generalizada. Para mais ver Bishop (1989).

$$F^{-1}(p) = y(p) = \inf\{y : F(y) \geq p\} \quad (2.10)$$

Com efeito, define-se a curva de LO de acordo como:

$$L(p) = \frac{1}{\mu} \int_0^p y(u) du = \mu^{-1} \int_0^p F^{-1}(u) du \quad (2.11)$$

A figura 2.1 é um exemplo típico da curva de LO. Ta curva representa a LO estimada para o Brasil usando como base de dados a PNAD para o ano de 1995. No eixo horizontal, tem-se o percentual acumulado da população que se apropria de um certo percentual acumulado de renda, que é descrito no eixo vertical. Dessa maneira, quanto mais próxima (longe) da reta de 45°, mais (menos) igualitária é a distribuição da renda. Como pode-se perceber, esta curva é uma representação “visual” do nível de distribuição da renda. Assim, de acordo com a figura 2.1, os 60% mais pobres (valor 6 no eixo horizontal) se apropriam de menos do que 20% da renda (valor 2 no eixo vertical), demonstrando um alto grau de perversidade de distribuição da renda (BARROS, HENRIQUES e MENDONÇA, 2000).⁷

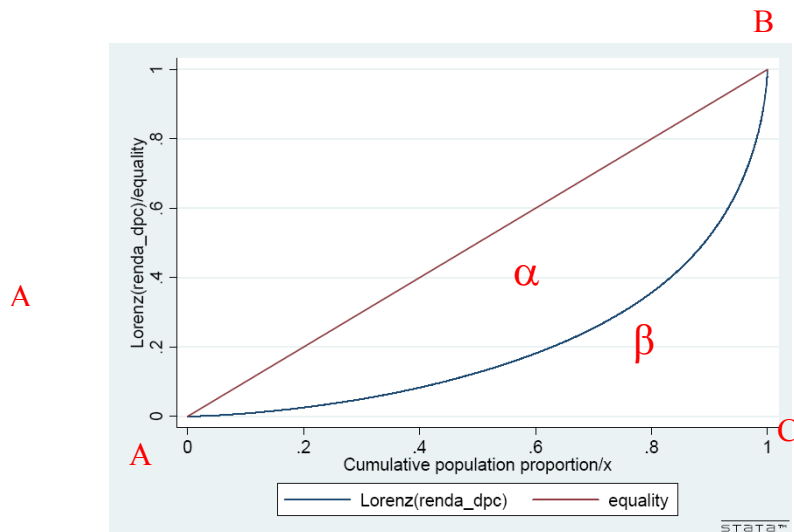


Figura 2.1: Curva de Lorenz Ordinal estimada para o Brasil – 1995.⁸
Fonte: Feito pelo autor

Segundo Barros, Henriques e Mendonça (2000), o “índice de Gini” é uma boa medida de estimação da desigualdade baseado na curva de LO, sendo um dos indicadores mais utilizados na literatura. Seu valor pode ser obtido por meio da divisão da área entre a curva e a reta AB (α) pela área do triângulo ABC ($\alpha + \beta$) na figura (2.1).

⁷ As estimativas para a curva de LO para o Brasil, regiões e unidades da federação para os anos de 1995, 2002 e 2008 foram calculadas usando a base de dados, as quais encontram-se no anexo B deste trabalho.

⁸ Usando como base de dados a PNAD de 1995.

Algebricamente, pode-se definir o índice de Gini como descrito na equação (2.12).

$$Gini = \frac{(\alpha + \beta) - \beta}{\alpha + \beta} = \frac{\frac{1}{2} - \int_0^1 L(p) dp}{\frac{1}{2}} = 1 - 2 \int_0^1 L(p) dp \quad (2.12)$$

2.1.4 Os índices de Theil

“Os índices de Theil derivam da noção de entropia na teoria da informação pela qual a quantidade de informação recebida de um evento E é inversamente proporcional à sua probabilidade de ocorrência ρ ” (PRATES e WAYJNMAN,1996, p.29). Desta forma, os índices de Theil são um caso particular do que é conhecido na literatura como “Entropia Generalizada”, ou simplesmente $EG(\alpha)$, onde $\alpha = -1, 0, 1, 2$.⁹ Assim, segundo Ferreira e Litchfield (2000), sendo Y novamente uma variável aleatória discreta, os índices L e T de Theil podem ser definidos como:

$$EG(0) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln\left(\frac{y_i}{y^*}\right) = Theil - L \quad (2.13)$$

$$EG(1) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{y^*} \ln\left(\frac{y_i}{y^*}\right) = Theil - T \quad (2.14)$$

em que y^* é a renda *per capita*. Conforme Prates e Wayjnman (1996), no extremo, um índice de Theil-T igual à 0 (zero) significa que há perfeita igualdade e a melhor distribuição de renda possível. E a pior distribuição, em que apenas um indivíduo detém seu valor máximo, o índice de Theil-T obtém um valor igual $\ln(n)$. No que tange ao índice de Theil-L, quando há a melhor distribuição também é igual a 0 (zero), mas o valor máximo não pode ser obtido. O resumo de ambos os casos estão descritos na equação (2.15).

$$\begin{aligned} 0 &\leq Theil - T \leq \ln(n) \\ 0 &\leq Theil - L < \infty \end{aligned} \quad (2.15)$$

Segundo Prates e Wayjnman (1996) o índice de Theil-L é a melhor estimativa

⁹ Para mais sobre “Entropia Generalizada”, ver Prates e Wayjnman (1996) ou Ferreira e Litchfield (2000).

dentre todos os índices mais utilizados na literatura, dado que além de estar de acordo com todos os requisitos para um bom estimador (descrito no início dessa seção), é o único que é decomponível em desigualdade entre e intra-regiões.¹⁰

2.2 Uma breve discussão na mensuração da pobreza

2.2.1 Escolhendo a linha de pobreza

Muitas são as formas propostas na literatura para mensuração da pobreza. Sen (1976) afirma que o problema se concentra em duas instâncias: (i) identificar os pobres em toda população; e (ii) construir um índice de pobreza usando informações observáveis sobre os pobres. No primeiro caso é comum definir-se uma fronteira onde aqueles que têm renda (ou renda domiciliar *per capita*) abaixo é considerado pobre. Tal fronteira é conhecida na literatura como “linha de pobreza”, a qual está relacionada, de acordo com Atkinson (1987), com o primeiro problema ao qual se deve ter atenção tratando do assunto pobreza, já que várias são as escolhas possíveis. Afirma ainda que a escolha da linha de pobreza afeta tanto o nível quanto a estrutura de um indicador.¹¹

Dito isto, existe um ponto importante a ser discutido quando se trata de linhas de pobreza. A definição de *pobreza absoluta* e *pobreza relativa*, que estão atreladas às definições de linhas de pobreza absoluta e relativa. De acordo com Foster (1998), linha de pobreza absoluta z_a é definida independentemente dos dados. Nesse caso, o valor referente a uma cesta de bens considerados como aporte mínimo para sobrevivência pode ser utilizado como fronteira. Rocha (2000) dá um exemplo de uma linha de pobreza como esta que pode ser obtida por meio das preferências dos consumidores. Tal procedimento poderia ser feito pela otimização da utilidade dos consumidores, levando-se em consideração o preço dos alimentos e renda, levando ao conceito de restrição orçamentária das famílias.

Por outro lado, a pobreza relativa depende dos dados correntes para estabelecer o limite.

“A relative poverty line begins with some notion of a standard of living $r(x)$ for

¹⁰ Neste trabalho foram estimados os índices de Theil-T e Theil-L com o objetivo de verificar as conclusões sobre reduções ou aumentos (quando houver) na distribuição da renda domiciliar *per capita*, em consonância com o índice de Gini e curva de Lorenz. Os valores estimados estão apresentados no anexo A.

¹¹ É feita aqui uma breve discussão sobre o efeito de várias linhas de pobreza para fins de comparação. No presente trabalho calcula-se os indicadores usando a linha de pobreza proposta por Rocha (1997).

the distribution x , such as the mean, median, or some other quantile, and defines the cutoff as some percentage α of this standard. The result is a poverty threshold $z_r = \alpha.r(x)$ that varies one-for-one with the standard of living, in that a 1-percent increase in r is matched by a 1-percent increase in z_r .” (FOSTER, 1998, p.336).

Ou seja, a *pobreza relativa*, como próprio nome diz, depende de algum parâmetro da distribuição. Tal parâmetro pode ser a média, moda ou até mesmo qualquer percentil.

Foster (1998) afirma ainda que alguns trabalhos mostram que a linha de pobreza absoluta é menor do que a linha de pobreza relativa.¹² Contudo, o mesmo afirma que para um período inicial pré-fixado, em que $z_a = z_r$, então $z_a < z_r$ para todo período posterior e $z_a > z_r$ para todo período anterior. Logo, nada pode ser dito sobre a relação entre ambas quando analisando em qualquer período arbitrário.

Um ponto importante levantado por Atkinson (1987) e posteriormente mais explorado por Foster e Shorrocks (1988) é representado pela seguinte pergunta: até que ponto a escolha da linha de pobreza pode afetar um determinado indicador? Pois pode ser que haja ambigüidade na definição do indicador usando diferentes. Por exemplo, pode-se ter “ $P(F; z_0) > P(G; z_0)$ when the poverty line is set at $z_0 \in Z^*$, and the opposite result $P(F; z_1) < P(G; z_1)$ when the alternative value of $z_1 \in Z^*$ is chosen.” (FOSTER e SHORROCKS, 1988, p.175).¹³ Afirmando, portanto, que se torna necessária a definição de um “*ranking*” que assegura a variação de certas linhas dentro de um certo conjunto específico, diga-se $Z^* = [Z^-, Z^+]$, de forma a manter o mesmo ordenamento do indicador da pobreza. Considere Y uma variável aleatória contínua da renda para diferentes indivíduos ou famílias e $F(y)$ sua CDF (*Cumulative Distribution Function*), com $f(y)$ sendo a PDF (*Probability Density Function*) correspondente. Seguindo as suposições de Atkinson (1987), assumo que $F(y_1) = 0$ e $F(y_2) = 1$ para algum y_1 e y_2 finitos (por simplicidade pode-se assumir que $y_1 = 0$ e $y_2 = A$). Logo, o interesse é a comparação entre duas distribuições, quais sejam F e F^1 , denotando sua diferença por $\Delta F = F - F^1$.¹⁴ Assim, o mesmo define como a condição restrita de dominância estocástica de primeira ordem como: “*Condition I: For there to be for all $z \in Z^*$ a reduction, or no increase, in poverty, as measured by the headcount, on moving*

¹² Para ver tais trabalhos, ver Foster (1998).

¹³ Em que F e G são duas funções de distribuição acumuladas distintas.

¹⁴ Uma explicação intuitiva para duas distribuições distintas é dada por Kakwani (1993). Suponha que a população brasileira é dividida em m grupos (como por exemplo, $m = 27$ sendo os estados do Brasil). Kakwani (1993) afirma que devido as diferentes políticas estaduais, pode ocorrer que a CDF do m -ésimo grupo diferir dos demais ($m - 1$), supostamente com a mesma.

from the distribution F^1 to F : $\Delta F(z) \leq 0$ for all $z \in Z^*$.” (Atkinson, 1987, p.751). Ou seja, se há um movimento de F^1 para F , e isto implica numa redução da pobreza para todo $z \in Z^*$, então $F(z) \leq F^1(z) \quad \forall z \in Z^*$.

Tal situação é representada na figura 2.1. Usando as curvas $F(z)$ e $F^1(z)$, o p -ésimo percentil mais pobres se apropria de “a” e “b”, respectivamente. Como $a > b$, implica que há redução da pobreza uma vez que usando tal percentil há maior apropriação da renda. Isto é, quando $F(z) \leq F^1(z)$ e obtém-se um resultando de redução da pobreza quando indo de F^1 para F , implica que há um mesmo *ranking* usando qualquer $z \in Z^*$.

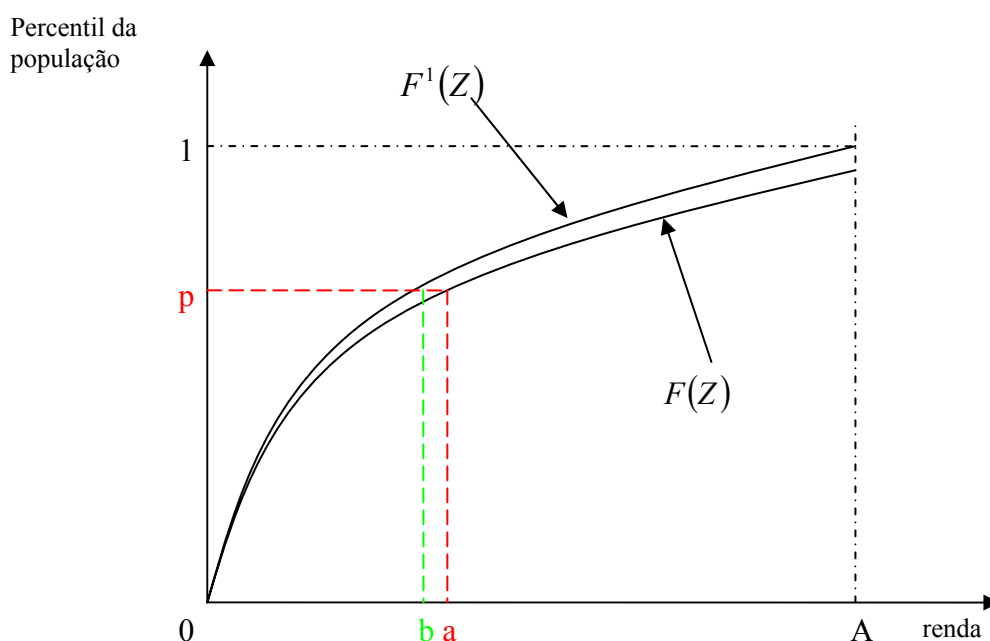


Figura 2.2: *Cumulative Distribution Function* da distribuição da renda.
Fonte: Elaborada pelo autor.

Então para que se possa utilizar qualquer linha de pobreza dentro de um certo intervalo, é necessário que seja mantida o ordenamento de condição de pobre dentro da distribuição da renda, e isto implica que a CDF deve estar de acordo com a condição estocástica estrita de primeira ordem.

Contudo, Atkinson (1987) afirma que não é somente a incidência da pobreza que deve não aumentar quando indo de F^1 para F (para todo $z \in Z^*$) mas também a intensidade e a perversidade da pobreza.¹⁵ Então, propõe a condição restrita de dominância estocástica de segunda ordem como: “*Condition II: For there to be for all $z \in Z^*$ a reduction, or no*

¹⁵ Tais indicadores serão explicados na subseção 2.2.4.

increase, in poverty, as measured by the poverty deficit, on moving from the distribution F^1 to F : $\Delta\Phi(z) = \int_0^z \Delta F(y)dy \leq 0$ for all $z \in Z^*$.” (Atkinson, 1987, p.753).

Segundo o mesmo, este resultado segue do fato de que $\Delta\Phi(z) = \int_0^z [z - y]\Delta f(y)dy$.¹⁶ Ou seja, é uma condição mais forte, onde a diferença entre as áreas é negativa indo de F^1 em direção a F , implicando que a curva F^1 está (não estritamente) acima da curva F .

Foster (1998) afirma ainda que a chave da escolha entre linha de pobreza absoluta ou relativa não é o valor de cada uma em uma específica base de dados, mas sim como seus valores variam quando se modifica a distribuição da renda. Logo sua escolha envolve o tipo de distribuição ou até mesmo distribuições distintas que pode-se ter quando há diferenças regionais.¹⁷ Na literatura nacional (e.g., ROCHA, 2000; BARROS, HENRIQUES e MENDONÇA, 2000; FERREIRA E LITCHIFIELD, 2000), consagrou-se o *coeficiente de Engel*¹⁸ como um elemento chave na escolha da linha de pobreza. Contudo, sua estimação aponta valores bastante elevados quando calculada para o Brasil (ROCHA, 2000). Assim, segundo Rocha (2000), costuma-se utilizar a linha de pobreza relativa, onde o *standard of living* é salário mínimo e o α é igual a 0,5 (para linha de pobreza) ou 0,25 (para linha de indigência).¹⁹ Finalmente, Rocha (1997) afirma que há diferenças regionais os suficiente para ter-se distintas linhas quando considerando estados brasileiros, sobretudo quando são de regiões distintas.

2.2.2 Indicadores de pobreza aditivamente separáveis

O famoso artigo de Sen (1976) vai além de uma mera definição de um indicador para mensurar pobreza. Além de sua contribuição na definição do indicador que ficou conhecido como “índice de Sen”, também propôs alguns axiomas básicos que um indicador de pobreza deve ter que foram utilizados posteriormente para definição de outros (e.g. KAKWANI, 1993; FOSTER, GREER e THORBECKE, 1984). Mesmo antes, mas principalmente depois do artigo de Sen (1976), a definição do “melhor” indicador foi objeto

¹⁶ Note que o colchete dentro da integral é definido com *gap* de acordo com a equação (2.18) na subseção 1.3.

¹⁷ Como é o caso do Brasil.

¹⁸ Basta multiplicar o valor da linha de indigência pelo inverso do coeficiente de Engel, obtendo assim, a linha de pobreza. Para definição completa sobre coeficiente de Engel ver Rocha (2000).

¹⁹ *Linha de indigência* é aquele valor considerado inferior para atender as necessidades nutricionais mínimas para um indivíduo sobreviver (ROCHA, 2000).

de extensiva discussão na literatura. Foster, Greer e Thorbecke (1984) afirmam que um bom indicador deve captar o fato de uma melhora em subgrupo dentro dos considerados pobres. Ou seja, se um subgrupo dos que estão abaixo da linha de pobreza melhora, deve melhorar os pobres como um todo. Um modo de fazer com que esta condição seja satisfeita é o indicador ser aditivamente decomponível ou separável, no sentido que a pobreza total é uma média ponderada de níveis de subgrupos da pobreza

Para entender, seguindo o proposto por Kakwani (1993), seja Y uma variável aleatória contínua, representando a renda domiciliar *per capita*. Assim, sua PDF e CDF são definidas por $f(y)$ e $F(y)$, respectivamente e z a linha de pobreza previamente definida. De acordo com Kakwani (1993), uma classe de indicador de pobreza aditivamente separável seria do tipo:

$$P = \int_0^z \theta(z, y) f(y) dy \quad (2.16)$$

em que $\theta(z, y)$ pode ser considerada a privação sofrida pela família com renda y , tal que é decrescente em y caso a linha de pobreza z seja fixa (KAKWANI, 1993). E ainda, de acordo com Son (2003), as propriedades de $\theta(z, y)$ são:

$$\frac{\partial \theta}{\partial y} < 0, \frac{\partial^2 \theta}{\partial y^2} > 0, \text{ e } \theta(z, z) = 0 \quad (2.17)$$

Além de $\theta(z, y)$ ser uma função homogênea de grau zero em z e y .

2.2.3 O índice de Sen

Até a publicação do artigo seminal de Sen (1976), o procedimento feito na literatura no que tange a estudos sobre pobreza era simplesmente a verificação de quem é pobre usando uma linha de pobreza previamente definida, e calculava-se apenas a porcentagem da população que era considerada pobre (SEN, 1976). Esta taxa era chamada na literatura internacional de *Headcount ration* H , sendo este o indicador básico.²⁰ Contudo, Sen (1976) afirma que até então, pouco tinha sido explorado em relação a qual era a situação dos considerados pobres. Como, por exemplo, se a maioria das pessoas tinha renda próxima à linha de pobreza ou não, ou como era distribuída a renda entre os pobres (pois o *Headcount*

²⁰ .Já na literatura nacional é conhecido como “Proporção de pobres” (ROCHA, 2000).

não era sensível a nenhum dos dois casos). Para tanto, Sen (1976) propôs dois axiomas, que se seguem, para que um indicador forneça informações suficientemente eficientes.

Monotonicity Axiom: *Given other things, a reduction in income of a person below the poverty line must increase the poverty measure.*

Transfer Axiom: *Given other things, a pure transfer of income from a person below the poverty line to anyone who is richer must increase the poverty measure.*

Sen (1976) afirma que o *Headcount* fere ambos axiomas. Afirma ainda que outro indicador que também era então utilizado, o *poverty gap* (que nada mais é do que a soma de todas as distâncias das rendas das pessoas pobres em relação à linha da pobreza), satisfaz o axioma da monotonicidade, mas viola o axioma da transferência. Dessa maneira, essa foi a motivação para Sen (1976) propor outro indicador de mensuração da pobreza. Ou seja, um indicador que satisfaça ambos os axioma simultaneamente.

Considere certa comunidade S com uma população de tamanho n , de forma que Y seja uma variável aleatória discreta representando a renda e $S(x)$ o conjunto de pessoas que não ultrapassa um nível de renda qualquer x . Se z é a linha de pobreza, então $S(z)$ é o conjunto de pessoas com renda que não ultrapassam z , ou seja, o conjunto de pessoas pobres e $S(\infty)$ é o conjunto universo. O *gap* da renda de qualquer indivíduo i é a diferença entre sua renda e a linha de pobreza. Mais formalmente, pode ser definido de acordo com (2.18).²¹

$$g_i = z - y_i. \quad (2.18)$$

Para qualquer configuração de renda representada por um vetor n -dimensional $\vec{y} = (y_1, \dots, y_n) \in S(y)$, o “*gap* agregado” $Q(x)$ do conjunto $S(x)$ de pessoas com renda não maiores do que x é a (normalizada) soma ponderada dos *gap*'s das rendas g_i de todo o conjunto $S(x)$, usando pesos não negativos $v_i(z, \vec{y})$. Mais formalmente, pode ser descrito como:

$$Q(x) = A(z, \vec{y}) \sum_{i \in S(x)} g_i v_i(z, \vec{y}) \quad (2.19)$$

em que A e v_i são, respectivamente, a normalização e a ponderação. E de acordo com Sen (1976) irão depender de um conjunto de axiomas propostos. Note, contudo, que esta é ainda uma forma geral, de maneira que v_i depende do vetor \vec{y} e não da renda y_i somente. Em

²¹ Obviamente, g_i é não negativo para pessoas pobres e negativo para não pobres.

particular, nenhum requerimento de aditivamente separável foi imposto. E como os pesos de v_i são não negativos. Sen (1976) afirma que substituindo o *gap* dos indivíduos g_i , tem-se o índice de pobreza em (2.20).

$$P = Q(z) = A(z, \vec{y}) \sum_{i \in S(z)} (z - y_i) v_i(z, \vec{y}) \quad (2.20)$$

Outros axiomas são propostos por Sen (1976) que se referem a “privação relativa”, “comparação inter-pessoal” e a “equidade relativa”. Este último caso significa que se uma pessoa i tem menor bem estar do que uma outra pessoa j , então maior peso deve ser dado para a pessoa i na equação (2.20), isto é, $v_i > v_j$.²²

Considere agora as seguintes definições para *headcount ratio* e *poverty gap* descritos respectivamente em (2.21).

$$H = \frac{q}{n} \text{ e } I = \sum_{i \in S(z)} \frac{g_i}{qz} \quad (2.21)$$

em que q é a quantidade de pessoas abaixo da linha de pobreza, isto é, a quantidade de elementos do conjunto $S(z)$; n é a quantidade total de pessoas na população; z é a linha de pobreza; e g_i é o *gap* de um indivíduo i como definido em (2.18).

Dessa maneira, Sen (1976) propõe um indicador, chamado na literatura de “índice de Sen”, que seria o único a estar de acordo com todos os axiomas propostos, o qual é descrito em (2.22).²³

$$S = H \left[I + (1 - I) G_p \right] \quad (2.22)$$

em que G_p é o coeficiente de Gini²⁴ da distribuição da renda entre as pessoas pobres.

Considerando Y como uma variável aleatória contínua, Manso, Barreto e Tebaldi (2006) afirmam que o índice de sen pode ser definido como:

$$S = H \int_0^H \left(1 - \frac{\mu_p}{z} (1 - G) \right) = H \int_0^H \left(1 - \frac{\mu_p}{z} (1 - G) \right) \quad (2.23)$$

em que μ_p é a renda média dos pobres (isto é, dos que estão abaixo da linha da pobreza).

²² Para mais sobre os axiomas ver Sen (1976).

²³ A prova de que o índice de sen é o único a satisfazer (até então) os axiomas propostos pode ser vista em Sen (1976) p.224 e 225.

²⁴ O coeficiente ou índice de Gini foi definido na subseção 2.1.3.

Note que o índice de sen é função do índice de Gini (que depende da curva de Lorenz entre os pobres) da renda média entre os pobres e da CDF. Com efeito, para uma mesma linha de pobreza, pode-se escrever $S = f(z \setminus \mu_p, L(p))$.

2.2.4 Os índices de Foster, Greer e Thorbecke - FGT

Na questão de como um indicador mensura e trata os que são pobres, Foster, Greer e Thorbecke (1984) desenvolveram um novo indicador que satisfizesse os axiomas propostos por Sen (1976). Em particular, deram certa importância a um indicador que fornecesse as informações sobre os subgrupos de pobreza. *Ceteris paribus*, se houver uma redução em um certo subgrupo dentre os pobres, espera-se que haja redução da incidência da pobreza como um todo (FOSTER, GREER e THORBECKE, 1984). Esta é uma das maiores contribuições dos mesmos ao quantificar o efeito de variações em subgrupos de pobreza no total. Uma condição necessária e suficiente para que um indicador atenda a esse critério (isto é, seja sensível a mudanças em subgrupos dos considerados pobres) é que seja aditivamente separável (ou decomponível), como descrito na subseção 2.2.2. Note que “índice de sen” descrito na subseção 2.2.3 não satisfaz essa condição. “...*Sen’s and Kakwani’s measures are not additively separable.*” (KAKWANI, 1993, p.633). Foster, Greer e Thorbecke (1984) afirmam que os indicadores de mensuração da pobreza até então existentes ou não satisfaziam a condição de ser aditivamente separável ou não atendiam aos axiomas básicos propostos por Sen (1976). Partindo disto, propuseram uma classe de indicadores que além de suprir tal carência, “*is justified by a relative deprivation concept of poverty*”.(FOSTER, GREER e THORBECKE, 1984, p.761).

Considere novamente Y como sendo uma variável aleatória discreta e $y = (y_1, \dots, y_n) \in S(y)$ um vetor de renda das famílias em ordem crescente. Considere ainda z a linha de pobreza previamente definida, o *gap* do i -ésimo indivíduo definido na equação (2.18), e q sendo a quantidade de pessoas pobres. Então, Foster, Greer e Thorbecke (1984) primeiramente definem:

$$P(y; z) = \frac{1}{nz^2} \sum_{i=1}^q g_i^2 \quad (2.24)$$

Com algumas manipulações algébricas simples e substituindo (2.18), pode-se ainda escrever (2.24) como:

$$P(y; z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^2 \quad (2.25)$$

É fácil ver a similaridade da equação (2.20) com (2.25), uma vez que o *gap* está sendo ponderado pela linha de pobreza (dividido por ela) e esse valor é potencializado ao ser elevado ao quadrado (tornando o indicador mais sensível). Além disso, há a normalização ao ser dividido pelo número total de pessoas na economia. Assim, além de estar-se levando em consideração o quão pobres são os pobres, devido o fato de considerar-se a distância da renda dos pobres à linha de pobreza, o indivíduo mais pobre recebe uma ponderação maior devido a presença da potência 2. Isto faz com que este indicador esteja de acordo com os axiomas básicos propostos por Sen (1976). Com isto, os mesmos afirmam que (2.25) pode ser reescrito como:

$$P(y; z) = H \left[I^2 + (1 - I)^2 C_p^2 \right] \quad (2.26)$$

em que H e I são definidos em (2.21) e C_p é o coeficiente de variação da renda. Isto é feito para mostrar que, assim como o índice de Sen, este indicador é sensível a variação na distribuição da renda entre os pobres. Sensibilidade esta que é captada por C_p .²⁵ Na verdade, uma diferença sutil entre o índice de Sen e este descrito na equação (2.26), é que este último utiliza o coeficiente de variação e não o coeficiente de Gini para captar mudanças na distribuição da renda entre os pobres.

Contudo, a transferência de renda tem o mesmo efeito em na mudança da distribuição em qualquer percentil da distribuição da renda, não captando as mudanças de transferência entre os que estão na cauda inferior da distribuição da renda. Contudo, o índice definido por Foster, Greer e Thorbecke (1984) é uma generalização do que foi descrito em (2.25). Sendo assim, considerando um dado $\alpha \geq 0$, define-se a classe de indicadores $FGT(\alpha)$ como:

$$FGT(\alpha) = P_\alpha(y; z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{g_i}{z} \right)^\alpha \quad (2.27)$$

Fazendo $\alpha = 0, 1, 2$, tem-se, respectivamente, a proporção de pobres $P_0 = H$, a intensidade da pobreza $P_1 = H.I$ (definidos na equação (2.21)) e o “hiato quadrático”

²⁵ Para mais ver Foster, Greer e Thorbecke (1984).

(definido na equação (2.25)).²⁶ Assim, “The parameter α can be viewed as a measure of poverty aversion: A large α gives greater emphasis to the poorest poor. As α becomes very large P_α approaches a “Rawlsian” measure which considers only the position of the poorest household.” (FOSTER, GREER e THORBECKE, 1984, p.763).

Foste e Shorrocks (1988) afirmam que (2.27) pode ser escrito ainda como:

$$P_{\beta-1} = \int_0^{F(z)} \left(\frac{c(u)}{z} \right)^{\beta-1} du = \int_0^{F(z)} \left(\frac{z - F^{-1}(u)}{z} \right)^{\beta-1} du \quad (2.28)$$

em que $\beta = \alpha + 1 \geq 1 \Leftrightarrow \alpha \geq 0$ e $y(p) = F^{-1}(p)$, tal como descrito na equação (2.10).

Dois importantes propriedades do $FGT(\alpha)$ devem ser enfatizadas, uma vez que este será o indicador utilizado no trabalho nas metodologias propostas. A primeira refere-se ao fato de ser da classe dos indicadores aditivamente separáveis (ou decomponíveis) como dito anteriormente: “... it can be shown that P_α satisfies subgroup monotonicity, and na even stronger decomposability property.” (FOSTER, GREER E THORBECKER, 1984, p.764).

A segunda propriedade refere-se ao fato desse indicador ser, para uma dada linha da pobreza, função da média da distribuição e da curva de Lorenz.

Em particular, considere o exemplo usando $\beta = 2$ que implica que $\alpha = 1$, ou seja, $P_1 = FGT(1)$. Com efeito, a equação (2.28) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$P_1 = \int_0^{F(z)} \left(\frac{z - F^{-1}(u)}{z} \right) du = \int_0^{F(z)} du - \frac{1}{z} \int_0^{F(z)} F^{-1}(u) du \quad (2.29)$$

Considere agora a definição da curva de Lorenz Ordinal segundo Gastwirth (1971), tem-se $p = F(y)$ e $y(p) = F^{-1}(p)$. Em particular, fazendo a renda igual à linha da pobreza ($y = z$), que implica diretamente em:

$$p^* = F(z) = \int_0^z f(y) dy. \quad (2.30)$$

²⁶ Assim são chamados na literatura nacional. A intensidade da pobreza é também chamada de “Déficit de pobreza” (FERREIRA e LITCHFIELD, 2000).

Substituindo (2.30) em (2.29) e multiplicando e dividindo o segundo termo do lado direito da igualdade por μ (o parâmetro da média da renda da população) tem-se (2.31) e (2.32) na seqüência.²⁷

$$P_1 = p^* - \frac{\mu}{z} \frac{1}{\mu} \int_0^{p^*} F^{-1}(u) du \quad (2.31)$$

$$P_1 = p^* - \frac{\mu}{z} L(p^*) \quad (2.32)$$

Como p^* é o percentil da população que tem renda não superior a z , e esta pré-fixada, finalmente pode-se escrever a equação (2.32) como:

$$P_1 = f(z | \mu, L(p^*)) \quad (2.33)$$

Assim, o indicador é função da linha de pobreza, geralmente definida previamente, do parâmetro da média da população e da curva de Lorenz Ordinal. A intensidade da pobreza foi utilizada para facilitar o entendimento, mas a classe de indicadores que vem do $FGT(\alpha)$ pode ser escrita da forma como representado em (2.33) para todo $\alpha \geq 0$. Sendo assim, pode-se escrever o indicador da classe do $FGT(\alpha)$ da mesma forma que (2.33).²⁸

$$P = f(z | \mu, L(p^*)) \quad (2.34)$$

²⁷ Note que $\int_0^z f(y) dy = \int_0^{F(z)} du$.

²⁸ Há ainda o índice de Watts. Para mais ver seção 3.3.1, Kakwani (1993) ou Ravallion e Datt (1992).

3 METODOLOGIA

A análise de crescimento pró-pobre é feita sob duas óticas. Aquela em que o crescimento é visto apenas analisando o que ocorreu com a renda *per capita* da população como um todo. Desta forma, se houver crescimento da renda média de toda a população, μ , (*ceteris paribus*) haverá redução da pobreza independentemente do que possa ocorrer com a distribuição ou com qualquer de seus parâmetros. Assim, verifica-se apenas a sensibilidade do indicador de pobreza em relação ao crescimento da renda *per capita*. É uma análise absoluta de redução da pobreza, desconsiderando se os considerados pobres se beneficiaram mais com o processo de crescimento (recessão ou estagnação). Dos autores que se destacam nessa corrente de pesquisa, pode-se citar Besley, Burgess e Volart (2005) e Ravallion e Datt (2002).

No outro caso, diz-se que o crescimento é pró-pobre se os pobres são beneficiados proporcionalmente mais do que os não pobres. Ou seja, trata-se de um conceito eminentemente relativo, onde considera-se o efeito redistributivo, por meio de curvas (*Poverty Growth Curve* e *Growth Incidence Curve*) e índices (*Pro-poor Growth Index*). Sendo o efeito crescimento sempre inversamente proporcional às variações da pobreza (KAKWANI e PERNIA, 2000), havendo também redução da desigualdade, implica ganho relativo dos pobres. Isto por meio da equação (2.34), pode-se afirmar que houve redução do índice de pobreza por duas vias, renda média e curva de Lorenz, sendo portanto pró-pobre. Os autores que se destacam nessa linha são Kakwani e Pernia (2000), Ravallion e Chen (2003), Son (2003), dentre outros.

Esta seção é composto de duas partes. Na próxima subseção é descrita a metodologia utilizada na literatura para análise do crescimento pró-pobre sob o primeiro aspecto, ou seja, analisando apenas a sensibilidade do indicador de pobreza em relação ao crescimento. Resumidamente, trata-se de uma regressão do log do indicador de pobreza em função do log da renda domiciliar *per capita*. Vários testes são feitos para definir a especificação do modelo correto, além de uma decomposição *a posteriori* das variações da pobreza estimada.

Na segunda parte são descritas as metodologias utilizadas para análise de crescimento pró-pobre de que trata a segunda linha de pesquisa. Estima-se primeiro uma das curvas e calcula-se o índice de crescimento pró-pobre.

3.1 Crescimento pró-pobre I – Decomposições baseadas em Elasticidades

3.1.1 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 mede a sensibilidade de um indicador de pobreza em relação, principalmente à várias variáveis, Ravallion e Datt (1999) propuseram pioneiramente um modelo econométrico conhecido na literatura como “log-log”.²⁹ Nesse tipo de modelo, as variações ocorridas na variável independente geram efeitos de elasticidade no estimador. Ou seja, o parâmetro de interesse torna-se uma elasticidade da variável dependente em relação às variações da variável explicativa. Trata-se, portanto, do conceito de 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 (3.1).

$$p_{it} = \beta_i y_{it} + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T \quad (3.1)$$

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 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 serão obtidas neste trabalho com objetivo de encontrar a elasticidade do Brasil. Contudo, os

²⁹ Para mais ver Gujarati (2000).

coeficientes de inclinação podem ser diferentes para cada unidade de corte como descrito na equação (3.1). Embora ambas as estimativas foram consideradas³⁰, deve-se fazer um teste de *poolability*. Tal teste 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 (3.1).

Em conformidade com Besley, Burgess e Volart (2005), deve-se estimar (3.1) 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 PNADs. 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 além do teste de *poolability*.³¹ Desta forma, o modelo geral irrestrito, tem-se uma equação de regressão para cada unidade de corte, dada pela equação (3.2).

$$p_i = w_i \beta_i + \varepsilon_i \quad i = 1, \dots, N \quad (3.2)$$

em que $p_i' = (p_{i1}, \dots, p_{iT})$, $w_i = [t_T, y_i]$, y_i é $(T \times 1)$, w_i é $(T \times K)$, β_i' é $(1 \times K + 1)$ 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 hipótese nula, pode-se escrever o modelo como:

$$P = W\beta + \varepsilon \quad (3.3)$$

em que $W' = (w_1', \dots, w_N')$ e $\varepsilon' = (\varepsilon_1', \dots, \varepsilon_N')$. Essa forma da equação (3.3), para o modelo não restrito, pode ser escrito de acordo com a equação (3.4).

$$P = \begin{bmatrix} w_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & w_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & w_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_N \end{bmatrix} + \varepsilon = W^* \beta^* + \varepsilon \quad (3.4)$$

³⁰ 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.

³¹ Para mais sobre testes em modelos de dados em Painel ver Baltagi (2005).

em que $\beta^* = (\beta'_1, \dots, \beta'_N)$ e $W^* = WI^*$ com $I^* = (t_N \otimes I_{k+1})$, uma matriz $[N(K+1) \times K+1]$. Assim, as variáveis w_i são todas combinações lineares das variáveis W^* .³²

Com dito anteriormente, 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*).³³ Para tanto, considere a seguinte estrutura de erro de acordo com Baltagi (2005), descrito na equação (3.5).

$$\varepsilon = Z_\alpha \alpha + Z_\gamma \gamma + v, \quad (3.5)$$

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

Desta forma, na equação (3.4) cada $w_i = y_i$, não contendo o “vetor de 1s”, que já é levado em consideração na estrutura de erro proposto em (3.5). Dessa maneira, a equação de estimação passa a ser a proposta por (3.6).

$$p = Z_\alpha \alpha + Z_\gamma \gamma + W^* \beta^* + v = Z_\alpha \alpha + Z_\gamma \gamma + \begin{bmatrix} y_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & y_2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & y_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_N \end{bmatrix} + v \quad (3.6)$$

em que cada elemento típico pode ser descrito por (3.7).

$$p_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_i y_{it} + v_{it} \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T \quad (3.7)$$

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

32 Note que neste trabalho, K , o número de variáveis explicativas, pode ser 1 ou 2, dependendo se há ou não a variável desigualdade como explicativa também.

33 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.

$N \rightarrow \infty$ 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)³⁴ *apud* Baltagi (2005), sugerem a pré-multiplicação da equação (3.6) pela seguinte equação de transformação em desvios descritos em (3.8).

$$Q = E_N \otimes E_T = I_N \otimes I_T - I_N \otimes \bar{J}_T - \bar{J}_N \otimes I_T + \bar{J}_N \otimes \bar{J}_T \quad (3.8)$$

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: $\bar{x}_{\cdot t} = \sum_i x_{it} / N$ 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 $x \equiv \{p, y, v\}$).

Tal transformação de desvios é conhecida na literatura como *Within transformation*, pois aplicando OLS à equação (3.7) teremos um “*Within estimator for the two-way model*” (BALTAGI, 2005, p.34). 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 (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 (3.9).³⁵

$$\begin{aligned} \hat{\mu} &= \bar{p}_{\cdot\cdot} - \bar{y}_{\cdot\cdot} \hat{\beta} \\ \hat{\alpha} &= (\bar{p}_{s\cdot} - \bar{p}_{\cdot\cdot}) - \hat{\beta}(y_{s\cdot} - y_{\cdot\cdot}) \\ \hat{\gamma} &= (\bar{p}_{\cdot t} - \bar{p}_{\cdot\cdot}) - \hat{\beta}(y_{\cdot t} - y_{\cdot\cdot}) \end{aligned} \quad (3.9)$$

De acordo com Baltagi (2005), estes estimadores são consistentes e assintoticamente eficientes. Contudo, não há nada que diga que os efeitos específicos são não

³⁴ 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.

³⁵ Note que $\hat{\mu}$ e a estimativa de intercepto global comum a todos.

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. 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, haverá uma matriz de variância-covariância não diagonal (erros não esféricos) com o formato descrito na equação (3.10).

$$\text{cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{sj}) = \begin{cases} \sigma_\alpha^2 + \sigma_\gamma^2 + \sigma_v^2, & \text{se } i = s \text{ e } t = j \\ \sigma_\alpha^2, & \text{se } i = s \text{ e } t \neq j \\ \sigma_\gamma^2, & \text{se } i \neq s \text{ e } t = j \\ 0, & \text{se } i \neq s \text{ e } t \neq j \end{cases} \quad (3.10)$$

Aplicando uma simples transformação à regressão original usando as raízes características da matriz de variância-covariância³⁶ 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. Se fosse esse o caso, seria um modelo com presença de endogeneidade, onde o log do indicador de pobreza explica e é explicado pelo log renda domiciliar *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 Hausman³⁷ 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, 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.

A estatística de teste é basicamente uma estatística de Wald³⁸, descrito na equação (3.11).

³⁶ Para mais ver Apêndice Técnico, subitem A.3 deste trabalho. Em tal subitem é feito a decomposição espectral da matriz de var-cov.

³⁷ Para mais ver Baltagi (2005).

³⁸ Para mais ver Baltagi (2005).

$$\begin{aligned}
w &= (\beta_{GLS} - \beta_w) [\text{var}(\beta_{GLS} - \beta_w)]^{-1} (\beta_{GLS} - \beta_w) \\
w &= (\beta_{GLS} - \beta_w) [\text{var}(\beta_w) - \text{var}(\beta_{GLS})]^{-1} (\beta_{GLS} - \beta_w) \xrightarrow{d} \chi_k^2
\end{aligned} \tag{3.11}$$

Note que a estatística W converge em distribuição para uma qui-quadrado com $k = 1$ 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 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:

$$H_0 : \alpha_1 = \dots = \alpha_N \text{ e } \gamma_1 = \dots = \gamma_{T-1} \tag{3.12}$$

em que α e γ são os coeficientes de efeitos específicos de unidade de corte e período descritos na equação (3.7), 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*, descrita pela equação (3.7). Desta forma, tem-se (3.13).

$$F_1 = \frac{(SQRR - SQRI)/(N + T - 2)}{(SQRI)/[(N - 1)(T - 1) - K]} \stackrel{H_0}{\sim} F_{(N+T-2), (N-1)(T-1)-K} \tag{3.13}$$

Em particular, de forma similar pode ser feito o teste colocando a restrição apenas sobre os coeficientes relativos à unidade de corte ou ao período.³⁹

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 (3.7) nesses dois períodos e toma-se a diferença, obtendo a equação (3.14).

$$\Delta \hat{p}_{i\Delta t} = \hat{\beta}_i g_i + (\hat{\gamma}_t - \hat{\gamma}_0) \tag{3.14}$$

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 $\hat{\beta}_i \bar{g}$ obtém-se (3.15).

$$\Delta \hat{p}_{i\Delta t} = \hat{\beta}_i g_i + (\hat{\gamma}_t - \hat{\gamma}_0) + \bar{\beta\bar{g}} - \bar{\beta\bar{g}} + \hat{\beta}_i \bar{g} - \hat{\beta}_i \bar{g} \tag{3.15}$$

³⁹ Para mais ver Baltagi (2005), cap. 4.

Com algumas manipulações algébricas, pode-se escrever a equação (3.14) como (3.16).

$$\Delta \hat{p}_{i\Delta t} = \bar{\beta} \bar{g} + (\hat{\beta}_i - \bar{\beta}) \bar{g} + \hat{\beta}_i (g_i - \bar{g}) + (\hat{\gamma}_t - \hat{\gamma}_0) \quad (3.16)$$

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 (3.16) 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 (3.16) de acordo com o quadro 3.1.

		$\beta_i (g_i - \bar{g})$ ^(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 3.1: 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.

3.1.2 Elasticidade pobreza-crescimento usando uma medida de desigualdade

Embora o modelo exposto em 3.1.1 parece explicar bem o log de um indicador de pobreza, esta varia também de acordo com a distribuição da renda (ROCHA, 2000; BARROS, HENRIQUES E MENDONÇA, 2000; RAVALLION E DATT (1992); SHORROCKS, 1999) Dito isto, Besley, Burgess e Volart (2005) sugerem a equação (3.2) modificada, onde ter-se-á além de um elemento típico $w_i = [l_T, y_i]$, 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.⁴⁰ Ou ainda em sua forma estendida similar a equação (3.4), tem-se a equação (3.17).

$$P = \begin{bmatrix} w_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & w_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & w_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \psi_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \psi_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \psi_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \vdots \\ \delta_N \end{bmatrix} + \varepsilon, \forall t = 1, \dots, T \quad (3.17)$$

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

Pode-se ainda reescrever a equação (3.17) como (3.18).

$$P = J\zeta + \varepsilon \quad (3.18)$$

em que, $J = [W \quad \Psi]$; $\zeta = [\beta \quad \delta]'$. E desta maneira, análoga à subseção 3.1.1, reescreve-se a equação (3.18) usando a estrutura de erros para efeito específico de tempo e *cross-section*, substituindo (3.4) em (3.18):

$$p = Z_\alpha \alpha + Z_\gamma \gamma + W\zeta + v \quad (3.19)$$

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

$$p_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \zeta_i w_{it} + v_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_i y_{it} + \delta_i \psi_{it} + v_{it} \quad (3.20)$$

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

⁴⁰ 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.

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 (3.20) por (3.8), em que a única diferença em relação ao modelo de desvios proposto em 3.1.1 será um novo 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, o “*Within estimator for the two-way model*” (BALTAGI, 2005, p.34) irá gerar $\hat{\zeta} = \begin{bmatrix} \hat{\beta} & \hat{\delta} \end{bmatrix}$.

Mais uma vez, deve-se fazer o teste de redundância, o teste de *polarity* e o teste de Hausman como descrito na subseção 3.1.1.

De acordo com a equação (3.20), 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 $t = 0$), descrito na equação (3.21).

$$\Delta \hat{p}_{i\Delta t} = \hat{\beta}_i g_i + \hat{\delta}_i \phi_i + (\hat{\gamma}_t - \hat{\gamma}_0) \quad (3.21)$$

Por meio de simples manipulações algébricas, pode-se ainda escrever a equação (3.21) como:⁴¹

$$\Delta \hat{p}_{i\Delta t} = (\bar{\beta} \bar{g} + \bar{\delta} \bar{\phi}) + \hat{\beta}_i (g_i - \bar{g}) + \bar{g} (\hat{\beta}_i - \bar{\beta}) + \hat{\delta}_i (\phi_i - \bar{\phi}) + \bar{\phi} (\hat{\delta}_i - \bar{\delta}) + (\hat{\gamma}_t - \hat{\gamma}_0) \quad (3.22)$$

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.

3.2 Decomposições das variações da pobreza

⁴¹ Basta somar e subtrair alguns termos na equação (3.21).

3.2.1 Decomposição segundo Ravallion e Datt (1992)

Um indicador de pobreza é inteiramente caracterizado em termos da linha de pobreza, o parâmetro da média da distribuição e da curva de Lorenz (Ordinal) tal como descrito na seção 2. Assim, o indicador de pobreza na data t pode ser escrito como:

$$P_t = p(z | \mu_t, L_t) \quad (3.23)$$

em que z é a linha de pobreza previamente definida, μ_t é a média da distribuição e L_t é um vetor de parâmetros que descrevem totalmente a curva de Lorenz.⁴² De acordo com Ravallion e Datt (1992), P é uma função homogênea em z e μ_t . Com efeito, supondo z fixo, o indicador de pobreza deve variar devido a uma variação na média da distribuição da renda, além das variações na estrutura de distribuição captadas pela curva de Lorenz. Logo, afirmam os autores que a variação da pobreza tem três componentes, quais sejam: (i) componente crescimento; (ii) componente redistribuição e (iii) resíduo. Desta forma, uma variação total no indicador de pobreza entre dois períodos t e $t+k$ pode ser decomposto:

$$P_{t+k} - P_t = G(t, t+k; r) + I(t, t+k; r) + R(t, t+k; r) \quad (3.24)$$

Os termos do lado direito da igualdade são, respectivamente, o componente crescimento (*Growth*), o componente desigualdade (*Inequality*) e Resíduo (*Residual*). Para entender melhor a variação de cada componente entre os dois períodos, considere as duas equações (3.25) e (3.26).

$$G(t, t+k; r) = P(z | \mu_{t+k}, L_r) - P(z | \mu_t, L_r) \quad (3.25)$$

$$I(t, t+k; r) = P(z | \mu_r, L_{r+k}) - P(z | \mu_r, L_r) \quad (3.26)$$

A equação (3.25) representa quanto variou o indicador de pobreza, para uma mesma linha z , variando apenas a média da distribuição para os dois períodos e mantendo a curva de Lorenz Ordinal constante em uma data referência r (que pode ser no período inicial ou final da distribuição). Isto é, captando o efeito de uma mudança apenas na média da distribuição entre os dois períodos sobre o indicador de pobreza. Já a equação (3.26) representa a variação do indicador ao modificar apenas a curva de Lorenz Ordinal, mantendo constante a média da renda na data referência r (varrendo, assim, o efeito do crescimento

⁴² Como descrito na seção 2.

sobre o indicador). Somando os dois efeitos tem-se a variação exata no indicador de pobreza quando este é aditivamente decomponível, como descrito na seção 2. Contudo, não sendo aditivamente separável, afirmam Ravallion e Datt (1992) que existe um componente de resíduo, captando justamente a parte que não pode ser decomposta, justificando aí a presença do resíduo em (3.24). “*Whenever the marginal effects on the poverty index of changes in the mean (Lorenz curve) depend on the precise Lorenz curve (mean)*” (RAVALLION e DATT, 1992, p.4).

Neste último caso, quando omitido o componente do resíduo, pode-se gerar viés na decomposição. Explicam ainda que o resíduo significa a sensibilidade do indicador de pobreza em relação à escolha do ano de referência. r , embora a data inicial seja a escolha natural, afirmam.

3.2.2 Decomposição de Shapley

Novamente, considere um indicador de pobreza P , completamente caracterizado por uma linha de pobreza, a média da distribuição da renda e a curva de Lorenz Ordinal, escrevendo-o, novamente, como: ⁴³

$$P = p[z | \mu, L(p)] \quad (3.27)$$

em que z é a linha de pobreza previamente definida, μ é a média da distribuição da renda de toda a sociedade e $L(p)$ é a função de Lorenz Ordinal, tal como descrito na seção 2. Kakwani e Pernia (2000) decompõe a variação percentual do indicador durante o período 1 (ano base) e o período 2 (ano final) em termos dos componentes crescimento e desigualdade.

Dessa maneira, a variação proporcional no indicador de pobreza entre os dois períodos é definido por:

$$P_{12} = Ln\{P[z | \mu_2, L_2(p)]\} - Ln\{P[z | \mu_1, L_1(p)]\} \quad (3.28)$$

em que μ_1 e μ_2 são respectivamente as médias nos anos 1 e 2. Similarmente, $L_1(p)$ e $L_2(p)$ são respectivamente as curvas de Lorenz Ordinais estimadas nos 2 anos.

Afirmam que o puro efeito do crescimento é definido como uma variação proporcional no indicador de pobreza variando a média da renda dos dois períodos, mantendo

⁴³ Note que há uma diferença de notação em relação à decomposição definida na subseção 3.2.1, pois aqui não é necessário usar o sub-índice t na decomposição, mas os sub-índices 1 e 2 definindo como períodos 1 e 2. Essa notação é utilizada por Kakwani e Pernia (2000).

constante sua distribuição, a qual é mensurada pela curva de Lorenz. Similarmente, o efeito desigualdade é quando se capta a variação proporcional no indicador de pobreza ao redistribuir a renda entre os dois períodos (modificando a curva de Lorenz estimada para ambos) e mantendo constante a média da distribuição.

O efeito crescimento puro (G_{12}) e o efeito desigualdade puro (I_{12}) estão representados, respectivamente nas equações (3.29) e (3.30).

$$G_{12} = \frac{1}{2} (Ln\{P[z \setminus \mu_2, L_1(p)]\} - Ln\{P[z \setminus \mu_1, L_1(p)]\} + Ln\{P[z \setminus \mu_2, L_2(p)]\} - Ln\{P[z \setminus \mu_1, L_2(p)]\}) \quad (3.29)$$

$$I_{12} = \frac{1}{2} (Ln\{P[z \setminus \mu_1, L_2(p)]\} - Ln\{P[z \setminus \mu_1, L_1(p)]\} + Ln\{P[z \setminus \mu_2, L_2(p)]\} - Ln\{P[z \setminus \mu_2, L_1(p)]\}) \quad (3.30)$$

em que o primeiro e o segundo sub-índices do indicador referem-se aos períodos 1 e 2, respectivamente. Intuitivamente, na equação (3.29), varia-se a média de μ_2 para μ_1 , mantendo-se primeiro a curva de Lorenz no período 1. e em seguida repete-se mantendo-a no período 2. E dessa maneira, dá-se um peso de 50% igual para ambas, somando-se o resultado. O mesmo pode ser avaliado na equação (3.30), só que mantendo as médias constantes (primeiro inicial depois final) e aplicando as variações na distribuição da renda, captada pela curva de Lorenz. De forma a entender melhor, pode-se escrever (3.29) e (3.30) como:

$$G_{12} = \frac{1}{2} (p^{21} - p^{11} + p^{22} - p^{12}) \quad (3.31)$$

$$I_{12} = \frac{1}{2} (p^{12} - p^{11} + p^{22} - p^{21}) \quad (3.32)$$

Assim, pode-se decompor a variação total no indicador de pobreza como:

$$P_{12} = G_{12} + I_{12} \quad (3.33)$$

E assim, o a variação proporcional fica “exatamente” decomposta em efeito crescimento e desigualdade.

Essa decomposição usa o que é conhecida na literatura como “decomposição de Shapley”, proposta por Shorrocks (1999).⁴⁴ Este nome tem suas origens na teoria dos jogos. Baye (2004) demonstra que tal decomposição preserva as propriedades de simetria, aditividade e transitividade quando estas são encontradas no indicador de pobreza. Afirma

⁴⁴ A decomposição de Shapley é a decomposição proposta em (3.29) e (3.30) mas sem o logaritmo neperiano que está aplicado em todos os indicadores.

ainda que tais propriedades não são encontradas em outras decomposições, tal como a de Ravallion e Datt (1992).⁴⁵

Além da não aditividade, Kakwani e Pernia (2000) afirmam ainda que a decomposição proposta por Ravallion e Datt (1992) não gera um índice de crescimento pró-pobre claro, uma vez para eles, não é clara também a explicação para o termo de resíduo.

3.3 Crescimento pró-pobre II – Curvas e índices de crescimento pró-pobre

3.3.1 Growth Incidence Curve (GIC) segundo Ravallion e Chen (2003)

Mais uma vez, seja Y uma variável aleatória de renda com média μ e CDF na data t definida por $F_t(y)$. E assim utilizando as definições vistas na seção 1.1.3, considere a seguinte implicação:

$$L_t(p) = \frac{1}{\mu_t} \int_0^p y_t(u) du \Rightarrow y_t(p) = \mu_t L_t'(p), \quad (y_t'(p) > 0) \quad (3.34)$$

em que $L_t'(p)$ é a derivada da curva OL. Com efeito, comparando duas datas, diga-se $t-1$ e t , a taxa de crescimento da renda *per capita* pode ser definida como:

$$g_t(p) = \left[\frac{y_t(p)}{y_{t-1}(p)} \right] - 1 \quad (3.35)$$

Ao substituir a implicação de (3.34) em (3.35) tem-se:

$$g_t(p) = \left[\frac{L_t'(p)}{L_{t-1}'(p)} \right] (\gamma_t + 1) - 1 \quad (3.36)$$

em que $\gamma_t = \left(\frac{\mu_t}{\mu_{t-1}} \right) - 1$ é a taxa de crescimento da média μ_t . Ravallion e Chen (2003) definem (3.36), $g_t(p)$, como a *Growth Incidence Curve (GIC)*. Afirmam que se $g_t(p) > 0 \quad \forall p$, então a GIC é de dominância estocástica de primeira ordem indo da data t em direção à data $t-1$. Note que quando a curva OL não se altera (ou seja, não há mudança na distribuição da renda) de um período para o outro, então a GIC será exatamente igual a

⁴⁵ Para mais sobre propriedades das decomposições, ver Baye (2004).

taxa de crescimento da média, $g_t(p) = \gamma_t \quad \forall p$. E ainda $g_t(p) = \gamma_t \Leftrightarrow y_t(p)/\mu$ está crescendo para todo tempo.⁴⁶

A figura 3.1 é um exemplo de GIC calculada por Ravallion e Chen (2003) para a China. Sua análise é feita da seguinte maneira: no percentil dos pobres a renda *per capita* cresceu em torno dos 3%, enquanto dos ricos 10%. Note que a curva é positiva então é de dominância estocástica de primeira ordem e como é não decrescente, houver redução da desigualdade no período.

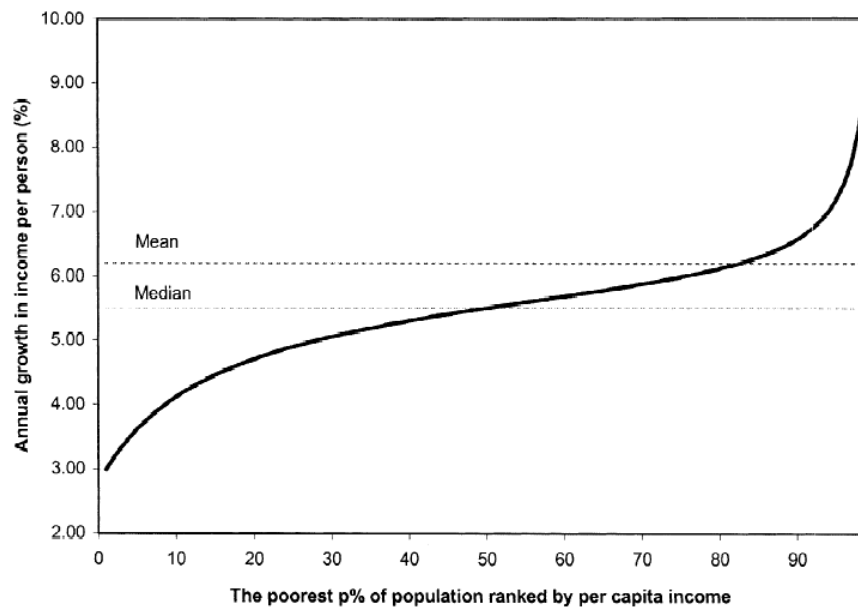


Figura 3.1: Growth Incidence Curve (GIC) para a China 1990 – 1999.
Fonte: Ravallion e Chen (2003).

Além da curva, Ravallion e Chen (2003) propõe um indicador para mensurar o crescimento pró-pobre que vem em consequência da curva GIC. Iniciaram levando em consideração as condições de Sen (1976) e os teoremas de Atkinson (1987) no que tange às propriedades de um índice de pobreza. E dessa maneira, propõe a utilização do índice de Watts, proposto por Watt (1968), que é definido como:

$$W_t = \int_0^H \log\left(\frac{z}{y_t(p)}\right) dp \quad (3.37)$$

em que H é o *Headcount ration*, z é a linha de pobreza e $y_t(p)$ é a “*quantile function*”, assim como definido na subseção 1.2.3.

Em seguida, diferenciando (3.37) com relação ao tempo, tem-se:

⁴⁶ O índice de pobreza utilizado por Ravallion e Chen (2003) para mensurar a curva

$$-\frac{\partial W_t}{\partial t} = \int_0^H \frac{\partial \log(y_t(p))}{\partial t} dp = \int_0^H g_t(p) dp \quad (3.38)$$

Assim, (3.38) denota a relação entre o índice de Watts com a GIC proposta. Isto é, a área abaixo da curva GIC, variando no intervalo de 0 à H , resulta na variação do índice de Watts no tempo para cada percentil mais pobre.

3.3.2 Poverty Growth Curve (PGC) segundo Son (2003)

Para mostrar se o processo de crescimento é pró-pobre, Ravallion e Chen (2003) definiram uma curva que ficou conhecida como “*Growth Incidence Curve*” ou apenas GIC como descrito na subseção 3.2.5. Esta indica a taxa de crescimento em diferentes pontos de percentis de distribuição da renda. Contudo, Son (2003) afirma que nela existem algumas limitações. A primeira é que gera um indicador de crescimento pró-pobre utilizando apenas o índice de Watts. Uma outra limitação é a violação do critério de monotonicidade explicado por Son (2007, p.6).

“...the GIC violates the monotonicity criterion. This occurs because Ravallion e Chen estimate their pro-poor growth measures using numerical integration up to the headcount ration in the initial period. Their measure does not utilize the poverty rate in the terminal period.” (SON, 2007, p.6).

Assim, como visto anteriormente, um processo de crescimento econômico é caracterizado como pró-pobre quando os pobres são beneficiados mais que proporcionalmente desse processo do que os não pobres. E sendo esse o caso, estaria havendo redistribuição da renda em favor dos pobres, com diminuição da desigualdade (KAKWANI e PERNIA, 2000). Seguindo esta definição, Son (2003) propõe uma análise de verificação de variação da curva de Lorenz em dois períodos no tempo similarmente ao feito por Ravallion e Chen (2003). Inicialmente, afirma que a curva de Lorenz Generalizada (LG) está de acordo com a condição restrita de dominância estocástica de segunda ordem.⁴⁷ Ou seja, como a curva de Lorenz é derivada da função de distribuição acumulada (FDA), pode-se mostrar que a curva de LG salta para cima se, e somente se, a curva FDA salta para baixo.⁴⁸

Assim, se for utilizado um indicador de pobreza aditivamente separável (como é o caso deste trabalho), então a função de distribuição estará de acordo com a condição restrita

⁴⁷ Ver seção 2.

⁴⁸ Ver Apêndice Técnico deste trabalho.

de dominância estocástica de segunda ordem de Atkinson (1987). Como implicação, tem-se o fato de que se a curva de Lorenz está saltando para cima (se, e somente se a FDA está saltando para baixo), sem equívoco, haverá redução do indicador de pobreza. Pode-se afirmar, portanto, que a curva de GL está de acordo com o princípio de dominância estocástica de segunda ordem (SON, 2003). Logo, havendo elevação da curva de LG entre dois períodos, $\Delta G(p) \geq 0, \forall p$, então há uma caracterização de crescimento pró-pobre,⁴⁹

Seguindo, portanto as proposições de Son (2003) toma-se o log da equação (2.8) definida na seção 2, obtendo:

$$\begin{aligned} \text{Ln}[\mu L(p)] &= \text{Ln}(\mu_p) + \text{Ln}(p) \\ \text{Ln}(\mu_p) &= \text{Ln}[\mu L(p)] - \text{Ln}(p) \end{aligned} \quad (3.39)$$

Gerando a equação (3.39) para dois períodos de tempo e subtraindo uma da outra tem-se:

$$g(p) = \Delta \text{Ln}(\mu_p) = \Delta \text{Ln}[\mu L(p)] \quad (3.40)$$

Na equação (3.40), $g(p)$ significa a taxa de crescimento da renda média do p -ésimo percentil mais pobre quando os indivíduos são ranqueados por sua renda *per capita*. Note que $g(p) \in (-1,1), \forall p \in (0,1)$ e é chamada por Son (2003) de “*Poverty Growth Curve (PGC)*”.

Fazendo $g = \Delta \text{Ln}(\mu)$, Son (2003) afirma ainda que pode-se reescrever (3.40) como:

$$g(p) = g + \Delta \text{Ln}[L(p)] \quad (3.41)$$

De acordo com o mesmo, com $p < 1$, o quadro 3.2 resume os possíveis casos da PGC.

$ g(p) $	Crescimento
$> g $	Pró-pobre
$>0 \text{ e } < g $	Trickle-down
$<0 \text{ e } g >0$	Empobrecedor
outros casos	Inconclusivo

Quadro 3.2: Classificação do crescimento pela PGC

Fonte: Elaborado pelo autor

⁴⁹ Note que se a curva de LG é de dominância estocástica, então a curva de LO também o será. Isto deve-se ao fato da diferença entre elas é que a primeira é a segunda multiplicada por uma constante (média da distribuição).

O primeiro caso significa que $\Delta \ln[L(p)] > 0$, fazendo a curva de Lorenz deslocar para cima, diminuindo a desigualdade; diz-se, neste caso, que o crescimento é “pró-pobre”, pois a renda dos mais pobres está crescendo relativamente mais que a da economia. Já no segundo, quando $0 < g(p) < g$, tem-se $\Delta \ln[L(p)] < 0$, implicando num aumento da desigualdade; significa que o crescimento é “pró-rico”, uma vez que embora reduza a pobreza, a renda dos $p\%$ mais pobres cresce menos relativamente à renda do restante da economia. No terceiro, quando $g(p) < 0$ e $g > 0$, o crescimento é chamado na literatura de empobrecedor, sendo um crescimento com elevação da pobreza. E o último caso são chamados de inconclusivos, pois são situações onde para determinados $p\%$, o crescimento é pró-pobre, para outros é não pró-pobre ou empobrecedor.

A figura 3.2 e a tabela 3.1 representam um exemplo da PGC estimada para a Tailândia nos períodos 1988-1990 e 1990-1992.

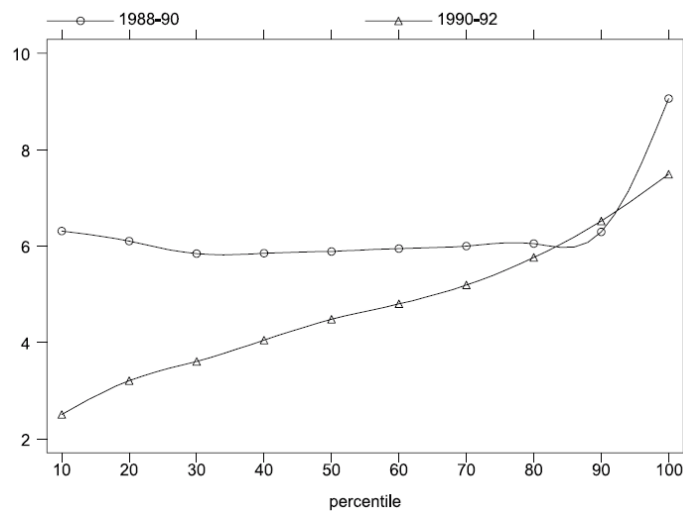


Figura 3.2: *Poverty Growth Curve* para a Tailândia – 1988/1990 e 1990/1992.
Fonte: Son (2003)

Tabela 3.1 – *Poverty Growth Curve* para a Tailândia – 1988/1990 e 1990/1992.

Percentile	1988–1990
10	6.31
20	6.10
30	5.84
40	5.85
50	5.89
60	5.95
70	6.00
80	6.05
90	6.29
100	9.06

Fonte: Son (2003)

Assim, a taxa de crescimento anual foi de 9,06% e como $0 < g(p) < 9,06 \quad \forall p$, implica que houve redução da pobreza, mas acompanhado por aumento na desigualdade. Logo, está caracterizado um crescimento “*Trickle-Down*”.

Note que além do explicado no início desta seção sobre as relações entre a GIC e a PGC, ambas as curvas tem por objetivo fazer uma demonstração “visual” do crescimento pró-pobre. Logo, optou-se por utilizar neste trabalho a PGC.

3.3.3 Índice de Crescimento Pró-pobre segundo Kakwani e Pernia (2000) -

Kakwani e Pernia (2000) usam a idéia de decomposição da pobreza (usando a decomposição de Shapley) para gerar um indicador de crescimento pró-pobre, considerando pró-pobre quando favorece proporcionalmente mais os pobres do que os não pobres e em que grau se dá esse favorecimento (quando houver). Em síntese, um crescimento que, durante seu processo, é acompanhado de redução da desigualdade. Contudo, o objetivo seria não somente de verificar se o crescimento estaria sendo pró-pobre, mas em que grau. Para tanto, Kakwani e Pernia (2000) sugeriram o “*Pro-poor Growth Index*”, que mostra “*the relation between total poverty reduction and poverty reduction that results from a distribution-neutral growth.*” (SON, 2007, p.4).

Considere, portanto, g_{12} a taxa de crescimento da renda domiciliar *per capita*, y , entre o período 1 e 2, a elasticidade do indicador de pobreza é definido como:⁵⁰

$$\eta = \frac{P_{12}}{g_{12}} \quad (3.42)$$

Kakwani e Pernia (2000) afirmam que η pode ser definido também como a variação proporcional no indicador de pobreza dado um crescimento de 1% em y . Para incluir a idéia de decomposição, substitui-se a equação (3.33) em (3.42) obtém-se:

$$\eta = \frac{G_{12} + I_{12}}{g_{12}}$$

$$\eta = \eta_g + \eta_t \quad (3.43)$$

⁵⁰ P_{12} foi definido na equação (3.33).

em que $\eta_g = \frac{G_{12}}{g_{12}}$ é a variação proporcional no indicador de pobreza quando há uma mudança na média da renda entre os dois períodos mantendo constante a distribuição e $\eta_I = \frac{I_{12}}{g_{12}}$ é a variação proporcional quando muda-se a distribuição mantendo constante a média das rendas. Dessa maneira, a equação (3.43) mostra que a variação proporcional no indicador de pobreza para uma taxa de crescimento da renda *per capita* familiar de 1% pode ser decomposta no efeito crescimento puro, η_g , e no efeito desigualdade puro, η_I . Kakwani e Pernia (2000) afirmam que sempre $\eta_g < 0$, uma vez que um crescimento positivo implica em redução do indicador de pobreza ao manter-se constante a distribuição da renda. Enquanto o sinal de η_I pode ser tanto positivo quanto negativo. Desta forma,

“If η_I is negative, it means that growth has led to a change in the distribution of income in favor of the poor, thereby reducing poverty unequivocally. Such a growth can be characterized as pro-poor. If η_I is positive, the change in income distribution is pro-rich: the rich benefit proportionally more than the poor.” (KAKWANI e PERNIA, 2000, p.15-16).

Assim, Kakwani e Pernia (2000) definem o índice de crescimento pró-pobre como:

$$\phi = \frac{\eta}{\eta_g} = 1 + \frac{\eta_I}{\eta_g} \quad (3.44)$$

Como η_g é sempre negativo, $\phi > 1$ se $\eta_I < 0$, evidenciando crescimento pró-pobre. Em resumo, se a taxa crescimento for positiva ($g_{12} > 0$), as relações possíveis estão descritas em (3.45).

$$\left\{ \begin{array}{ll} \phi > 1 & \Leftrightarrow \eta_I < 0 \\ \phi = 1 & \Leftrightarrow \eta_I = 0 \\ 0 < \phi < 1 & \Leftrightarrow \eta_I > 0 \text{ e } |\eta_I| < |\eta_g| \\ \phi < 0 & \Leftrightarrow \eta_I > 0 \text{ e } |\eta_I| > |\eta_g| \end{array} \right. \quad (3.45)$$

Desta forma, o quadro 3.3 representa a explicação de acordo com a literatura, do significado dos valores do índice em termos de ser ou não pró-pobre.

Crescimento	ϕ
Pró-pobre	>1
Trickle-down	>0 e <1
Empobrecedor	<0
Inconclusivo	$=1$ ou 0

Quadro 3.3: Significado do Índice sob hipótese de crescimento

Fonte: Elaborado pelo autor

No primeiro caso, tem-se a caracterização do crescimento pró-pobre, pois o indicador é maior do que 1 implicando que está havendo crescimento (com seu efeito puro reduzindo os indicadores de pobreza) acompanhado de uma redução da desigualdade. Desta forma, fazendo com que os pobres se beneficiem proporcionalmente mais. No segundo caso, tem-se o que costuma ser chamado na literatura de crescimento “*Trickle-down*”. Segundo Kakwani e Pernia (2000), este conceito surgiu na década de 1950 e ocorre quando os ricos se beneficiam primeiro do processo do crescimento. E num segundo momento, quando gastam seus ganhos, os pobres (por meio dos trabalhadores, por exemplo) recebem “sua parte” indiretamente. Nesse caso, como os ricos recebem primeiro, se beneficiam proporcionalmente mais do que os pobres afirmam, o que é também chamado por eles de “pró-rico”. O terceiro caso ocorre quando o processo de crescimento é acompanhado de aumento no indicador de pobreza, explicando o porquê de ser chamado de empobrecedor. E por fim, existe uma situação em que o indicador é igual a 1, gerando resultados inconclusivos.

Contudo, se a renda domiciliar *per capita* estiver decrescendo (chamado aqui de recessão) em algum período de análise⁵¹, perceber-se-á que o indicador de pobreza irá crescer caso não haja redistribuição da renda entre os domicílios. Nesse caso, note que pela definição apresentada na equação (3.42), $\phi > 0$ e como sempre $\eta_g < 0$, isto implica que $\eta < 0$ devido (3.44). Contudo, pode-se ter $\phi > 1$ ou $0 < \phi < 1$, dependendo se está havendo melhora ou piora na distribuição da renda. Se há melhora (piora) na distribuição, por definição a recessão será pró-pobre⁵² (empobrecedora) e $|\eta| < |\eta_g|$ ($|\eta| > |\eta_g|$). Neste caso, Kakwani e Pernia (2000) propõe a inversão do cálculo de ϕ quando há recessão como:

$$\phi = \frac{\eta_g}{\eta} \quad (3.46)$$

⁵¹ E pode ser visto na tabela A.1 no anexo A que esses casos estão presentes neste trabalho.

⁵² Note que essa definição proposta por Kakwani e Pernia (2000) como sendo pró-pobre parece contraditória, pois a distribuição da renda melhora em contraposição à recessão, mas o indicador de pobreza está aumentando. Contudo, a idéia abordada pelo autor seria de que a recessão “penaliza” menos os pobres relativamente, por isso é pró-pobre.

Isto implica que implicando se foi pró-pobre (empobrecedor), $\phi > 1$ ($0 < \phi < 1$). Percebe-se, portanto, que não há a definição de recessão *Trickle-down*. A equação (3.47) apresenta este fato.

$$\text{se } g_{12} < 0 \text{ e } \eta < 0, \text{ então } \begin{cases} \phi > 1 & \Leftrightarrow \eta_I > 0 \text{ e } |\eta_I| < |\eta_g| \\ 0 < \phi < 1 & \Leftrightarrow \eta_I < 0 \end{cases} \quad (3.47)$$

Kakwani e Pernia (2000) não analisam o fato de poder haver recessão com redução da pobreza.⁵³ Nesse caso, o aumento na pobreza implica que $\phi < 0$ com base na definição da equação (3.42). Novamente, como $\eta_g < 0$ e usando (3.46), ter-se-á $\eta > 0$. Assim, usando a equação (3.43) chega-se a conclusão de que $|\eta_I| > |\eta_g|$. Nesse caso, como o efeito desigualdade puro é em favor dos pobres e o suficiente para reduzir a pobreza, caracteriza-se como pró-pobre. Este caso é elucidado pela equação (3.48).

$$\text{se } g_{12} < 0 \text{ e } \eta > 0 \text{ então } \phi < 0 \quad (3.48)$$

Em síntese, o quadro 3.4 resume o que ocorre quando há recessão.

Recessão	ϕ	
	$\eta > 0$	$\eta < 0$
Pró-pobre	<0	>1
Empobrecedor	-	>0 e <1

Quadro 3.4 – Significado do Índice sob hipótese de recessão
Fonte: Elaborado pelo autor

⁵³ E como será visto, ocorre em alguns casos da análise feita neste trabalho.

4 ANÁLISE DA BASE DE DADOS

4.1 Nota sobre a PNAD

De acordo como o IBGE, o programa de pesquisa por domicílios foi progressivamente implantado desde de 1967 por meio da criação da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, que tinha por finalidade o fornecimento de informações sócio-econômicas do país. Inicialmente seus resultados eram apresentados periodicamente a cada trimestre até 1970, passando para anual a partir de 1971.⁵⁴ As pesquisas foram interrompidas nos anos censitários de 1970, 1980, 1991 e 2000, além de 1974 e 1975, onde foram levantadas a pesquisa especial “Estudo Nacional da Despesa Familiar – ENDEF” e 1994 por razões excepcionais.

Já na década de 1980 foram mantidas inalteradas as características básicas do levantamento, com pequenas modificações visando aumentar as informações pertinentes às famílias pesquisadas, como a inclusão de cor em 1987 e rádio e televisão nos domicílios particulares em 1988.

Na década de 1990, além dos aspectos básicos sobre a população como habitação, trabalho e rendimento, por vários anos foram incluídas e excluídas novas variáveis, sendo portanto de extrema importância a análise do “dicionário de variáveis” para que seja feito qualquer acompanhamento histórico de alguma variável específica. Como exemplo, tem-se a inclusão de “*tópicos suplementares de trabalho de crianças de 5 a 9 anos de idade e ensino supletivo*” incluído em 1992 e mantido em 1993 e 1995. E além das variáveis excluídas em 1996, em 1997 o tema mobilidade social deixou de ser apresentado.

Já na última década, de 2000, o tema mais importante relativo às PNADs é sua abrangência. Nota-se que desde 1967 as PNADs foram sendo ampliadas até alcançar todo território nacional exceto a área rural dos estados da região Norte (Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá). Esta abrangência foi mantida até 2003. Em 2004, foram incluídas tais informações, fazendo com que todo território nacional fosse coberto a partir de então. Destaca-se o fato de que ao incluir tal abrangência, deve-se tomar cuidado, sobretudo

⁵⁴ Mais informações sobre as PNADs podem ser obtidas no site do IBGE em Notas Técnicas, que tem um website disponível em http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2008/notas_brasil.pdf.

em análises sobre rendimento. Pois com tal inclusão, percebe-se uma queda brusca no rendimento domiciliar *per capita* estadual dos mesmos.⁵⁵

Os dados das PNADs são apresentados de duas maneiras. Dados por domicílios e por pessoas. De acordo com o IBGE, é considerado um domicílio um local estruturalmente separado e independente, que se destina a servir de habitação para seus moradores, além de serem classificados como: (i) Particularmente Permanente; (ii) Particularmente improvisado; e (iii) coletivo. E os indivíduos são os que moram nos domicílios. Neste último, tem-se por exemplo a apresentação do rendimento de cada pessoa que participou do questionário. A escolha do qual tipo de dado deve-se utilizar depende do tema e abrangência requerida na pesquisa. Neste trabalho, foram utilizados os dados por domicílios.

As variáveis escolhidas para análise foram as chamadas UF, V4611 e V4614 para “Unidades da Federação “Peso do Domicílio” e “ Rendimento mensal domiciliar para todas as unidades domiciliares (exclusive o rendimento dos pensionistas, empregados domésticos, parentes dos empregados domésticos e pessoas de menos de 10 anos de idade a partir de 2004)”, respectivamente. Além destas, foi utilizada a variável V0105 para os anos de 1995 à 2003, que representa “Total de moradores no domicílio” e V4620 de 2004 à 2008, representando o “Número de moradores do domicílio (exclusive o rendimento dos pensionistas, empregados domésticos, parentes dos empregados domésticos e pessoas de menos de 10 anos de idade a partir de 2004). Desta maneira, excluiu-se o rendimento igual a zero e valor não aplicável (expresso por: 999999999999), sendo que este último representa rendimentos não declarados. Posteriormente calculo-se o rendimento domiciliar *per capita*, calculado pela divisão da variável V4614 por V0105 (de 1995 à 2003) ou por V4620 (de 2004 à 2008). E por fim, foram calculados os indicadores de pobreza, a distribuição e o crescimento da renda domiciliar *per capita*.

Na metodologia de elasticidade-crescimento da pobreza, utilizou-se os dados de 1995 à 2008 disponibilizados pelas PNADs da forma descrita acima. E na metodologia de Índice de kakwani e Pernia (2000) e da *Poverty Growth Curve* de Son (2003) foram utilizados os dados da mesma para os anos de 1995, 2002 e 2008. Estes foram escolhidos com o objetivo de analisar os efeitos crescimento pró-pobre nos anos do governo do presidente Fernando Henrique Cardoso e Luiz Inácio Lula da Silva, este último apenas para os dados

⁵⁵ Este fato é de suma importância, pois torna incompatível a comparação de rendimentos a partir de 2004 com anos anteriores para os estados da referida região. Desta maneira, foram excluídas as análises deste trabalho para tais estados, pois pode-se chegar a resultados exorbitantes ou contraditórios. Ressalta-se, contudo que na estimação foram mantidos, para que não houvesse perdas de graus de liberdade no resultado para as demais unidades da federação.

cujos quais se têm informação. Neste trabalho, os períodos de 1995-2002 e 2002-2008 serão chamados de períodos FHC e Lula, respectivamente.⁵⁶

4.2 Uma nota sobre a região Norte

A base de dados utilizada são as PNADs – Pesquisa Domiciliar por Amostra de Domicílios de 1995 à 2008. Com relação a tais dados, deve-se enfatizar que há um problema quando analisando no período antes e depois de 2002. Segundo nota explicativa do IBGE, não eram incluídas as rendas rurais nos estados da região Norte antes desse ano. Dessa maneira, passando a incluí-los, há uma mudança estrutural na distribuição da variável aleatória renda. A média tende a diminuir devido menores rendas auferidas no campo, de acordo como constatado na literatura (MANSO, BARRETO e TEBALDI, 2006). Além disso, o desvio padrão tende a aumentar, pois tornam mais dispersos os dados em torno da média devido a diferença na renda do campo e renda urbana. Com efeito, depois de 2003, há uma tendência de observar-se uma piora tanto na distribuição da renda quanto no crescimento (decréscimo) da renda média (domiciliar *per capita*). Isso pode ser melhor visto ao analisar a taxa de crescimento da renda domiciliar *per capita*, da variação do índice de Gini e da proporção de pobres apresentados nas tabelas 4.1, 4.2 e 4.3, respectivamente, para a região Norte. Como pode ser visto, na primeira tabela, renda média cai em todos os estados e, por conseqüência, na região toda no período compreendido de 1995 à 2002. Isto pois a partir de 2002 já são incluídas a renda do campo, fazendo com que a média reduza. Há também uma discrepância muito grande entre os estados. Enquanto Roraima teve um decréscimo de 41%, que gera em média quase 6% de decréscimo por ano (1995-2002), o estado do Pará reduziu apenas 1.23% no período todo. Além disso, Tocantins cresce nada menos do que 54% de 2002 à 2008, gerando um crescimento médio anual perto de 9%, acompanhado de Roraima novamente, mas com crescimento de 34%. E é consenso na literatura de que esses padrões de crescimento estão fora da realidade brasileira, mesmo em um estado isoladamente. Tal elevação se deve ao fato da renda domiciliar *per capita* ter reduzido muito com a introdução da renda rural.

⁵⁶ Deve-se enfatizar, contudo, que este trabalho faz-se uma análise técnica, e não política dos efeitos dos dois governos.

Tabela 4.1 Taxa de crescimento da renda domiciliar *per capita* – Norte

Unidade de corte	Variação %		
	95-02	02-08	95-08
RO	-17.92	2.54	-15.84
AC	-5.89	-8.86	-14.23
AM	-19.17	16.81	-5.59
RR	-41.10	34.08	-21.02
PA	-1.23	7.88	6.56
AM	-16.61	9.57	-8.63
TO	10.98	54.17	71.10
Norte	-10.04	13.10	1.75

Fonte: Elaborado pelo autor.

Ao analisar o índice de Gini, apresentado na tabela 4.2, se destaca novamente o estado de Roraima, com uma variação perto de 26%. Ou seja, aumentou muito a desigualdade inter-domicílios. Embora a região como um todo tenha diminuído, devido novamente à disparidade na diferença de variação entre os estados da região.

Tabela 4.2 Índice de Gini– Norte

Unidade de corte	Indicador			Variação %		
	1995	2002	2008	95-02	02-08	95-08
RO	0.57	0.52	0.50	-8.68	-5.57	-13.77
AC	0.56	0.63	0.54	12.66	-13.73	-2.81
AM	0.57	0.56	0.51	-3.29	-7.70	-10.73
RR	0.44	0.55	0.53	26.47	-4.16	21.21
PA	0.58	0.57	0.50	-1.83	-11.02	-12.64
AM	0.54	0.56	0.45	3.15	-18.98	-16.42
TO	0.60	0.55	0.54	-6.99	-2.71	-9.51
Norte	0.58	0.56	0.51	-3.18	-9.37	-12.26

Fonte: Elaborado pelo autor.

Enfatizando o estado de Roraima, com uma queda bruta na renda média e um aumento abrupto na desigualdade, o que espera-se da proporção de pobres? Com certeza uma elevação absurda. E é isto que se observa. Uma elevação de nada menos do que 230%. Ou seja, uma economia estadual que apresentava 14% das pessoas pobres em 1995, passa para 45% ao introduzir os dados da região rural. E mais uma vez, devido à diferença entre os estados do Norte, não há um aumento absurdo da proporção de pobres na região como um todo.

Dito isto, percebe-se que há um problema sério ao fazer-se análises de crescimento da renda, mudança em sua distribuição ou variação da pobreza. Logo, para evitar erros de conclusão ou até mesmo contradições, a referida região foi excluída da análise, deixada nos cálculos apenas para que não fosse perdido grau de liberdade, sobretudo na estimação do modelo de elasticidade-crescimento da pobreza utilizando *pooled least square*.

Tabela 4.3 Proporção de pobres– Norte

Unidade de corte	Indicador			Variação %		
	1995	2002	2008	95-02	02-08	95-08
RO	31.86	32.44	25.19	1.82	-22.35	-20.94
AC	29.54	39.40	32.87	33.38	-16.57	11.27
AM	36.73	44.99	31.52	22.49	-29.94	-14.18
RR	14.05	46.45	29.18	230.60	-37.18	107.69
PA	46.31	46.72	33.97	0.89	-27.29	-26.65
AM	32.92	42.83	27.80	30.10	-35.09	-15.55
TO	60.02	54.43	28.74	-9.31	-47.20	-52.12
Norte	42.11	45.39	31.56	7.79	-30.47	-25.05

Fonte: Elaborado pelo autor.

4.3 Linhas de pobreza utilizadas e Deflator das PNADs

De acordo com o que foi discutido na seção 2, a escolha da linha de pobreza está intimamente ligada à estimação de um indicador de pobreza. Como foi visto, a linha de pobreza pode ser absoluta, quando independe dos dados, e relativa, quando depende de algum parâmetro da distribuição. A linha de pobreza proposta por Rocha (1997) foi estimada pela otimização de uma cesta de bens para cada estado e regiões do país. Esse tipo de linha é aquela que independe da distribuição da variável aleatória renda. Em algumas regiões, também foram feitas discriminações de linhas de pobreza entre urbana e rural. Utilizou-se a linha de pobreza urbana proposta para cada estado. Quando apresentada apenas para a região, utilizou-se a mesma linha de pobreza para todos os estados da referida região. Essas linhas de pobreza estão apresentadas na tabela F.1, no anexo F. As linhas utilizadas são aquelas estimadas para o ano de 2008, como destacado na tabela.

Dito isto, para a metodologia do Índice de Crescimento pró-pobre e para a *Poverty Growth Curve* foram utilizados os indicadores de pobreza que foram calculados usando a linha proposta por Rocha (1997).

Como utilizou-se a linha de pobreza do ano de 2008, tornou-se necessário inflacionar as séries das PNADs para que fosse feita a comparação correta. Ou seja, necessitava-se calcular as variações reais. Para tanto, foi utilizado o deflator das PNADs proposta por Corseuil e Foguel (2002), baseada no INPC (Índice Nacional de Preços ao Consumidor) e no IGP (Índice Geral de Preços) do ministério do trabalho com alguns ajustes, que se destacam:

- (i) mudança na data de referência centrando o índice no primeiro dia de cada mês;
- (ii) expansão da série para períodos anteriores à sua criação;

Nesse último caso, a maior importância foi o fato de tornar possível inflacionar as séries anteriores à 2002 deste trabalho.⁵⁷

4.4 Crescimento da renda domiciliar *per capita* dos domicílios no Brasil, Regiões e Estados

Nas tabelas A.1 e A.2 no anexo A, estão apresentadas as taxas de crescimento da renda domiciliar *per capita* no Brasil, regiões e estados compreendidos nos períodos chamados de FHC (1995-2002) e Lula (2002-2008).

Os dados da tabela A.1 estão representados na figura 4. Primeiramente, verifica-se que no Brasil como um todo, o período do governo FHC apresentou um crescimento negativo quase nulo (-0,65%) do rendimento domiciliar *per capita*. Desta forma, o crescimento observado para o período toda da análise, de 17,29%, deve-se ao período Lula. Esse efeito também é observado ao analisar as regiões separadamente, destacando-se com maior crescimento o Nordeste e o Centro-Oeste. Em particular, na região Nordeste observou-se o maior crescimento no período Lula.⁵⁸

Já a análise para os estados, com exceção para 3 das unidades da federação do Centro-Oeste (Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Goiás), percebe-se que os estados como um todo denotam um crescimento muito baixo da renda domiciliar *per capita* no período FHC.⁵⁹ Tal fato pode ser visto na tabela A.2, que é apresentada na figura 4.2. Contudo, a compensação dessa estagnação é claramente vista no período Lula, com expansão de mais de 30% no período em alguns estados.⁶⁰ Dessa maneira pode-se afirmar que o período Lula foi o motor do crescimento observado no período todo.

Outro ponto importante refere-se ao menor crescimento da região Sudeste (10% no período 95-08). Nela, destaca-se São Paulo, com crescimento negativo da renda domiciliar *per capita* de -3,79% no período FHC e apenas 8,41% no período Lula, gerando um crescimento total no período de 4,3% apenas

⁵⁷ Para mais ver Corseuil e Foguel (2002).

⁵⁸ Os motivos para esse fato podem ser muitos, tais como crescimento global e políticas adotadas no período. Uma análise econométrica para análises de políticas sobre variáveis é proposta por Besley, Burgess e Volart (2005) e Silveira Neto (2005).

⁵⁹ Com exceção do estado do Alagoas com decréscimo de 9% e Pernambuco com crescimento do mesmo montante, para a região Nordeste e Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Goiás no Centro-Oeste, considerando a renda domiciliar *per capita* no período FHC.

⁶⁰ Mais uma vez, vários podem ser os fatores que explicam tal fato. Contudo tal análise não será feita aqui por fugir ao objetivo do trabalho.

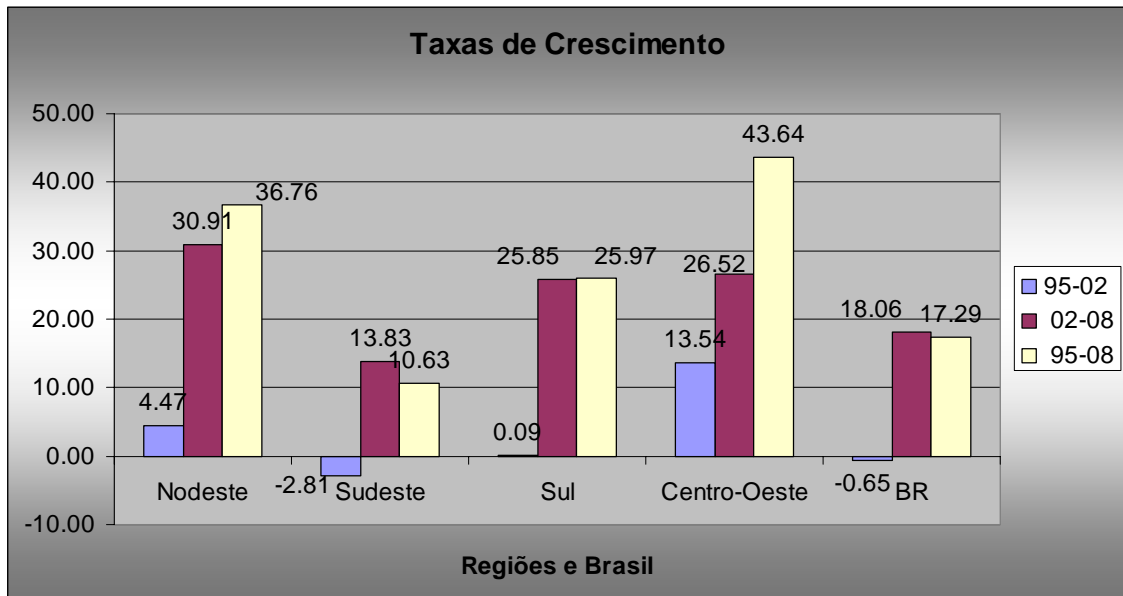


Figura 4.1 Taxa de Crescimento da renda domiciliar per capita das regiões e Brasil (1995-2002-2008)

Fonte: Elaborado pelo Autor

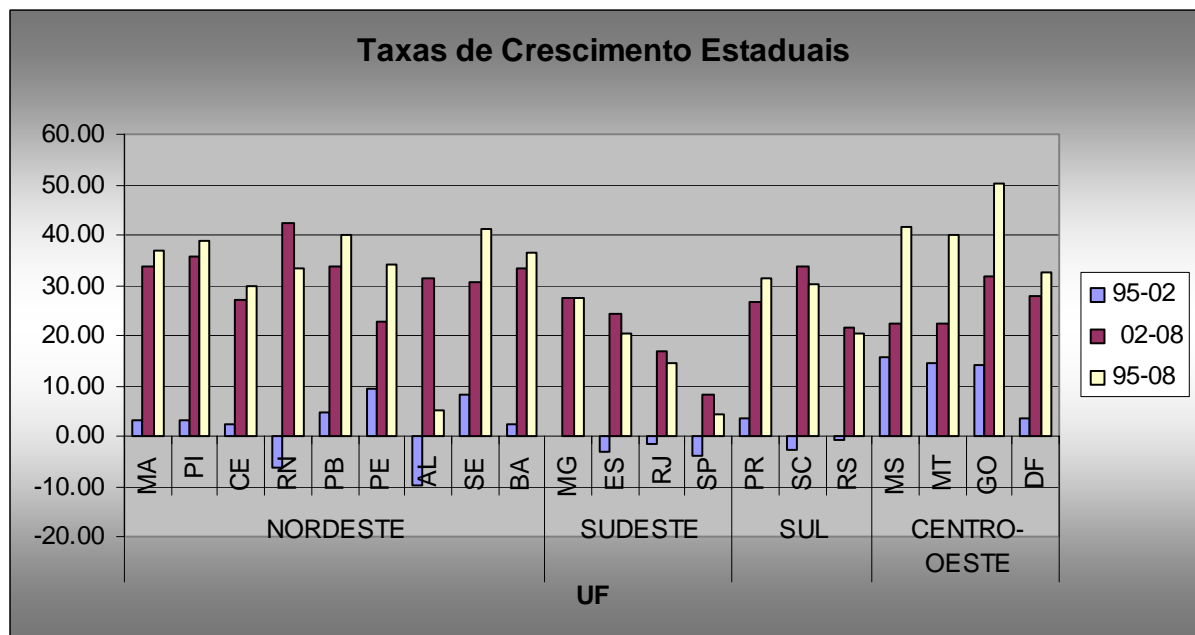


Figura 4.2 Taxa de Crescimento da renda domiciliar per capita das regiões e estados (1995-2002-2008)

Fonte: Elaborado pelo Autor

4.5 Distribuição do renda domiciliar *per capita* entre os domicílios no Brasil, Regiões e Estados

Independentemente de qual conceito de renda⁶¹ que se esteja utilizando, o Brasil se destaca por ter uma má distribuição, significando que o nível de desigualdade é muito elevado. Camadas inferiores da cauda da distribuição tendem a apropriar-se de uma fração muito baixa da renda. De acordo com Barros, Henriques e Mendonça (2000), o país destaca-se como um dos mais desiguais dentre 92 países em uma pesquisa feita pelo Relatório de Desenvolvimento Humano de 1999, usando dados disponibilizados pelo Banco Mundial.⁶²

A tabela A.3 no anexo A apresenta-se os valores estimados do índice de Gini, evidenciando a distribuição do rendimento domiciliar *per capita* no Brasil e nas regiões Brasileiras.⁶³ Além desta, nas tabelas A.4 e A.5 apresenta-se a estimação para o índice de Theil-T e Theil-L, respectivamente. Comparando essas duas últimas com a primeira, verifica-se o alto nível de desigualdade brasileiro.⁶⁴ O índice de Gini alcança o elevado valor de 0,60, 0,59 e 0,55 nos anos de 1995, 2002 e 2008, respectivamente. Nesse caso, embora tenha apresentado redução, seu valor permanece próximo de 0,60, assim como evidenciado por Barros, Henriques e Mendonça (2000). E por meio da figura 4.3 pode-se perceber a semelhança do padrão nacional com as regiões, tanto no valor quanto em sua redução verificada principalmente no período Lula. Nota-se também que no Nordeste seguiu o padrão de redução da distribuição brasileira. Ou seja, reduziu muito pouco no período FHC e melhorando sensivelmente no período Lula. As taxas de variação do mesmo estão apresentadas também na tabela A.3 e demonstradas na figura 4.4.

Utilizando a curva de Lorenz é possível verificar as mudanças na distribuição da renda brasileira entre 1995-2002 e 2002-2008 por meio da figura B.1 no anexo B. Verifica-se que há uma mudança clara na distribuição ao se comparar 2002 com 2008, pois a curva mais se aproxima da linha de 45° (esta que representa a distribuição perfeitamente igualitária da

⁶¹ A idéia de desigualdade é bem mais abrangente do que somente “desigualdade de renda”. Existe uma relação mais sutil que se refere à desigualdade de acesso a bens, serviços, educação, dentre outros. Contudo, neste trabalho utiliza-se apenas o conceito estrito relacionado à renda. Para mais ver Barros, Henriques e Mendonça (2000), Ferreira e Litchfield (2000) e Ferreira (2000).

⁶² É importante dizer que os conceitos de indicadores de Desigualdade como índice de Gini e Theil, além da Curva de Lorenz são extensivamente explicados na seção 3.

⁶³ O índice de Gini foi calculado por meio do comando “Ineqdeco5” no programa STATA, proposto por Jenkins (1999).

⁶⁴ Embora sejam metodologias distintas, evidencia-se aqui a semelhança de no padrão de distribuição demonstrado.

renda) em todos os percentis (extratos) de renda. Contudo, o mesmo não pode ser dito quando comparando 1995 com 2002, pois as curvas quase se confundem.

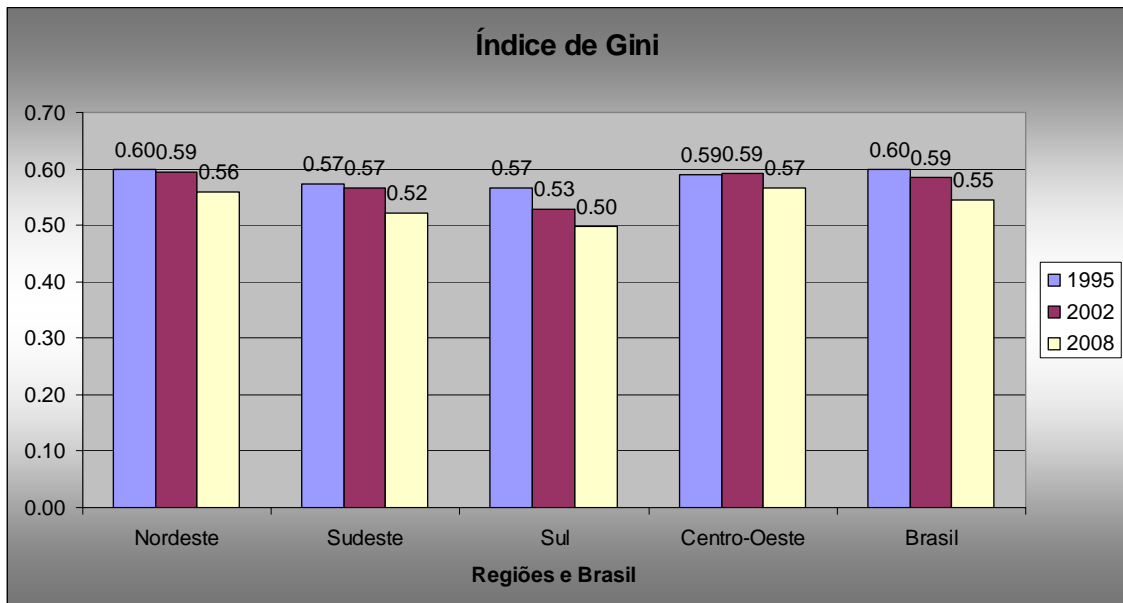


Figura 4.3 Índice de Gini do Brasil e regiões (1995-2002-2008)

Fonte: Elaborado pelo Autor

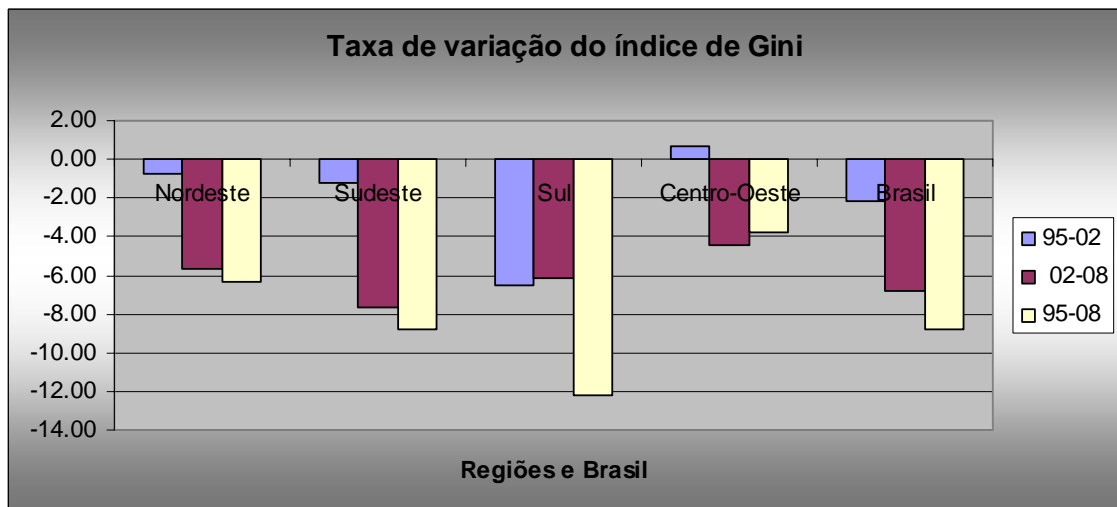


Figura 4.4 Taxa de variação do índice de Gini – Regiões e Brasil (1995-2002-2008)

Fonte: Elaborado pelo Autor

Como será explicado posteriormente, o índice de Gini é derivado da conhecida

Embora a análise das regiões siga o mesmo padrão da nacional, há certas singularidades de distribuição da renda em cada unidade da federação. Isto é, quando comparadas, apresentam certas diferenças. Nas tabelas A.6 a A.9 estão apresentados os índices de Gini das unidades da federação (UF), discriminados por regiões, compreendidos nos dois períodos da análise, quais sejam FHC e Lula. E na tabela A.10 apresentadas as variações do índice de Gini para todos os estados. Esta que é representada pela figura 4.5, onde há uma clara visualização do padrão distinto dito anteriormente. Até mesmo dentro de

uma mesma região, a distribuição da renda comportou-se de forma distinta. Como por exemplo nos estados do Nordeste, há uma redução do índice nos estados da Bahia, Ceará e Alagoas no período FHC. Mas na Paraíba, Pernambuco e Piauí há aumento. Isto faz com, embora quase todos os estados (exceto Sergipe) reduziram o indicador no período Lula, haja bastante divergência quando olhando para sua variação no período todo.

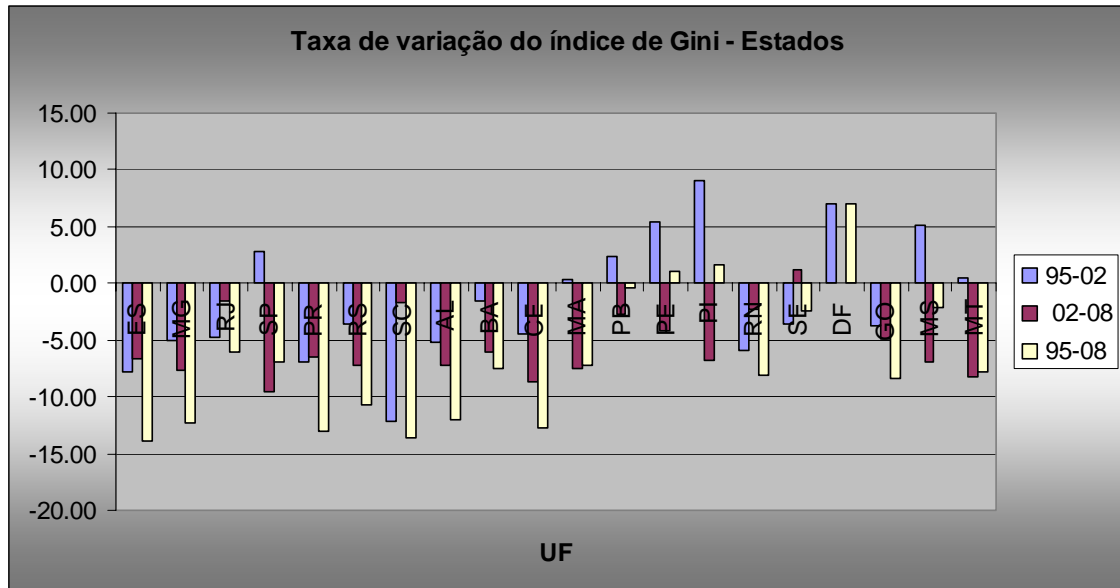


Figura 4.5 Taxa de variação do índice de Gini – Estados (1995-2002-2008)

Fonte: Elaborado pelo Autor

Note que algo bastante curioso na região Centro-Oeste. Embora todos os estados da referida região melhoraram a distribuição do rendimento domiciliar *per capita*, o Distrito Federal aumentou muito (até mesmo em relação a todos os estados do país. E esse aumento deve-se ao período FHC, uma vez que quase não se altera no período Lula. Fato este que pode ser visto na figura B.25 no anexo B, que representa a curva de Lorenz para os anos de 1995, 2002 e 2008 o Distrito Federal. Percebe-se claramente que de 1995 para 2002 houve um aumento na desigualdade, uma vez que a curva afastou-se da linha de 45°.

Além desta, estão dispostos no anexo B as figuras de B.2 à B.5 representando as curvas de Lorenz estimada para os anos de 1995, 2002 e 2008 para as regiões do país.⁶⁵ E de B.6 até B.25 as estimadas para as unidades da Federação.

⁶⁵ A curva de Lorenz foi estimada usando o comando “glcurve” no programa STATA, proposto por Jenkins e Kerm (2004).

4.6 Pobreza dos domicílios no Brasil, Regiões e Estados

Note que neste trabalho a análise que se tem feito com relação à renda⁶⁶ e distribuição refere-se ao crescimento e distribuição da renda domiciliar *per capita*. Dessa maneira, não se pode falar em crescimento da renda das pessoas ou distribuição entre as pessoas, pois a base de dados utilizada foi por domicílios. Logo, os índices de pobreza aqui explicados referem-se a domicílios que tem renda abaixo da linha de pobreza. Tem-se, portanto, os indicadores de FGT(0), FGT (1) e FGT(2) representando a proporção de domicílios pobres, Intensidade da pobreza dos domicílios e a perversidade da pobreza dos domicílios. Desta forma, pode-se dizer, por exemplo, que existem pessoas vivendo em domicílios pobres, muito pobres e/ou de maneira perversa, com a proporção indicada pelo índice.

Com base nas amostras das PNADs utilizadas, no início do período FHC, verificou-se que no Brasil 37% dos domicílios foram considerados pobres.⁶⁷ E pouco reduziu até 1999, com o valor de 34% de acordo com Barros, Henriques e Mendonça (2000). E por meio da figura 4.6, que representa os dados da tabela A.11, essa tendência permaneceu até 2002, com um valor ainda próximo dos 34%. Os referidos autores dão ênfase a “fraca” redução na proporção de domicílios em condição de pobreza na década de 1990. Contudo, percebe-se uma redução próxima de 40% em 2008 com relação à 2002 (ver tabela A.12). Evidencia-se, assim uma redução efetiva na proporção de domicílios pobres, pois algo em torno de 14% da proporção de municípios deixaram de ser pobres. Dessa maneira, embora a redução da pobreza atingiu uma inércia (no sentido estrito de redução), a maior parte da variação no período todo (1995-2008) está ligada à redução evidenciada no período Lula.

Por meio da tabela A.11 e a figura 4.7 que a representa, pode-se ainda chegar a mais conclusões. De toda a redução observada no período Lula, a região que mais contribuiu para tal redução foi Sul. Seu indicador que já atingia um nível mais baixo que o nacional (20%) atingiu o patamar próximo de 8% em 2008. E como a referida região já havia reduzido relativamente mais que as outras no período FHC, a redução no período todo foi nada menos que de 60%. Como foi a 3ª região em crescimento da renda domiciliar *per capita* (tabela A.1),

⁶⁶ A pobreza, assim como a desigualdade, é mais sutil quando tratada considerando pobres os domicílios que não têm acesso a bens, serviços, educação, dentre outros. Contudo, neste trabalho é utilizado somente o conceito estrito relacionado a renda insuficiente. Para mais ver Barros, Henriques e Mendonça (2000) e Rocha (2000).

⁶⁷ Os índices FGT(α) foram calculados por meio do comando “apoverity” no programa STATA, proposto por Azevedo (2006a).

pode-se atribuir a maior parte dessa redução da pobreza à melhora na distribuição da renda. Esse fato pode ser reforçado ao verificar que essa foi a região que mais reduziu o índice de Gini no mesmo período (tabela A.6).⁶⁸ Em particular, note que o crescimento da renda na região Sul foi quase nulo no período FHC (tabela A.1), embora seu indicador de pobreza foi o que apresentou maior redução e o índice de Gini foi o que maior reduziu no período.

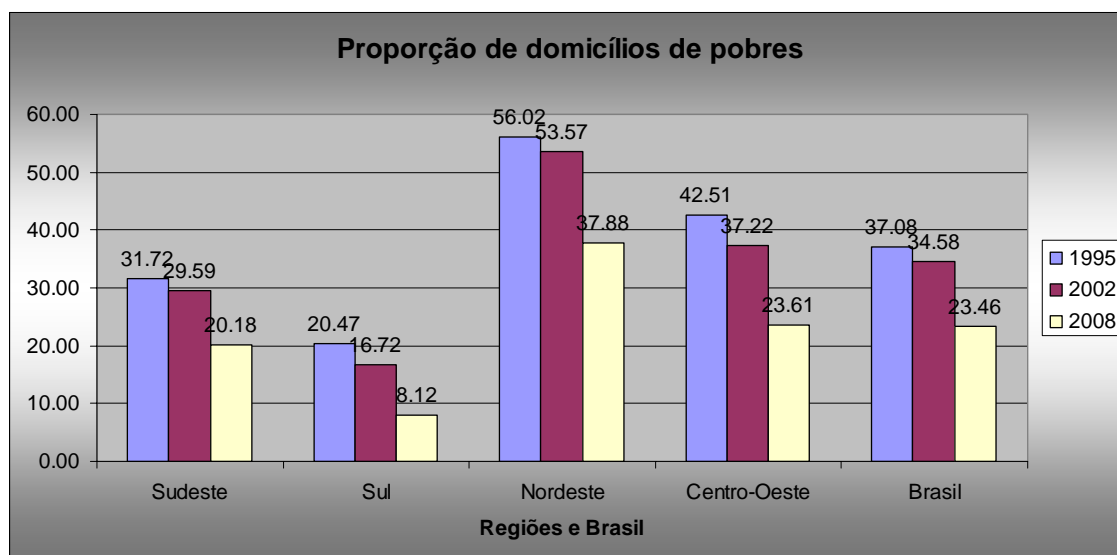


Figura 4.6 FGT(0) – Brasil e Regiões (1995-2002-2008)

Fonte: Elaborado pelo Autor

Nota: Linha de pobreza de Rocha (1997) no anexo F.

Note o importante fato que ao analisar o indicador regional de 2008 em comparação com o de 1995, a menor redução não foi menor do que 30%. Ou seja, uma efetiva redução da pobreza no Brasil. Contudo, ao analisar ainda a tabela A.11 nota-se que a região Nordeste foi a que menos reduziu o indicador de pobreza, tanto no período FHC quanto no período Lula. Isso é facilmente visto analisando a figura 4.7. Dessa forma, torna-se a região que menor reduziu a pobreza no período todo. Mas ao analisar as tabelas A.1 e A.6, verifica-se que a referida região foi a 2ª em crescimento da renda mas apenas a 4ª das 5 regiões em redução no índice de Gini. Dessa maneira, em contraposição à região Sul, a redução da proporção de pobres de 56% em 1995 para 38% em 2008 parece ser melhor explicada pelas variações observadas no crescimento do que pelas variações observadas na estrutura de distribuição da renda. Mas para dar mais robustez na verificação se foram as variações do crescimento ou da desigualdade que mais influíram nas variações da pobreza, é necessário

⁶⁸ Contudo, para se poder afirmar com certeza que a maior parte da redução da pobreza foi devido a uma melhora na distribuição, serão utilizadas as metodologias específicas descritas na seção metodológico. Principalmente ao notar-se que embora foi a 3ª região em crescimento da renda domiciliar *per capita*, esse foi algo em torno de 25% no período em contraste com os 46% da região Centro-Oeste.

saber o quão elástica é esta última em relação àquelas duas. Esta é a principal proposta deste trabalho.

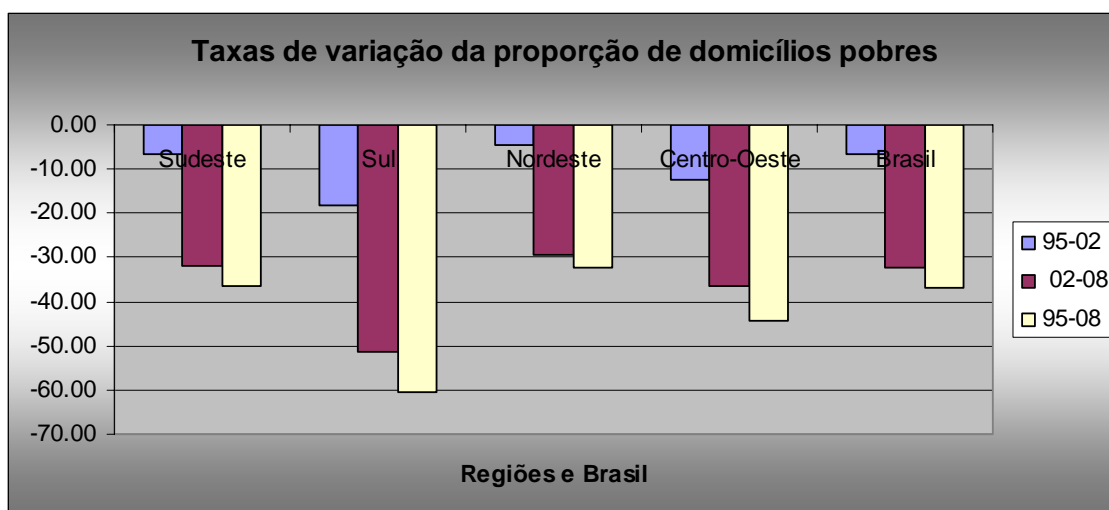


Figura 4.7 Taxa de variação do índice FGT(0) – Brasil e Regiões (1995-2002-2008)

Fonte: Elaborado pelo Autor

Nota: Linha de pobreza de Rocha (1997) no anexo F.

Além da proporção de pobres, tanto as variações na Intensidade da Pobreza – FGT(1) – quanto as variações na Perversidade da Pobreza – FGT(2) – são maiores no período Lula do que no período FHC. As tabelas A.12 e A.13 estão apresentadas as estimativas estimadas e suas variações. As figuras 4.8 e 4.9 apresentam suas variações, respectivamente da tabela A.12 e A.13. A redução do FGT(1) e do FGT(2) no Brasil foi de 56% e 61%, respectivamente, no período todo. Mas apenas 16% e 20% são as reduções observadas (respectivamente) no período FHC, deixando a maior parte da variação para o período Lula. Já as colocações das regiões dentre as que mais reduziram, tem-se em ordem decrescente Centro-Oeste, Nordeste, Sul e Sudeste, tanto para FGT(1) quanto para FGT (2), no período todo. Mais uma vez, como a região Nordeste foi a segunda em crescimento da renda e a quarta em redução da desigualdade, as variações em ambos indicadores parecem ter ocorrido devido uma melhora no crescimento. Já na região Sul, verifica-se o contrário, pois foi a que mais reduziu o índice de Gini e foi apenas a 3ª em crescimento da renda.⁶⁹

Um último ponto a ser notado com relação a análise regional, refere-se aos indicadores FGT(1) e FGT(2). Novamente, a região Nordeste é a que apresenta os maiores indicadores. Ou seja, tem-se muitos pobres no Nordeste, e é também onde os pobres tem renda mais longe da linha de pobreza e maior perversidade da pobreza dentre as regiões em

⁶⁹ Mais uma vez deve-se tomar cuidado com essa afirmação pois ainda não se sabe da elasticidade da pobreza em relação à ao crescimento e desigualdade.

análise. Tais afirmações podem ser vistas nas tabelas A.12 e A.13, tanto para seus valores absolutos quanto suas variações.

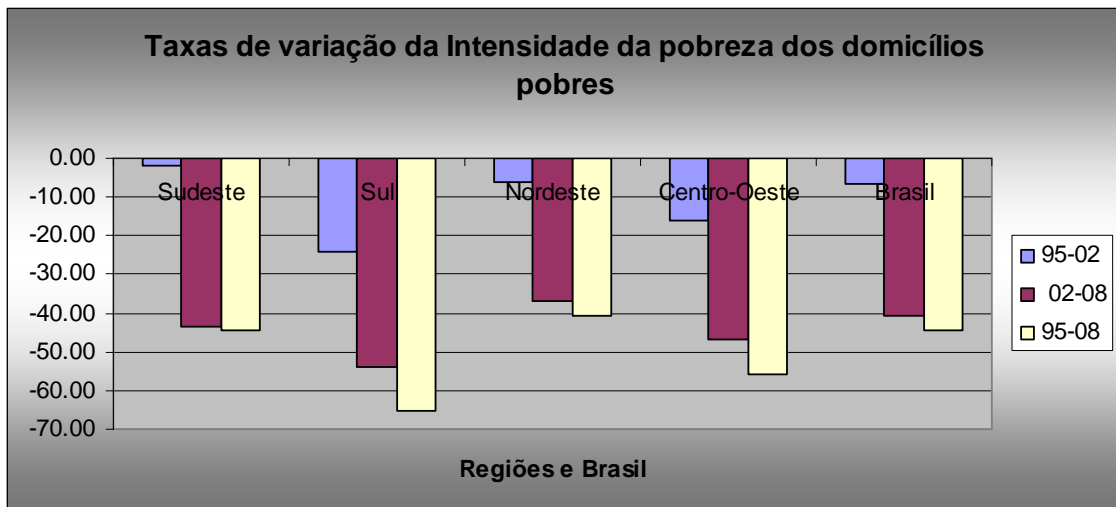


Figura 4.8 Taxa de variação do índice FGT(1) – Brasil e Regiões (1995-2002-2008)

Fonte: Elaborado pelo Autor

Nota: Linha de pobreza de Rocha (1997) no anexo F.

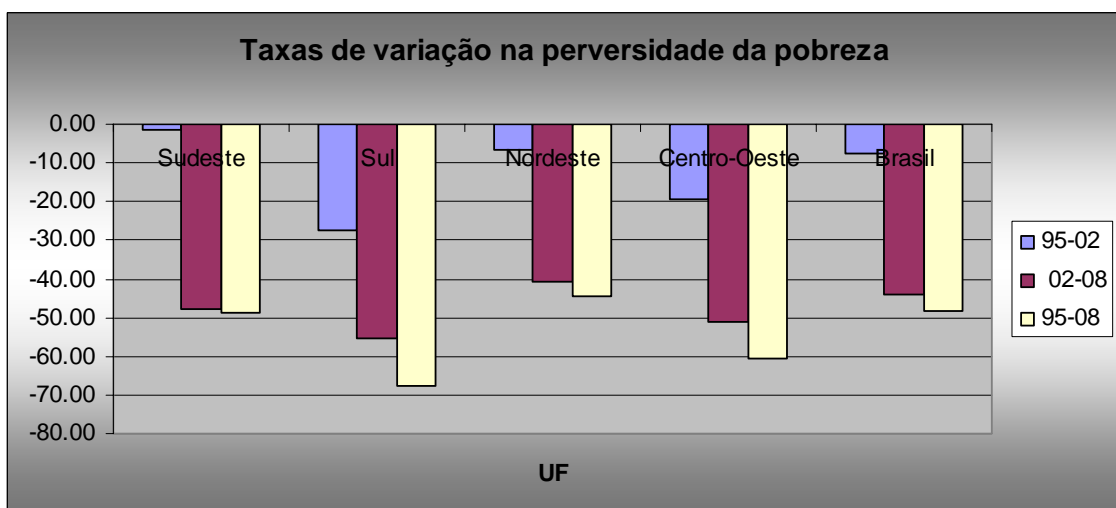


Figura 4.9 Taxa de variação do índice FGT(2) – Brasil e Regiões (1995-2002-2008)

Fonte: Elaborado pelo Autor

Nota: Linha de pobreza de Rocha (1997) no anexo F.

Com relação aos estados, estes seguem o padrão apresentado por suas respectivas regiões. Ou seja, estados pertencentes a regiões com altos (baixos) indicadores de pobreza também apresentarão altos (baixos) indicadores. Na tabela A.14 estão apresentadas as estimativas para FGT(0), FGT(1) e FGT(2) para cada unidade da federação. As figuras 4.10 e 4.11 representam, respectivamente os valores absolutos e as variações dos indicadores na tabela A.14. Os maiores valores dos FGT(0) estaduais por região em 1995 são Minas Gerais (41%), Paraná (30%), Pernambuco (67%) e Goiás (53%) respectivamente para as regiões Sudeste, Sul, Nordeste e Centro-Oeste. Já os menores valores por região para o mesmo ano

são. Espírito Santo (26%), Santa Catarina (13%), Sergipe (42%) e Distrito Federal (27%). Note que estado com menor proporção de pobres da região Nordeste é maior do que o maior de da região Sul e Sudeste.

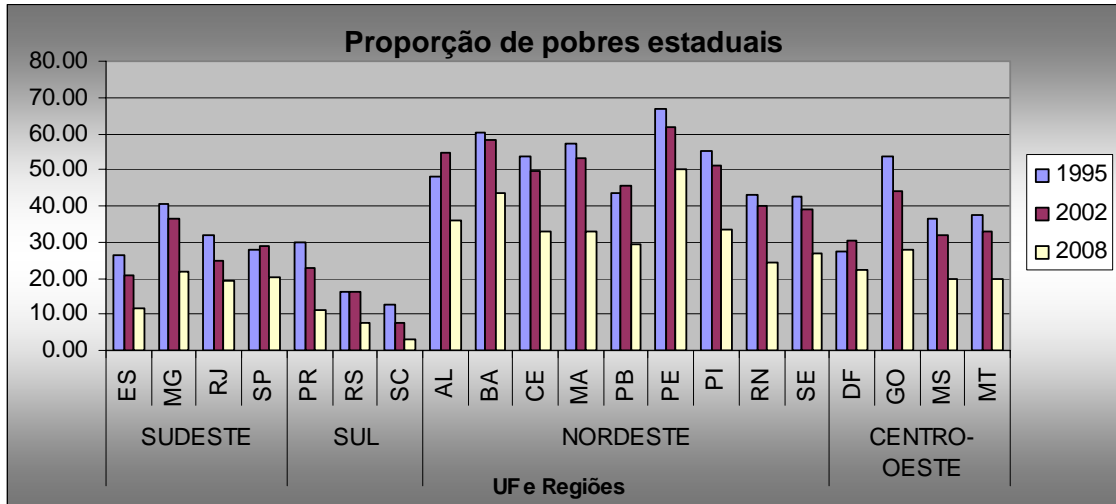


Figura 4.10 FGT(0) – Estados (1995-2002-2008)

Fonte: Elaborado pelo Autor

Nota: Linha de pobreza de Rocha (1997) no anexo F.

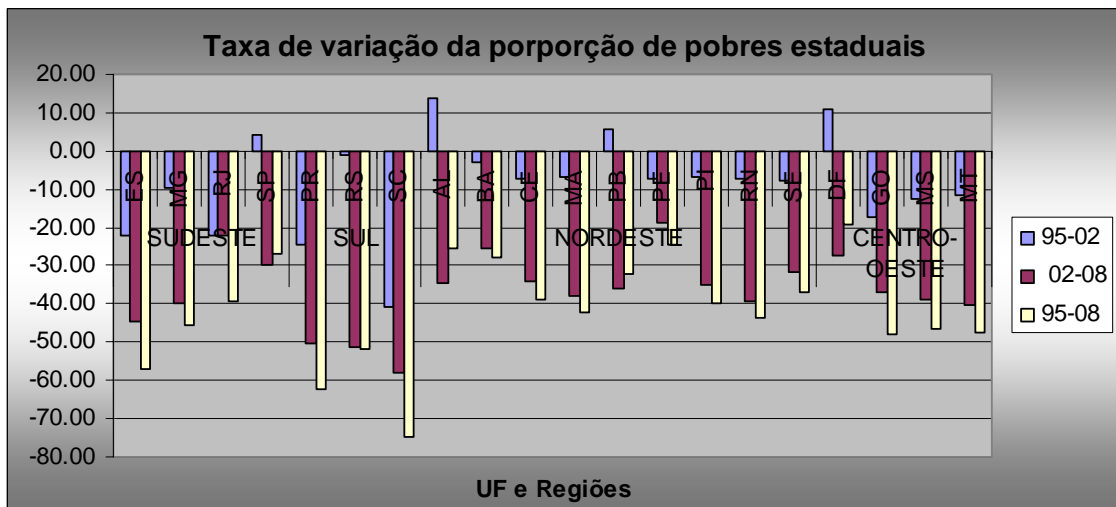


Figura 4.11 Taxas de variação do FGT(0) – Estados (1995-2002-2008)

Fonte: Elaborado pelo Autor

Nota: Linha de pobreza de Rocha (1997) no anexo F.

Note que assim como o observado para o Brasil e regiões, as reduções na proporção de domicílios pobres de 1995 para 2002 não é muito elevada. A redução mais elevada acontece quando comparando 2002 com 2008, caracterizando maior efetividade na redução dos domicílios pobres no período Lula também nos estados. Esta situação pode ser vista claramente na figura 4.11. Note também que além dos estados no Nordeste apresentarem os maiores valores absolutos de proporção de domicílios pobres, é também o que apresenta as menores reduções no período todo (1995-2008). Os 3 estados que mais reduzem o indicador

respectivamente em ordem decrescente são Santa Catarina (75%), Paraná (62%) e Espírito Santo (57%), pertencentes às regiões Sul e Sudeste. Já os 4 que menos reduzem são respectivamente Pernambuco (25%), Alagoas (25%), São Paulo (27%) e Bahia (28%). Dentre estes últimos, são 3 pertencentes à região Nordeste. Em particular, Pernambuco tinha 67% de seus domicílios pobres em 1995, passando para 50% em 2008. Ou seja, uma tendência a permanência e uma piora relativa muito grande, até mesmo em relação à região como um todo, que passou de 56% para 38%.

Estão apresentados ainda na tabela A.14 as estimativas estaduais para os indicadores FGT(1) e FGT(2). As figuras 4.12 e 4.13 apresentam as variações estaduais.

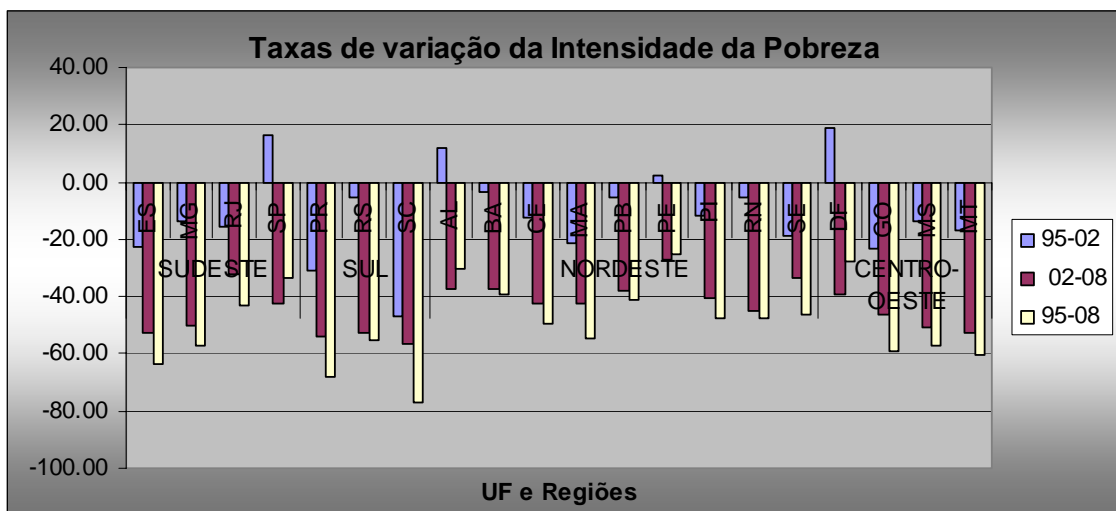


Figura 4.12 Taxas de variação do FGT(0) – Estados (1995-2002-2008)

Fonte: Elaborado pelo Autor

Nota: Linha de pobreza de Rocha (1997) no anexo F.

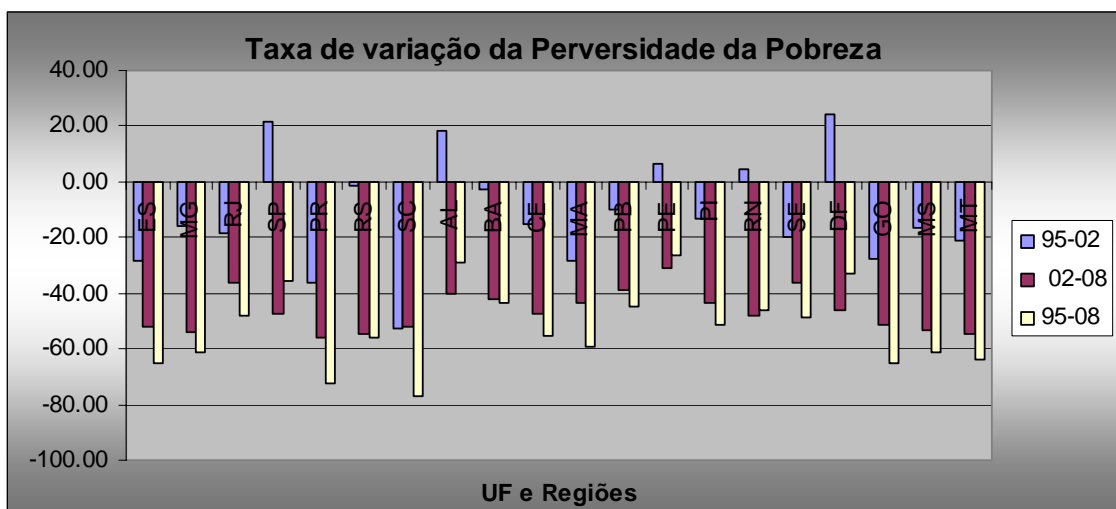


Figura 4.13 Taxas de variação do FGT(2) – Estados (1995-2002-2008)

Fonte: Elaborado pelo Autor

Nota: Linha de pobreza de Rocha (1997) no anexo F.

Percebe-se ainda um padrão semelhante de “variação” demonstrado pelo FGT(0), onde as maiores variações ficam observadas, sobretudo, nas regiões Sul e Sudeste. Embora os maiores E as menores na região Nordeste. Destaca-se aqui novamente o estado do Pernambuco que apresentou o maior valor da Intensidade da pobreza dentre todos os estados, tanto nos anos de 1995 e 2002 quanto 2008. E demonstra ter uma das maiores perversas estruturas de pobreza em 1995 ao analisar o FGT(2). E apresentou um crescimento do indicador de 3% no indicador no período FHC, levando a maior perversidade da pobreza em 2002. E embora tenha reduzido no período Lula, continuou com o maior indicador em 2008. Dessa maneira, o estado do Pernambuco além de ter a maior proporção de pobres, a renda média destes ainda é a que está mais longe de sua linha de pobreza e tornando-se a unidade da federação, dentre as analisadas, de maior perversidade da pobreza.

5 RESULTADOS

5.1 Elasticidade Crescimento-Pobreza

Destaca-se a princípio que a análise feita nesta parte não considera a divisão proposta nos períodos FHC (1995-2002) e Lula (2002-2008). A primeira explicação é meramente metodológica. Ou seja, com menos dados, a utilização de subperíodos poderia causar viés nas estimativas. Além disso, será feita uma análise do período completo com objetivo de verificar se há uma disparidade entre o Brasil e outros países e entre estados do país, sobretudo dentre aqueles que pertencem a regiões distintas.

As informações para renda domiciliar *per capita* foram extraídas das PNAD's (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios) para os anos de 1995 a 2008. São 13 anos e 27 unidades da federação, inclusive os dados para os estados da região Norte para que não houvesse perdas de graus de liberdade.⁷⁰

Antes de mais nada, 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, um testes de White é feito com o objetivo de verificar tal afirmação. Assim, estimou-se o modelo descrito na equação (5.1) de acordo com Baltagi (2005).

$$\hat{u}_{st}^2 = \alpha + \beta_{1s} \ln(y_{st}) + \beta_{2s} (\ln(y_{st}))^2 + v \quad (5.1)$$

Logo, $n.R^2 \sim \chi^2_{kgl}$, em que $k = 2$ (número de variáveis explicativas em (5.1)).

Estimando o modelo descrito na equação 5.1, obtém-se $nR^2 = 28.39458792$. Sendo o valor crítico para a distribuição qui-quadrado com 2 graus de liberdade iguais à 0,0506356 e 7,37776 com 5% de significância, o valor estimado está dentro da região crítica, rejeitando-se a hipótese nula de homocedasticidade com 95% de confiança. Desta forma, como, de acordo com a amostra das PNADs, há presença de heterocedasticidade, necessita-se fazer a correção usando a matriz de correção de White (diagonal). Ressalta-se, portanto, que todos os modelos que serão estimados usando a metodologia, os quais estão dispostos nas tabelas que se seguem, usa-se a correção de White diagonal.

⁷⁰ Como explicado na seção 4 no subitem 4.1, a região Norte não é analisada, e mantida somente para que não houvesse perdas de graus de liberdade.

5.1.1 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 5.1 é elasticidade média do Brasil, considerando o indicador de pobreza FGT(0), isto é, a proporção de pobres. Estão dispostos nela 6 especificações de estimação. As 3 primeiras (quais sejam I, II e III) representam o modelo sem efeito específico, com efeito fixo e efeito aleatório, respectivamente. E as 3 últimas especificações (IV, V e VI) representam o modelo incluindo a variável de desigualdade representada pelo sigma (explicado na subseção 3.1.2), obtendo assim a “elasticidade pobreza da desigualdade”. Em todas as especificações, os coeficientes elasticidade-crescimento são negativos e os coeficientes elasticidade-desigualdade são positivos como esperado. 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. Além disso, todos os coeficientes são estatisticamente significativos a 5% de significância. Desta forma, torna-se inviável a utilização das 3 primeiras especificações, uma vez que os coeficientes de desigualdade são estatisticamente.

Tabela 5.1 – Especificações estimadas para o modelo da elasticidade crescimento da pobreza no Brasil– FGT(0)

Variáveis Explicativas	variável dependente: ln[FGT(0)]					
	I	II	III	IV	V	VI
Constante	4.3946 * (0.4677)	5.4714 * (0.8363)	6.2163 * (0.6035)	0.0729 (0.3670)	4.3453 * (0.3648)	4.2602 * (0.2840)
Ln(renda)	-0.8940 * (0.0774)	-1.0667 * (0.1346)	-1.1861 * (0.1029)	-0.7089 * (0.0414)	-1.2339 * (0.0801)	-1.2321 * (0.0542)
sigma				2.8791 * (0.2666)	1.9713 * (0.1791)	2.0380 * (0.1164)
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	13	13	13	13	13	13
Total de observações	351	351	351	351	351	351
R ² ajustado	0.4124	0.9185	0.4222	0.6546	0.9615	0.8189
Teste F	246.60 * (0.0000)	102.19 * (0.0000)	256.79 * (0.0000)	332.65 * (0.0000)	219.62 * (0.0000)	792.37 * (0.0000)
p-valor F						
redundant fixed effect F test (cross-section)		78.659 * (0.0000)			106.688 * (0.0000)	
redundant fixed effect F test (period)		7.238 * (0.0000)			0.276 (0.9926)	
redundant fixed effect F test (cross-section + period)		58.069 * (0.0000)			74.037 * (0.0000)	
Hausman test (cross-section)			2.996 (0.0835)			0.000 (1.0000)
Hausman test (period)			5.864 * (0.0155)			19.625 ** (0.0001)
Hausman test (cross-section + period)			1.894 (0.1688)			0.000 (1.0000)

Fonte: Elaborado pelo autor
desvio-padrão entre parentesis (); p-valor do teste entre chaves { }

* estatisticamente significativa a 5%.

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

Considerando então apenas as 3 últimas especificações (IV, V e VI), tem-se que fazer dois testes para verificar se o modelo a ser estimado deve conter efeito específico (teste de redundância) e sob a hipótese deste último, se é fixo ou aleatório. Tais testes estão apresentados na segunda parte da tabela 5.1. O primeiro é o teste de redundância para

verificar se todos os coeficientes (de intercepto) devem ser iguais ou não entre as unidades de corte i e em todos os períodos t (Ou seja, se deve haver ou não efeitos específicos). O teste de redundância indica que rejeita-se a hipótese 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*.

O segundo é para verificar se, sob hipótese de efeito específico, se este deve ser fixo ou aleatório, usando-se o teste de Hausman. Considerando “somente” unidade de corte ou período separadamente, não foi possível fazer o teste, pois a matriz de var-cov foi negativa semidefinida, impossibilitando fazer-se o teste. Contudo, considerando ambos os efeitos conjuntamente, rejeita-se a hipótese nula de que deve ser utilizado efeito aleatório a 5% de significância, pois a probabilidade de errar ao fazê-lo é quase nula devido o valor obtido pela amostra estar dentro da região crítica. Portanto, a especificação correta é o modelo V, com o coeficiente de elasticidade-crescimento igual à -1,2319 e 1,9713 para o coeficiente elasticidade-desigualdade. Dessa maneira, a proporção de pobres é elástica no Brasil com relação ao crescimento da renda domiciliar *per capita* e em relação à melhora na distribuição da mesma, com base nos desvio padrão do log da renda e considerando sua distribuição Normal. Contudo, deve-se notar a maior efetividade do efeito da redistribuição na redução da proporção de pobres no Brasil. 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. Embora o ideal seria ambos os efeitos, ou seja, crescimento acompanhado de melhora na distribuição, o que ocasiona o chamado “crescimento pró-pobre” no modelos que o consideram quando há melhora relativa para os pobres. Contudo, esse modelo desconsidera esse fato, e aqui, é considerado pró-pobre, uma vez que há efetividade na redução da pobreza, tanto em nível de crescimento quanto de redistribuição.

Besley, Burgess (2003) fazem a comparação entre regiões contendo países de renda baixa e média, apresentado na Tabela 5.2⁷¹. 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,

⁷¹ A fonte de dados utilizadas por Besley, Burgess e Volart (2005) é fornecida pelo Banco Mundial.

demonstra elasticidade da proporção de pobres em relação ao crescimento, enquanto a América Latina e Caribe demonstram ser inelásticos.

Tabela 5.2 – 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).

As tabelas 5.3 e 5.4 são similares à tabela 5.1, mas utilizam os índices de pobreza FGT(1) e FGT(2). Na tabela 5.3, mais uma vez, verifica-se que todos os coeficientes têm o sinal esperado e novamente todos são estatisticamente significantes a 5%. Desta maneira, elimina-se as 3 primeiras especificações ao perceber também que R^2 ajustado aumenta com a inclusão da nova variável. Pela análise de redundância, em todas as especificações rejeita-se a hipótese de mesmo coeficiente de intercepto ao nível de significância de 5%, implicando que o modelo correto deve ser sob a ótica de efeito específico, tanto em unidade de corte quanto em período. Isto implica que se exclui a especificação IV E usando efeito específico tanto em corte quanto em tempo, o teste de Hausman indica que o efeito específico deva ser fixo, tornando o modelo V a especificação correta com coeficientes de elasticidade-crescimento e elasticidade-desigualdade iguais à -1,3879 e 2,3268, respectivamente. Logo, se a renda domiciliar *per capita* cresce a renda média dos considerados pobres tende a aumentar de tal forma que sua distância da linha de pobreza diminui significativamente fazendo o indicador – FGT(1) – reduzir-se mais do que proporcionalmente ao aumento dessa renda. Isto se deve ao fato do coeficiente de elasticidade relativo ao crescimento maior do que 1 em valor absoluto. O mesmo ocorre com a elasticidade da pobreza relativa à desigualdade.

Tabela 5.3 – Especificações estimadas para o modelo da elasticidade crescimento da pobreza no Brasil– FGT(1)

Variáveis Explicativas	variável dependente: ln[FGT(1)]					
	I	II	III	IV	V	VI
Constante	5.0194 * (0.5773)	5.3159 * (0.9180)	6.3984 * (0.6931)	-0.4800 * (0.5032)	3.9866 * (0.5594)	4.4408 * (0.4764)
Ln(renda)	-1.1429 * (0.0953)	-1.1904 * (0.1476)	-1.3641 * (0.1175)	-0.9074 * (0.0556)	-1.3879 * (0.1124)	-1.5052 * (0.0801)
sigma				3.6636 * (0.3067)	2.3268 * (0.2332)	2.5789 * (0.1399)
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	13	13	13	13	13	13
Total de observações	351	351	351	351	351	351
R ² ajustado	0.4692	0.9251	0.3949	0.6987	0.9644	0.8243
Teste F	0.00	111.91 *	229.39 *	406.73 *	237.73 *	821.96 *
p-valor F	{0.0000}	{0.0000}	{0.0000}	{0.0000}	{0.0000}	{0.0000}
redundant fixed effect F test (cross-section)		80.222 * {0.0000}			99.003 * {0.0000}	
redundant fixed effect F test (period)		10.941 * {0.0000}			1.767 {0.0528}	
redundant fixed effect F test (cross-section + period)		60.329 * {0.0000}			69.265 * {0.0000}	
Hausman test (cross-section)			1.361 {0.2434}			0.000 {1.0000}
Hausman test (period)			10.406 {0.0013}			0.000 {1.0000}
Hausman test (cross-section + period)			3.768 {0.0522}			0.000 {1.0000}

Fonte: Elaborado pelo autor

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

* estatisticamente significante a 5%.

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

A tabela 5.4 é similar às tabelas 5.1 e 5.3, mas com o indicador de pobreza da perversidade da pobreza ou Hiato quadrático – FGT(2) –, o qual capta e potencializa a distância da renda média dos pobres em relação à linha de pobreza. Mais uma vez, todos os coeficientes são estatisticamente significantes a 5% e mais uma vez com R² ajustado é maior com a inclusão da nova variável (de desigualdade), elimina-se as 3 primeiras especificações. O teste de redundância também faz com que se elimine a especificação IV, ao indicar que rejeita-se a hipótese de mesmo coeficiente de intercepto também a 5% de significância. E com 95% de confiança, o modelo específico correto é de efeito aleatório de acordo com o teste de Hausman considerando tanto efeito específico de unidade de corte e de período. Desta maneira, a especificação correta do modelo deve ser VI, que apresenta um coeficiente de elasticidade relativo ao crescimento igual à -1,1479 e relativo à desigualdade igual à 2,0542. Outra vez, tem-se um coeficiente que indica elasticidade em ambos. E significa que um aumento na renda per capita ou redução na desigualdade (de toda a distribuição da renda) faz com que a renda dos que estão abaixo da linha de pobreza se distribua melhor entre os pobres, implicando numa redução no índice P2 (que capta essa mudança) mais que proporcional ao aumento da renda per capita ou redução da desigualdade. Um ponto importante a ser notado é a alta elasticidade do Hiato quadrático em relação à redistribuição da renda per capita. Com um coeficiente de elasticidade acima de 2, significa que uma variação que melhore o

indicador de distribuição global da renda em 1% causa uma melhora tanto a distribuição da renda entre pobres que faz o indicador de pobreza - P2 – reduzir em mais de 2%.

Tabela 5.4 – Especificações estimadas para o modelo da elasticidade crescimento da pobreza no Brasil– FGT(2)

Variáveis Explicativas	variável dependente: ln[FGT(2)]					
	I	II	III	IV	V	VI
Constante	0.4490 (0.6093)	-1.4332 (1.0801)	-0.7137 (0.9351)	-1.2876 (0.7917)	-1.2227 (1.0295)	-0.5992 (0.9257)
Ln(renda)	-0.5081 * (0.0987)	-0.2062 (0.1727)	-0.3216 * (0.1489)	-0.4337 * (0.0953)	-0.1749 (0.1807)	-0.3100 * (0.1503)
sigma				1.1569 * (0.3655)	-0.3684 (0.3783)	-0.1696 (0.3173)
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	13	13	13	13	13	13
Total de observações	351	351	351	351	351	351
R ² ajustado	0.6751	0.8283	0.0105	0.0861	0.8285	0.0082
Teste F	0.00 *	44.28 *	4.73 *	17.48 *	43.27 *	2.45
p-valor F	{0.0000}	{0.0000}	{0.0303}	{0.0000}	{0.0000}	{0.0876}
redundant fixed effect F test (cross-section)		54.385 * {0.0000}			53.579 * {0.0000}	
redundant fixed effect F test (period)		13.768 * {0.0000}			13.603 * {0.0000}	
redundant fixed effect F test (cross-section + period)		41.660 * {0.0000}			40.647 * {0.0000}	
Hausman test (cross-section)			0.151 {0.6974}			0.284 ** {0.8678}
Hausman test (period)			0.000 {1.0000}			0.000 * {1.0000}
Hausman test (cross-section + period)			1.740 {0.1872}			1.883 * {0.3900}

Fonte: Elaborado pelo autor

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

* estatisticamente significativa a 5%.

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

5.1.2 Análise dos Estados Brasileiros

Nas tabelas 5.5, 5.6 e 5.7 estão apresentadas as estimativas das elasticidades estimadas para os modelos propostos. Contudo, deve-se enfatizar primeiramente que a continuação das mesmas contendo o R^2 e os demais testes foi colocado no anexo C.

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. Pela análise dos indicadores feita na Seção 4, parece que há maior efetividade nos estados da região Sul e Sudeste em relação, sobretudo, ao Nordeste. Se tal fato for evidenciado, nos estados desta última região, seus indicadores de pobreza devem ser menos sensíveis às variações do crescimento da renda domiciliar *per capita* e/ou variações na desigualdade

Uma outra explicação para a proposição desta especificação metodológica meramente econométrica, pois fez-se testes 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 *poolarity* como descrito na seção 3.1. Em todos os casos rejeita-se a hipótese de mesmos coeficientes para todas as unidades de corte (como pode ser visto nas tabelas 5.5, 5.6 e 5.7), 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.

Então, estimando a equação 3.17, utilizando como variável explicativa a proporção de pobres – FGT(0) – obtém-se os resultados apresentados na tabela 5.5. Nela existem 4 especificações, sendo os dois primeiros (quais sejam VII e VIII) sem e com efeito fixo, respectivamente. 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. As outras duas especificações (IX e X) são para sem e com efeito fixo, mas incluindo a variável de desigualdade. Note que todos os coeficientes relativos à nova variável são significantes a 5% em relação às duas primeiras especificações. Então, de imediato, as estimativas obtidas para o parâmetro de elasticidade da pobreza relativa ao crescimento são viesadas por viés de especificação nos dois primeiros modelos. Além disso, todos os coeficientes 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). E o teste de redundância indica que pode-se afirmar com 95% de confiança que rejeita-se a hipótese nula de que os coeficientes de inclinação devam ser iguais entre as unidades de corte e entre todos os períodos. 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. Logo, a especificação correta do modelo é a representada na especificação X com efeitos específicos de unidade de corte e tempo além da inclusão da variável desigualdade e usando e efeito fixo. E pode-se notar que a mesma explicação dada para a tabela 5.5 caberá para as tabelas 5.6 e 5.7, com a exceção da insignificância do coeficiente de elasticidade-desigualdade do Distrito Federal na tabela 5.6. Dessa maneira, nelas também, a especificação correta é a X.

Tabela 5.5 – Especificações estimadas para o modelo da elasticidade crescimento da pobreza nos Estados– FGT(0)

	Variáveis Explicativas	variável dependente: ln[FGT(0)]				Variáveis Explicativas	variável dependente: ln[FGT(0)]		
		VII	VIII	IX	X		IX	X	
	Constante	7.6716 (0.5149)	* 5.4885 (0.6683)	* 4.5921 (0.2358)	* 4.5814 (0.4106)			*	
NORTE	Ln(renda) RO	-1.4598 (0.0820)	* -1.2613 (0.2001)	* -1.2732 (0.0596)	* -1.4325 (0.0703)	sigma RO	1.8378 (0.2630)	* 1.6382 (0.1581)	*
	Ln(renda) AC	-1.4032 (0.0822)	* -1.0878 (0.1863)	* -1.2195 (0.0630)	* -1.1513 (0.1027)	sigma AC	1.6257 (0.2441)	* 1.4416 (0.1986)	*
	Ln(renda) AM	-1.4462 (0.0847)	* -0.8659 (0.1909)	* -1.3050 (0.0492)	* -1.2591 (0.1148)	sigma AM	2.0625 (0.1622)	* 1.7169 (0.2385)	*
	Ln(renda) RR	-1.4656 (0.0864)	* -2.2170 (0.4094)	* -1.3450 (0.0896)	* -1.9099 (0.2141)	sigma RR	2.3277 (0.4986)	* 2.8245 (0.6828)	*
	Ln(renda) PA	-1.4254 (0.0855)	* -0.7550 (0.1499)	* -1.1784 (0.0417)	* -1.1254 (0.1087)	sigma PA	1.4743 (0.0853)	* 1.0780 (0.1409)	*
	Ln(renda) AP	-1.4580 (0.0864)	* -2.0314 (1.0862)	* -1.4044 (0.0906)	* -1.6440 (0.5336)	sigma AP	2.6580 (0.4253)	* 2.4168 (0.4477)	*
	Ln(renda) TO	-1.4504 (0.0860)	* -1.0269 (0.1109)	* -1.1793 (0.0416)	* -1.2895 (0.1148)	sigma TO	1.2696 (0.1766)	* 0.9156 (0.1472)	*
NORDESTE	Ln(renda) MA	-1.4813 (0.0913)	* -0.4658 (0.1111)	* -1.1010 (0.0399)	* -0.8050 (0.0662)	sigma MA	0.2896 (0.0882)	* 0.4063 (0.1177)	*
	Ln(renda) PI	-1.4651 (0.0898)	* -0.3351 (0.0671)	* -1.0437 (0.0470)	* -0.7592 (0.0559)	sigma PI	1.7721 (0.0853)	* 1.3906 (0.1608)	*
	Ln(renda) CE	-1.4424 (0.0883)	* -0.6422 (0.1286)	* -1.1127 (0.0346)	* -0.8459 (0.0922)	sigma CE	3.0905 (0.2133)	* 2.5624 (0.2052)	*
	Ln(renda) RN	-1.4488 (0.0859)	* -0.5817 (0.1166)	* -1.2007 (0.0404)	* -0.9291 (0.0882)	sigma RN	3.1506 (0.3978)	* 2.5870 (0.5852)	*
	Ln(renda) PB	-1.4361 (0.0862)	* -0.4365 (0.1322)	* -1.2227 (0.0431)	* -0.9362 (0.0931)	sigma PB	2.4568 (0.3958)	* 1.8748 (0.5275)	*
	Ln(renda) PE	-1.3715 (0.0864)	* 0.0059 (0.1825)	* -0.9446 (0.0429)	* -0.6410 (0.1417)	sigma PE	0.4575 (0.1588)	* 0.2022 (0.2788)	*
	Ln(renda) AL	-1.4458 (0.0890)	* -0.2832 (0.1337)	* -1.1550 (0.0570)	* -0.7455 (0.0837)	sigma AL	1.1532 (0.1873)	* 0.9007 (0.1268)	*
	Ln(renda) SE	-1.4524 (0.0860)	* -0.6280 (0.1231)	* -1.1729 (0.0445)	* -1.1141 (0.0842)	sigma SE	1.2696 (0.1766)	* 0.9156 (0.1472)	*
SUDESTE	Ln(renda) BA	-1.3982 (0.0873)	* -0.0651 (0.1185)	* -0.9327 (0.0328)	* -0.5696 (0.0903)	sigma BA	0.2896 (0.0882)	* 0.4063 (0.1177)	*
	Ln(renda) MG	-1.3810 (0.0814)	* -1.0335 (0.1317)	* -1.1968 (0.0329)	* -1.1319 (0.1044)	sigma MG	1.7721 (0.0853)	* 1.3906 (0.1608)	*
	Ln(renda) ES	-1.4520 (0.0819)	* -1.9516 (0.2780)	* -1.5022 (0.0462)	* -1.6354 (0.1369)	sigma ES	3.0905 (0.2133)	* 2.5624 (0.2052)	*
	Ln(renda) RJ	-1.3406 (0.0765)	* -0.7159 (0.3779)	* -1.3993 (0.0707)	* -1.1187 (0.3244)	sigma RJ	3.1506 (0.3978)	* 2.5870 (0.5852)	*
SUL	Ln(renda) SP	-1.3241 (0.0763)	* -1.2994 (0.1947)	* -1.2445 (0.0665)	* -1.0602 (0.1225)	sigma SP	2.4568 (0.3958)	* 1.8748 (0.5275)	*
	Ln(renda) PR	-1.4106 (0.0805)	* -2.0533 (0.1830)	* -1.4549 (0.0416)	* -1.7257 (0.1105)	sigma PR	3.1492 (0.1881)	* 2.2014 (0.2100)	*
	Ln(renda) SC	-1.5751 (0.0824)	* -3.7631 (0.5455)	* -1.8842 (0.0697)	* -2.6910 (0.3597)	sigma SC	5.4005 (0.4005)	* 4.1993 (0.2751)	*
CENTRO-OESTE	Ln(renda) RS	-1.4602 (0.0787)	* -2.3041 (0.2093)	* -1.4773 (0.0552)	* -2.0150 (0.2310)	sigma RS	3.0526 (0.2774)	* 2.0604 (0.3103)	*
	Ln(renda) MS	-1.3934 (0.0809)	* -0.8224 (0.1422)	* -1.2639 (0.0453)	* -1.3188 (0.1017)	sigma MS	2.1276 (0.1980)	* 1.5590 (0.1989)	*
	Ln(renda) MT	-1.3934 (0.0815)	* -0.8050 (0.1559)	* -1.2120 (0.0402)	* -1.2438 (0.0983)	sigma MT	1.8129 (0.1146)	* 1.4452 (0.1230)	*
	Ln(renda) GO	-1.3481 (0.0817)	* -0.7962 (0.1276)	* -1.1393 (0.0397)	* -1.0312 (0.1000)	sigma GO	1.6789 (0.1549)	* 1.4124 (0.1631)	*
	Ln(renda) DF	-1.2450 (0.0720)	* -0.1450 (0.2438)	* -1.0215 (0.0966)	* -0.6964 (0.2335)	sigma DF	1.2095 (0.5469)	* 1.4545 (0.5607)	*
	cross-section effects	none	fixed	none	fixed	cross-section effects	none	fixed	
	Period effects	none	fixed	none	fixed	Period effects	none	fixed	

Fonte: Elaborado pelo autor

Nota: desvio-padrão entre parentesis ()

* estatisticamente significativa a 5%

Continuação da tabela no anexo C

Ao analisar a tabela 5.5 considerando a especificação X, a primeira visão geral é que este indicador 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 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 todas as unidades da federação do país (exceto Norte). Note que na análise da base de dados feita na seção 4, o estado do Pernambuco foi o que apresentou a menor redução na proporção de pobres no período todo e o sétimo em crescimento da renda. Dessa maneira, 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 (vide seção 4) 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).⁷²

72 Perguntas devem ser feitas (em outro trabalho) de o porquê de elasticidades tão elevadas.

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 melhores suas elasticidades.

Como visto, a região Sul é um destaque (positivo) no que tange à elasticidade-pobreza do crescimento e da desigualdade. Este fato tem ligação com os resultados das tabelas 5.6 e 5.7.⁷³ Porque 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

⁷³ Note que, como dito anteriormente, o modelo com a especificação correta é X, tanto para FGT(1) como FGT(2).

$FGT(1)$ não é exata, mas é padrão encontrada na maioria dos casos podendo ser verificado comparando as tabelas 5.5 e 5.6.

Tabela 5.6 – Especificações estimadas para o modelo da elasticidade crescimento da pobreza nos Estados– $FGT(1)$

	Variáveis Explicativas	variável dependente: $\ln[FGT(1)]$				Variáveis Explicativas	variável dependente: $\ln[FGT(1)]$	
		VII	VIII	IX	X		IX	X
	Constante	8.7730 (0.6282)	5.5304 (0.9418)	4.9772 (0.3966)	4.4239 (0.6348)			*
NORTE	Ln(renda) RO	-1.8008 (0.1000)	-1.0151 (0.3618)	-1.5769 (0.0776)	-1.0898 (0.2606)	sigma RO	2.3030 (0.2481)	1.5822 (0.5261)
	Ln(renda) AC	-1.7163 (0.0998)	-1.3195 (0.1706)	-1.4701 (0.1258)	-1.3126 (0.2045)	sigma AC	1.8968 (0.5469)	1.5252 (0.5483)
	Ln(renda) AM	-1.7836 (0.1034)	-0.8149 (0.2484)	-1.6328 (0.0838)	-1.2831 (0.2588)	sigma AM	2.6750 (0.2730)	2.0688 (0.5021)
	Ln(renda) RR	-1.7956 (0.1046)	-2.2629 (0.5240)	-1.5534 (0.1379)	-0.8438 (0.4463)	sigma RR	2.2810 (0.6827)	3.5515 (0.7628)
	Ln(renda) PA	-1.7621 (0.1044)	-0.7486 (0.2332)	-1.5151 (0.0673)	-1.2484 (0.2371)	sigma PA	2.1388 (0.0924)	1.5589 (0.2893)
	Ln(renda) AP	-1.8014 (0.1047)	-2.4284 (1.2831)	-1.8092 (0.0894)	-1.9247 (0.5501)	sigma AP	3.7204 (0.3512)	3.4001 (0.4006)
	Ln(renda) TO	-1.7866 (0.1048)	-1.1886 (0.1654)	-1.4946 (0.0569)	-1.4854 (0.1836)	sigma TO	1.8186 (0.1207)	1.4369 (0.2161)
NORDESTE	Ln(renda) MA	-1.8117 (0.1118)	-0.5584 (0.1661)	-1.3964 (0.0647)	-0.9913 (0.1054)	sigma MA	1.2794 (0.1886)	1.3172 (0.1601)
	Ln(renda) PI	-1.7832 (0.1096)	-0.3665 (0.0935)	-1.2648 (0.0522)	-0.8960 (0.1128)	sigma PI	0.6926 (0.2662)	0.8455 (0.3393)
	Ln(renda) CE	-1.7655 (0.1078)	-0.7598 (0.2082)	-1.4052 (0.0597)	-0.8813 (0.1884)	sigma CE	1.4783 (0.1312)	1.4703 (0.1857)
	Ln(renda) RN	-1.7792 (0.1048)	-0.6370 (0.1541)	-1.4391 (0.0659)	-1.1491 (0.1581)	sigma RN	1.5416 (0.2297)	1.1625 (0.2713)
	Ln(renda) PB	-1.7649 (0.1056)	-0.5050 (0.1808)	-1.6030 (0.0693)	-1.1773 (0.1657)	sigma PB	2.3514 (0.2233)	2.0844 (0.2666)
	Ln(renda) PE	-1.6733 (0.1054)	0.1479 (0.3023)	-1.2497 (0.0557)	-0.6139 (0.2088)	sigma PE	1.0857 (0.1311)	0.9504 (0.2745)
	Ln(renda) AL	-1.7757 (0.1087)	-0.3722 (0.2114)	-1.4262 (0.0751)	-0.9515 (0.1660)	sigma AL	1.4651 (0.1329)	1.0712 (0.2741)
	Ln(renda) SE	-1.7864 (0.1050)	-0.7219 (0.1819)	-1.4936 (0.0589)	-1.3319 (0.1503)	sigma SE	1.8446 (0.1348)	1.3900 (0.1784)
	Ln(renda) BA	-1.7066 (0.1063)	-0.2915 (0.1857)	-1.2689 (0.0510)	-0.7575 (0.1956)	sigma BA	1.0632 (0.0990)	1.1689 (0.1782)
SUDESTE	Ln(renda) MG	-1.6990 (0.0996)	-1.3610 (0.2315)	-1.5509 (0.0522)	-1.2541 (0.2144)	sigma MG	2.6486 (0.1014)	2.3617 (0.1888)
	Ln(renda) ES	-1.7862 (0.0999)	-2.2197 (0.3635)	-1.8244 (0.0700)	-2.0132 (0.2405)	sigma ES	3.6717 (0.2935)	2.8654 (0.2331)
	Ln(renda) RJ	-1.6578 (0.0934)	-0.8431 (0.3949)	-1.6705 (0.0722)	-1.4978 (0.3251)	sigma RJ	3.5189 (0.3046)	2.4204 (0.4571)
	Ln(renda) SP	-1.6374 (0.0931)	-1.8494 (0.2802)	-1.6065 (0.0714)	-1.5497 (0.1150)	sigma SP	3.4681 (0.3251)	2.3590 (0.4813)
SUL	Ln(renda) PR	-1.7329 (0.0978)	-2.2094 (0.2042)	-1.7509 (0.0523)	-1.9251 (0.2633)	sigma PR	3.6585 (0.1558)	2.5733 (0.4388)
	Ln(renda) SC	-1.9234 (0.0992)	-3.8812 (0.7205)	-2.1842 (0.0909)	-2.8113 (0.5606)	sigma SC	5.8208 (0.4787)	4.6812 (0.3629)
	Ln(renda) RS	-1.7847 (0.0958)	-2.1080 (0.3329)	-1.7518 (0.0738)	-1.7333 (0.3428)	sigma RS	3.4211 (0.3210)	2.6905 (0.2909)
CENTRO-OESTE	Ln(renda) MS	-1.7289 (0.0989)	-1.1289 (0.1693)	-1.6145 (0.0894)	-1.7767 (0.1591)	sigma MS	2.8947 (0.4209)	1.9314 (0.2453)
	Ln(renda) MT	-1.7238 (0.0997)	-1.0887 (0.2549)	-1.5637 (0.0774)	-1.6386 (0.1665)	sigma MT	2.6134 (0.2826)	2.1165 (0.1814)
	Ln(renda) GO	-1.6677 (0.0998)	-1.0570 (0.1757)	-1.4363 (0.0579)	-1.4274 (0.1527)	sigma GO	2.2249 (0.1760)	1.5633 (0.1310)
	Ln(renda) DF	-1.5300 (0.0903)	-0.8301 (0.6501)	-1.3240 (0.1495)	-1.5462 (0.7058)	sigma DF	1.8972 (0.8282)	1.3228 (1.2723)
	cross-section effects	none	fixed	none	fixed	cross-section effects	none	fixed
	Period effects	none	fixed	none	fixed	Period effects	none	fixed

Fonte: Elaborado pelo autor

Nota: desvio-padrão entre parentesis ()
* estatisticamente significativa a 5%

Continuação da tabela no anexo C

Mais uma vez e pelos mesmos motivos, foi escolhido o modelo X quando considerando as estimativas para o indicador $FGT(2)$. Verifica-se que somente se tem um estado por região (das analisadas, com exceção de sul) que apresenta elasticidade do indicador 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.

Tabela 5.7 – Especificações estimadas para o modelo da elasticidade crescimento da pobreza nos Estados– FTG(2)

	Variáveis Explicativas	variável dependente: ln[FTG(2)]				Variáveis Explicativas	variável dependente: ln[FTG(2)]	
		VII	VIII	IX	X		IX	X
	Constante	2.2851 (1.0408)	-1.4724 (1.2643)	1.4764 (1.2719)	-0.9177 (1.4664)			
NORTE	Ln(renda) RO	-0.8025 (0.1662)	-0.9900 (0.4524)	-0.5130 (0.3446)	-0.6291 (0.8007)	sigma RO	-0.9816 (1.6848)	-1.5882 (2.0940)
	Ln(renda) AC	-0.6891 (0.1636)	-0.2791 (0.2497)	-0.7766 (0.2615)	-0.1418 (0.5602)	sigma AC	1.1632 (0.7682)	-0.5896 (1.5063)
	Ln(renda) AM	-0.8344 (0.1696)	-0.3064 (0.6404)	-0.8028 (0.2412)	-0.3132 (0.6245)	sigma AM	0.5727 (0.6173)	-0.5127 (1.0429)
	Ln(renda) RR	-0.8479 (0.1640)	0.6037 (0.7318)	-0.5829 (0.2250)	0.7975 (0.8966)	sigma RR	-0.8558 (1.0714)	0.7065 (1.7727)
	Ln(renda) PA	-0.6858 (0.1744)	-0.7158 (0.7768)	-0.7472 (0.2578)	-0.9075 (0.7576)	sigma PA	1.0960 (1.0648)	-0.0749 (0.8043)
	Ln(renda) AP	-0.6947 (0.1682)	0.3467 (0.2368)	-0.7013 (0.2378)	-0.2777 (0.2502)	sigma AP	0.8226 (0.6908)	0.2887 (0.2820)
	Ln(renda) TO	-0.8321 (0.1733)	0.0366 (0.3086)	-0.5568 (0.2183)	-0.1443 (0.3892)	sigma TO	-0.7501 (0.6670)	-0.6184 (0.5866)
NORDESTE	Ln(renda) MA	-0.9810 (0.1857)	-1.1312 (0.3296)	-1.2927 (0.1924)	-1.1160 (0.3633)	sigma MA	2.2704 (0.4804)	0.9987 (0.5680)
	Ln(renda) PI	-0.8179 (0.1738)	-0.1623 (0.4263)	-1.3204 (0.2026)	-0.3815 (0.3173)	sigma PI	3.1383 (1.3944)	2.5667 (2.2479)
	Ln(renda) CE	-0.7375 (0.1778)	0.1292 (0.5159)	-0.6398 (0.3077)	-0.3094 (0.7876)	sigma CE	0.2084 (1.4601)	-0.5074 (1.7871)
	Ln(renda) RN	-0.8046 (0.1749)	-0.8918 (0.3038)	-1.2999 (0.1698)	-0.6715 (0.3525)	sigma RN	3.3099 (0.3868)	3.2861 (1.8897)
	Ln(renda) PB	-0.8839 (0.1725)	-0.3844 (0.5011)	-1.0977 (0.3130)	-0.4962 (0.5525)	sigma PB	1.7352 (1.2261)	0.6254 (0.8205)
	Ln(renda) PE	-0.8594 (0.1742)	-0.4549 (0.4401)	-1.5317 (0.2946)	-0.3830 (0.5388)	sigma PE	4.1129 (1.3388)	1.7428 (1.4062)
	Ln(renda) AL	-0.8276 (0.1800)	0.0722 (0.1937)	-0.6556 (0.3517)	-0.0095 (0.2792)	sigma AL	-0.1628 (1.4265)	-0.2735 (0.6430)
	Ln(renda) SE	-0.7766 (0.1731)	-0.4301 (0.3394)	-0.9395 (0.2205)	-0.4128 (0.4256)	sigma SE	1.6108 (0.7231)	0.6435 (0.6839)
Ln(renda) BA	-0.6802 (0.1754)	0.6997 (0.3436)	-0.3219 (0.3112)	-0.0680 (0.3312)	sigma BA	-1.1507 (1.5094)	-1.5863 (1.2394)	
SUDESTE	Ln(renda) MG	-0.6683 (0.1643)	-0.2889 (0.2753)	-0.6379 (0.2700)	-0.4104 (0.4485)	sigma MG	0.5707 (1.4226)	0.1079 (1.0910)
	Ln(renda) ES	-0.8463 (0.1641)	-1.8550 (0.4735)	-1.1605 (0.2731)	-1.2725 (0.5842)	sigma ES	2.5600 (1.3761)	1.8064 (0.7268)
	Ln(renda) RJ	-0.8046 (0.1544)	0.6838 (0.5743)	-0.7078 (0.4866)	-0.2208 (0.6412)	sigma RJ	0.1407 (2.8493)	-0.8274 (1.5340)
	Ln(renda) SP	-0.6984 (0.1540)	0.0534 (0.5026)	-1.0174 (0.1910)	-0.0298 (0.5494)	sigma SP	2.8698 (0.6520)	0.9626 (1.2725)
SUL	Ln(renda) PR	-0.8434 (0.1597)	0.7785 (1.0280)	-0.6173 (0.2421)	-1.9484 (1.6175)	sigma PR	-0.6198 (1.2506)	2.7752 (5.0801)
	Ln(renda) SC	-0.8210 (0.1593)	3.2557 (1.1821)	0.1792 (0.2852)	-0.7456 (0.9461)	sigma SC	-6.1003 (1.6620)	-5.7839 (3.0569)
	Ln(renda) RS	-0.9177 (0.1573)	0.1296 (1.1749)	-0.7776 (0.4468)	-1.2534 (1.2910)	sigma RS	-0.1135 (2.7935)	-1.7208 (3.0524)
CENTRO-OESTE	Ln(renda) MS	-1.0710 (0.1693)	-3.8578 (0.7597)	-2.3508 (0.2623)	-3.8688 (0.7407)	sigma MS	8.4652 (1.1008)	4.6686 (1.5647)
	Ln(renda) MT	-0.7505 (0.1644)	-0.6009 (0.4806)	-0.9861 (0.2029)	-0.6293 (0.4885)	sigma MT	2.1677 (0.5241)	1.5727 (0.8536)
	Ln(renda) GO	-0.8371 (0.1641)	0.3112 (0.2999)	-0.5646 (0.2298)	-0.0658 (0.3905)	sigma GO	-0.8690 (0.9382)	-1.2011 (0.5764)
	Ln(renda) DF	-0.6821 (0.1429)	-0.4005 (0.9276)	-1.2900 (0.6334)	-0.5455 (0.8261)	sigma DF	4.2149 (3.8581)	2.6277 (4.0166)
	cross-section effects	none	fixed	none	fixed	cross-section effects	none	fixed
	Period effects	none	fixed	none	fixed	Period effects	none	fixed

Fonte: Elaborado pelo autor

desvio-padrão entre parentesis ()

* estatisticamente significante a 5%

5.1.3 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 subseção 3.1 da seção 3. 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 as equações (3.16) e (3.22). Primeiramente, foi feita a decomposição para as estimativas da equação (3.7) sem a variável de desigualdade. Em seguida para as da equação (3.20) que capta a distribuição da renda domiciliar *per capita*. Ou seja, usando as estimativas dos modelos VII e X das tabelas 5.5 à 5.7. Isto é, aquele com a especificação de efeitos específicos (fixo) e sem e com a variável de desigualdade, respectivamente. Os resultados para o primeiro modelo encontram-se nas tabelas C.4 à C.6 no anexo C. Note que o objetivo dessa decomposição é fazer uma análise relativa de cada estado quanto à elasticidade e à taxa de crescimento. Analisando-os, verifica-se que, com relação ao $FGT(0)$ e $FGT(1)$, há uma relação quase que direta e imediata em relação ao desempenho relativo⁷⁴ de cada estado.⁷⁵ Ou seja, aqueles estados que têm maior capacidade de reduzir o $FGT(1)$, significa que a renda média dos domicílios pobres está bem próxima da linha de pobreza, e em conseqüência, tem maior capacidade de reduzir a proporção de domicílios pobres. Verifica-se que apenas ES, SP e RS têm alta capacidade de reduzir a proporção de pobres e a intensidade da pobreza, tanto devido sua à taxa de crescimento quanto à alta elasticidade relativa. Ou seja, são os que têm maior elasticidade crescimento da pobreza e os que mais reduziram o indicador devido à taxa de crescimento em si. E há uma concentração muito grande daqueles que têm baixa capacidade de reduzir os mesmos indicadores tanto devido à taxa de crescimento quanto à elasticidade. Em particular, nesse caso estão os demais estados do Nordeste.

⁷⁴ Note que o desempenho de cada estado é sempre analisado em termos relativos, ou seja, em relação aos demais. Pois foi feita a decomposição levando em consideração os desvios da taxa de crescimento, desigualdade e elasticidades em relação à média.

⁷⁵ Com exceção apenas de Minas Gerais que mudou seu desempenho de alto em crescimento para o $FGT(0)$, para baixo no $FGT(1)$.

FGT(0)			$(\beta_i - \beta_m) \cdot g_m$	
			(+)	(-)
			Var. da Elast. Cresc. ALTA	Var. da Elast. Cresc. BAIXA
$(g_i - g_m) \cdot \beta_i$	(-)	Crescimento BAIXO	PE, AL, RJ	MA, PI, CE, RN, PB, SE, BA, MG, MS, MT, GO, DF
	(+)	Crescimento ALTO	ES, SP, RS	PR, SC

Quadro 5.1 – Decomposição: Crescimento e elasticidade do FGT(0) relativo ao crescimento
Fonte: Elaborado pelo autor

FGT(1)			$(\beta_i - \beta_m) \cdot g_m$	
			(+)	(-)
			Var. da Elast. Cresc. ALTA	Var. da Elast. Cresc. BAIXA
$(g_i - g_m) \cdot \beta_i$	(-)	Crescimento BAIXO	PE, AL, RJ	MA, PI, CE, RN, PB, SE, BA, MS, MT, GO, DF
	(+)	Crescimento ALTO	ES, SP, RS	MG, PR, SC

Quadro 5.2 – Decomposição: Crescimento e elasticidade do FGT(1) relativo ao crescimento
Fonte: Elaborado pelo autor

FGT(2)			$(\beta_i - \beta_m) \cdot g_m$	
			(+)	(-)
			Var. da Elast. Cresc. ALTA	Var. da Elast. Cresc. BAIXA
$(g_i - g_m) \cdot \beta_i$	(-)	Crescimento BAIXO	CE, BA, PR, SC, GO	PI, AL, RJ, SP, RS
	(+)	Crescimento ALTO	ES	MA, RN, PB, PE, SE, MG, MS, MT, DF

Quadro 5.3 – Decomposição: Crescimento e elasticidade do FGT(2) relativo ao crescimento
Fonte: Elaborado pelo autor

Com relação ao quadro 5.3, $FGT(2)$, refere-se à aqueles estados que têm melhor capacidade (seja via taxa de crescimento ou elasticidade, ou ambos) de reduzir a perversidade da pobreza. Esses resultados são distintos daqueles observados para os indicadores anteriores. Verifica-se um número maior de estados com alta capacidade de reduzi-lo pela taxa de crescimento e baixa pela elasticidade. E apenas ES têm alta capacidade relativa de redução desse indicador tanto via taxa de crescimento, quanto à alta elasticidade.

Incluindo nova variável no modelo (que capta a desigualdade), verificou-se na subseção 5.1.2 que há melhora nas estimativas das elasticidades crescimento da pobreza. E

mais, obtém-se também as elasticidades desigualdade da pobreza. Desta forma, considerando a especificação X para os modelos apresentados nas tabelas 5.5 à 5.7, a qual refere-se aos coeficientes estimados por meio da equação (3.20), considerando o modelo por efeitos específicos (fixo), fez-se novamente a decomposição da variação da pobreza estimada em capacidade de reduzi-la via taxa de crescimento, elasticidade relativa ao crescimento alta, elasticidade relativa à desigualdade alta e redução da desigualdade em si. Os resultados estão apresentados nas tabelas C.7 à C.9. Em síntese das mesmas, considere na ordem respectiva os quadros 5.4 à 5.6.

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

Quadro 5.4 – Decomposição: Crescimento, desigualdade e de elasticidade do FGT(0) relativo ao crescimento e à desigualdade

Fonte: Elaborado pelo autor

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

Quadro 5.5 – Decomposição: Crescimento, desigualdade e de elasticidade do FGT(1) relativo ao crescimento e à desigualdade

Fonte: Elaborado pelo autor

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

Quadro 5.6 – Decomposição: Crescimento, desigualdade e de elasticidade do FGT(2) relativo ao crescimento e à desigualdade

Fonte: Elaborado pelo autor

Em analogia ao caso anterior, note que há uma semelhança entre o observado para o $FGT(0)$ e $FGT(1)$ apresentados nos quadros 5.4 e 5.5, respectivamente. Na maioria dos casos, quando um estado muda, faz essa mudança verticalmente dentro da mesma coluna nos quadros. Ou seja, quando comparando os dois quadros, 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. Logo, com relação a esses dois indicadores, percebe-se uma alta concentração de estados com alta capacidade relativa de reduzir a pobreza via taxa de crescimento, elasticidade relativa ao crescimento e à desigualdade. Ou seja, com a inclusão da variável desigualdade, aumentou a capacidade dos estados em combater esses indicadores por meio das três vias.

Finalmente, com relação ao indicador $FGT(2)$, verifica-se uma concentração de unidades da federação com baixa capacidade de reduzi-lo via elasticidades e taxa de crescimento (sempre em termos relativos).

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 o quadro 5.7, como o resumo dos resultados obtidos.

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

Quadro 5.7 – Síntese do tipo de crescimento das UF's de 1995-2008- FGT(0), FGT(1) e FGT(2)

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: PP – Pró-Pobre / NPP – Não Pró-Pobre

5.2 A curva de Son – *Poverty Growth Curve* (PGC)

A PGC foi estimada por meio dos cálculos obtidos ao se calcular a curva de Lorenz Generalizada, por meio do comando “glcurve” no programa do STATA, proposto por Jenkins e Kerm (2004). Os resultados estimados para o Brasil, regiões e unidades da federação estão apresentados nas tabelas de G.1 à G.25 no anexo G. Para o Brasil e regiões, foram plotadas as curvas apresentadas das figuras 5.1 à 5.5. E para os estados, os gráficos plotados estão no anexo E (figuras de E.1 à E.20). Além destes, utiliza-se como auxílio as tabelas de crescimento, desigualdade e pobreza apresentadas no anexo A e as curvas de Lorenz Ordinais (LO) no anexo B, ambos estimados para o Brasil, regiões e unidades da federação como já explicado na seção 4. A curva Poverty Growth Curve (PGC) foi proposta por Son (2003) como explicado na seção 3. A estimativa para tal curva é muito simples, bastando ter os valores da ordenada da curva de Lorenz Ordinal (LO) para cada percentil (no caso deste trabalho, decil) em pelo menos dois períodos. Com a taxa de crescimento e as variações da curva LO é estimada a PGC, de acordo com a equação (3.41). Como exposto na seção 3, a curva de Lorenz Ordinal é de dominância estocástica de segunda ordem. Dessa forma, se houver um salto para cima, em todos os percentis, ao comparar um período inicial

com relação a um período final, sem dúvida haverá redução da pobreza. E como esse efeito é acompanhado de redução da desigualdade por definição⁷⁶, então o crescimento é pró-pobre. Contudo, se em algum percentil isso não ocorre, diz-se que a desigualdade não reduziu uniformemente, mas com redução da pobreza, caracteriza-se um crescimento *Trickle-down*. E por fim, um salto para baixo da curva de Lorenz Ordinal aumenta a pobreza e é caracterizado com empobrecido.

Neste sentido, a curva PGC capta o deslocamento da curva de Lorenz Ordinal, levando em consideração o crescimento no período. Se os valores da curva são positivos, significa que junto ao crescimento, a variação foi positiva, implicando que a curva de LO deslocou para cima. Por outro lado, se a curva ficou acima da taxa de crescimento médio, então foi pró-pobre. Caso os valores da curva sejam positivos, mas nem todos os valores (dos percentis) estão acima da taxa de crescimento, então o crescimento foi *Trickle-Down*. E enfim, se os valores da curva forem negativos, mas estiver acima da taxa de crescimento média, é empobrecedor. Existe ainda um caso inconclusivo caso seja distinto do exposto acima. Assim, “*The poverty growth curve can be easily calculated if we know decile or quantile shares and the mean income for any two periods.*” (SON, 2003, p.311).

A estimação da curva PGC segue o proposto na seção 4 com relação aos períodos de análise: FHC (1995-2002), Lula (2002-2008) e total (1995-2008), para Brasil, regiões e unidades da federação.⁷⁷

5.2.1 Análise Brasil

A curva estimada para o Brasil nos períodos FHC (1995-2002), Lula (2002-2008) e total (1995-2008) estão apresentadas na figura 5.1 e a tabela G.1 no anexo G representa seus valores estimados. Note que $g(p) = g$ quando $p = 1$. Com isso, a última linha das tabelas de estimação são as taxas de crescimento.

⁷⁶ Ver definição da curva de Lorenz ordinal na seção 2.

⁷⁷ Exceto para a região Norte e suas UF's.

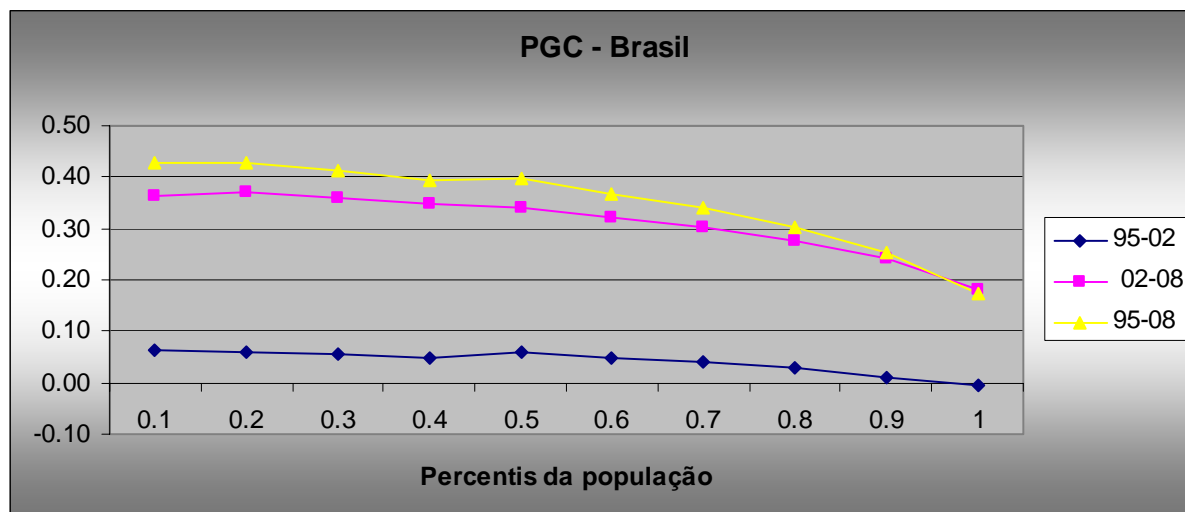


Figura 5.1 Poverty Growth Curve – Brasil
 Fonte: Elaborado pelo autor.

Percebe-se que a curva do período FHC é positiva para todos os percentis de distribuição da renda da população (eixo horizontal) menores do que 1, indicando que, ambigualmente, houve uma leve redução da pobreza. Além disso, a curva PGC está sempre acima da taxa de crescimento. Essa é a primeira vantagem dessa metodologia, permitindo aferir quanto à qualidade do crescimento de uma forma visual. E mais, como a taxa de crescimento ficou sempre abaixo da curva, (pois $g(1) = g$), então pode ser caracterizado um período “suavemente” pró-pobre. Suave devido o fato de ser uma variação bem próxima de zero. Ou seja, a diferença entre a curva de Lorenz Ordinal de 1995 para 2002 saltou para cima, mas muito pouco. Apenas suficiente para tal caracterização.

Uma situação distinta ocorre no período Lula, pois a curva está bem acima de zero. Além do crescimento de 18% no período todo, se observada a figura B.1 no anexo B (Curva de Lorenz Ordinal – LO – para o Brasil nos 3 períodos em análise), verifica-se que a curva de LO salta para cima muito mais no período Lula do que no período FHC. Nesse caso, o crescimento é classificado como sendo pró-pobre.

Analisando o período todo, o pequeno efeito do período FHC se soma com o alto efeito do período Lula, fazendo ser um pouco mais pró-pobre do que este último separadamente. Mas é claro a maior contribuição do período Lula para o total, ao perceber a proximidade das curvas PGC's dos dois períodos.

5.2.2 Análise das regiões

As figuras 5.2 à 5.5 estão apresentados os resultados das curvas estimadas para cada região do país (exceto Norte por razões já explicadas na seção 2). As tabelas G.2 à G5 no anexo G estão os valores dessas figuras, respectivamente. Além dessas, serão utilizadas as figuras B2 até B5 como auxiliares para a análise, uma vez que foram as curvas de Lorenz Ordinal estimadas que geraram as respectivas PGCs.

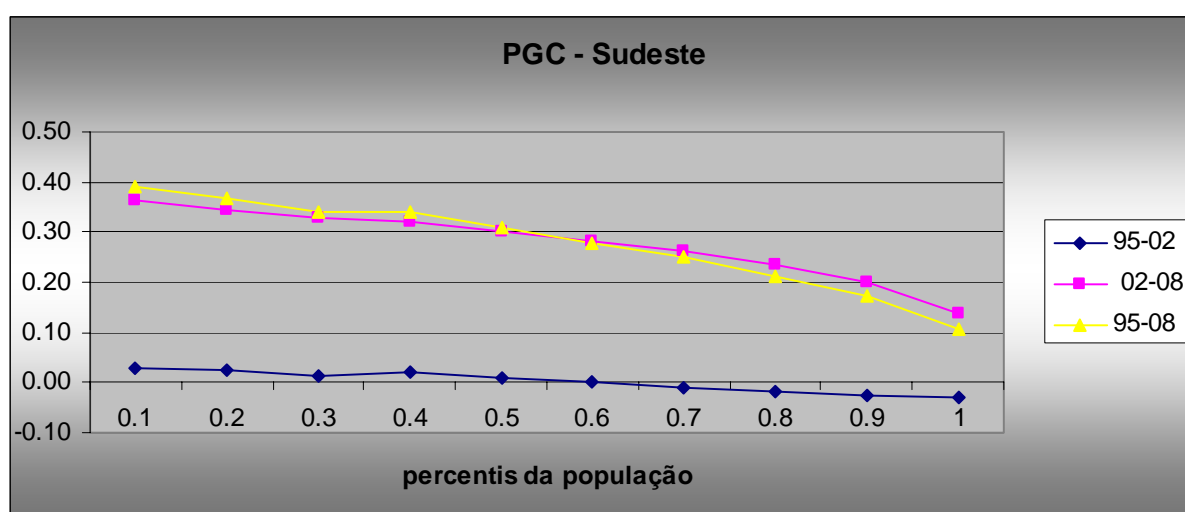


Figura 5.2 Poverty Growth Curve – Sudeste
Fonte: Elaborado pelo autor.

Similarmente ao Brasil, a região Sudeste apresentou um decréscimo muito leve da renda domiciliar *per capita* (-2,81) no período FHC. O índice de Gini recuou próximo de 1% e os indicadores de pobreza $FGT(0)$, $FGT(1)$ e $FGT(2)$ declinaram apenas 7%, 2% e 2%, respectivamente.⁷⁸ Dessa maneira, pouca ou quase nenhuma variação ocorreu no período. Poder-se-ia chamar esse período de pró-pobre devido à curva PGC estar sempre acima da taxa de crescimento média (vide figura 5.2), além de observação redução nos indicadores de pobreza. Contudo, será chamado aqui de um crescimento “suavemente” pró-pobre, assim como feito para o Brasil.

Mas ao analisar o período FHC, a taxa de crescimento atingiu a média anual de 2.33%, além de uma redução no índice de Gini no período de algo em torno de 8%. Além disso, por meio da figura B.2 no anexo B, é possível ver que a curva de Lorenz Ordinal saltou para cima, indicando que houve redução da pobreza com redução da desigualdade. Esses fatos ficam mais claros por meio da figura 5.2, pois além da curva $g(p) > 0$, está uniformemente

⁷⁸ Tais dados podem ser vistos no anexo A, os quais foram analisados na seção 4.

acima da taxa de crescimento (14%). Assim, é clara a evidência de que os pobres se beneficiaram relativamente mais com o processo de crescimento observado no período na referida região. E como no período FHC quase não houve alteração, o período todo se caracteriza como pró-pobre devido os efeitos observados no período Lula.

Já na região Sul, o crescimento foi praticamente “zero” no período FHC. Note o valor da PGC de tal período para o percentil igual a 1. Contudo, a curva está homogeneamente acima de zero para todas as divisões de classe de percentis. E com a ajuda da figura B.3 (no anexo B), é possível ver o claro salto da curva de LO para cima de 1995 para 2002. Nesse caso, há uma caracterização de crescimento pró-pobre. No período Lula, contudo, o crescimento é mais pró-pobre ainda, pois além do crescimento de 26% da região no período, o índice de Gini manteve sua redução evidenciada no período FHC, próxima dos 6%. Com isso, tem-se mais uma região com crescimento estritamente pró-pobre no período Lula.

E quando juntos os dois efeitos, é claro o grande crescimento pró-pobre na região no período todo. O mesmo pode ser visto na figura B.3, comparando a curva de LO de 1995 com a de 2008.

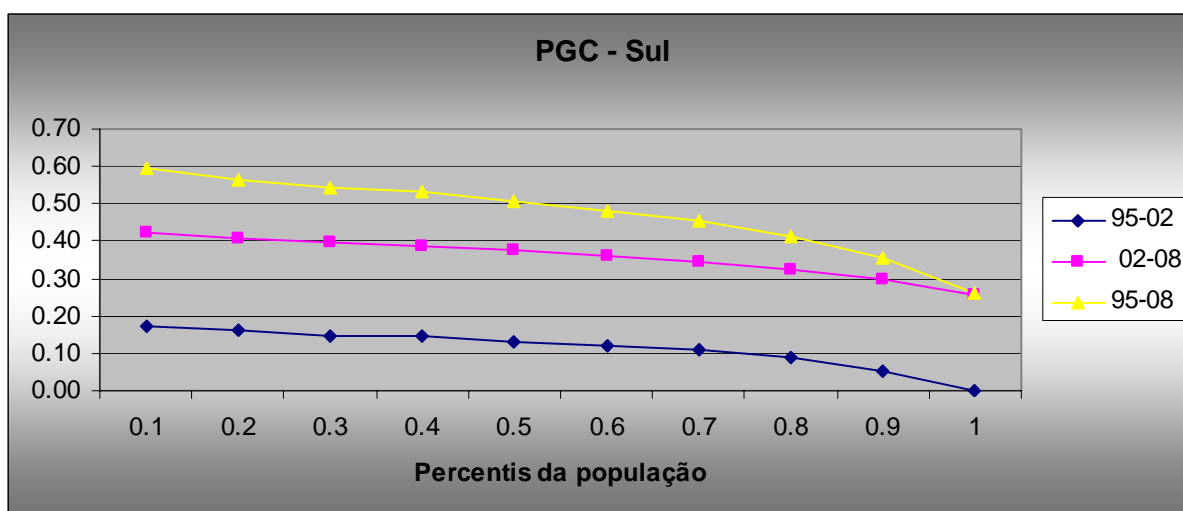


Figura 5.3 Poverty Growth Curve – Sul
Fonte: Elaborado pelo autor.

A figura B.4 (anexo B) apresenta as curvas de LO para o Nordeste nos anos de análise. Contudo, visualmente, não é possível distinguir se a curva está ou não saltando quando analisando o período FHC. Mas com a ajuda da tabela G.4 (no anexo G), que representa a curva apresentada na figura 5.4, verifica-se que o valor do crescimento da renda domiciliar *per capita* no primeiro percentil mais pobre (2%) é menor do que a taxa de crescimento da região como um todo (4%). Contudo, como $g(p) > 0$ para todo percentil, há

redução da pobreza. Os indicadores $FGT(0)$, $FGT(1)$ e $FGT(2)$ para a região no mesmo período apresentam variação de -4%, -6% e -6%, respectivamente. Logo, é um período de redução da pobreza, mas não necessariamente beneficiando primordialmente os pobres. Este, como já dito anteriormente, é conhecido na literatura como crescimento *Trickle-Down*.

Contudo, isto ocorre apenas no período FHC, pois com um crescimento de algo perto de 30% e redução do índice de Gini de 6%, tem-se um crescimento em favor dos pobres no período Lula na região Nordeste.

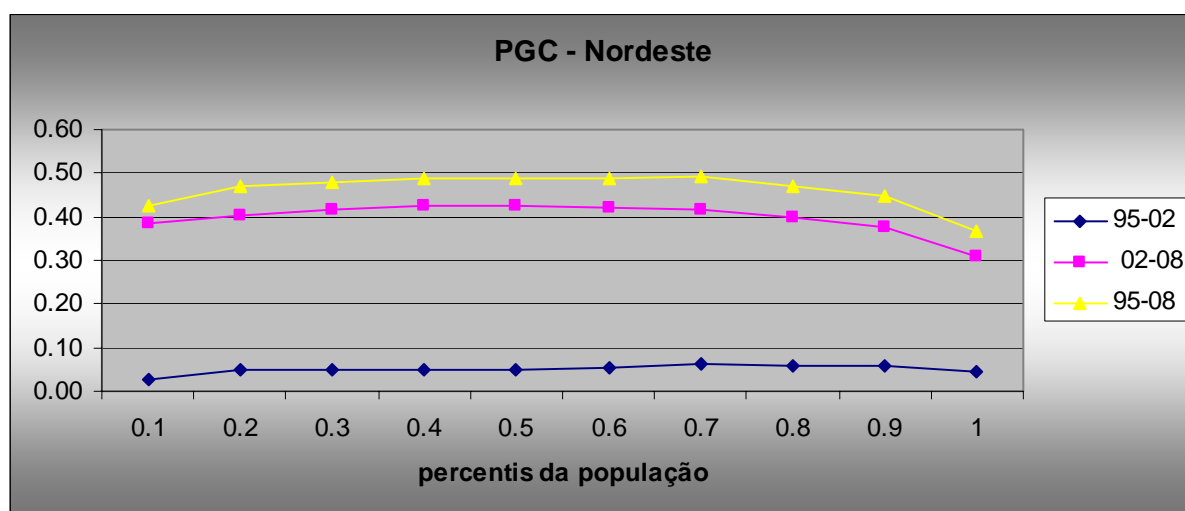


Figura 5.4 Poverty Growth Curve – Nordeste

Fonte: Elaborado pelo autor.

E por último, similarmente à Sul, a região Centro-Oeste parece apresentar um crescimento em favor dos pobres em ambos os períodos ao analisar a figura 5.5. Contudo, por meio da tabela G.5 (anexo G), verifica-se que existem vários percentis no período FHC que apresentam crescimento abaixo do crescimento da região (quais sejam os percentis: 0.4, 0.6, 0.7, 0.8 e 0.9) Portanto, como a curva PGC está acima do eixo dos percentis, esse é um crescimento *Trickle-Down*. Já no período Lula, tem-se um crescimento pró-pobre, uma vez que além da curva PGC ser positiva, está homogeneamente acima do crescimento da região no período.

Contudo, um fato bastante interessante é que é clara a superação do efeito crescimento sobre o efeito desigualdade na referida região em ambos os períodos.⁷⁹ Para ver isto, primeiramente basta olhar para a figura B.5 e ver que a curva de LO em 2008 é praticamente a mesma de 1995. E mais, por meio da tabela A.1 (anexo A), percebe-se o alto crescimento da região em ambos os períodos e na tabela A.3, o índice de Gini variou pouco. Desta forma, o crescimento foi *Trickle-Down* no período FHC e estritamente pró-pobre

⁷⁹ Na seção 5.3 é feita a decomposição da variação da pobreza e é claro o efeito puro do crescimento sobre o da desigualdade na região Centro-Oeste.

no período Lula. Além disso, ambos são mais explicados pelo crescimento da referida região do que pela redistribuição da renda entre os domicílios.

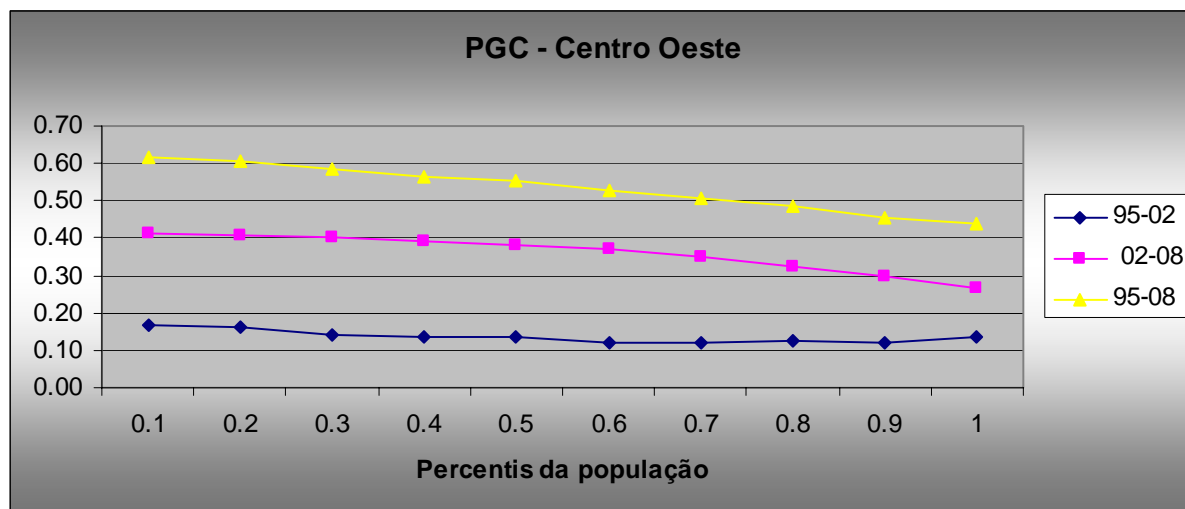


Figura 5.5 Poverty Growth Curve – Centro-Oeste
Fonte: Elaborado pelo autor.

5.5.3 Análise dos estados

No anexo E estão os resultados da PGC para as unidades da federação. Os do Sudeste, variam de E.1 à E.4. Com relação aos mesmos, não demonstraram crescimento significativo no período FHC, destacando o decréscimo da renda domiciliar *per capita* dos estados do Espírito Santo e São Paulo. Já o índice de Gini, o que mais reduziu foi o Espírito Santo, seguido por Minas Gerais. E os que mais reduziram a pobreza, foram Rio de Janeiro e Espírito Santo. Desta forma, já se tem claro o alto efeito da redução na desigualdade deste último sobre a pobreza. Por meio da figura B.7 (anexo B), percebe-se este fato com clareza, pois a curva de LO desloca relativamente muito de 1995 à 2002 em relação aos demais. E analisando as figuras E.1 à E.4, verifica-se que, exceto São Paulo, todos foram pró-pobres no período FHC. E a explicação do estado de São Paulo não o ter sido concentra-se no fato de além do crescimento negativo da renda domiciliar *per capita*, ainda aumentou a desigualdade de distribuição da mesma entre os domicílios. A visualização deste fato é clara por meio da figura B.9 (anexo B), com o salto da curva de LO para baixo de 1995 para 2002. E nesse caso em particular, tem-se o que é caracterizado por Son (2003) como crescimento empobrecedor.

Já no período Lula, todos (inclusive São Paulo) apresentam crescimento em favor dos pobres, com alto crescimento e redução da desigualdade, reduzindo bastante todos os indicadores de pobreza nos quatro estados. Este fato é elucidado ao perceber que nas figuras E.1 à E.4 a curva $g(p) > 0$ para as quatro unidades da federação, além de serem

homogeneamente maiores que suas respectivas taxas de crescimento. As curvas apresentadas nas figuras B.6 à B.9 deixam clara a redução da desigualdade, com o salto para cima da curva de LO de 2002 para 2008. E com isto, tem-se também nos estados da região Sudeste um padrão, no período todo, parecido com o que foi observado no período Lula.

Já os estados da região Sul, denotam uma redução abrupta na desigualdade de renda entre os domicílios no período FHC, sobretudo Santa Catarina com redução de 12% no índice de Gini. Esse fato pode ser visto claramente por meio das curvas de LO nas figuras B.10 à B.12. Contudo, somente Paraná apresentou crescimento da renda domiciliar *per capita* no mesmo período. Com relação aos indicadores de pobreza, Paraná reduziu muito os três indicadores, assim como Santa Catarina. A primeira deve-se ao crescimento da renda domiciliar *per capita* acompanhada de redução da desigualdade entre os domicílios. Já Santa Catarina, embora demonstrou crescimento negativo, a redução na desigualdade foi alta o suficiente para a redução dos indicadores de pobreza. E com isso, ambos foram classificados –de acordo com Son (2003) – como estados com crescimento pró-pobre.

Mas o mesmo não foi observado no estado do Rio Grande do sul, com redução na proporção de seus domicílios pobres de apenas 0.8%. Ao observar a tabela G.12 (que apresenta os resultados da curva PGC para este estado), verifica-se que o primeiro percentil mais pobre teve um decréscimo idêntico ao observado para o estado. E para que seja pró-pobre é necessário que todos os percentis sejam estritamente maiores que a taxa de crescimento. Desta forma, o decréscimo no Rio Grande do Sul é classificado como inconclusivo, ou decréscimo acompanhado de redistribuição da renda diminuindo os indicadores de pobreza.

Mas ao analisar o período Lula, todos cresceram muito e reduziram a desigualdade o suficiente para que esse crescimento fizesse com que os pobres fossem favorecidos mais que proporcionalmente. Este fato é facilmente visto pela tabelas A.2, A.7 e por meio das figuras B.11 à B.13. Mas são as figuras E.5 à E.7 que deixam claro o fato do crescimento ter sido pró-pobre, pois todas as curvas, nos três estados, estão acima de suas respectivas taxas de crescimento.

Os estados do Nordeste são mais uma vez um caso peculiar, destacando-se por não apresentarem um padrão de crescimento no primeiro período, qual seja o FHC. Há padrões distintos, como por exemplo o estado do Pernambuco com crescimento da renda domiciliar *per capita* de 9% e contração do mesmo montante no estado do Alagoas no mesmo período. Ou a redução do índice de Gini de quase 6% no Rio Grande do Norte e expansão do mesmo indicador de mais de 9% no mesmo período. Com isto a variação da pobreza também

foi muito distinta, como a redução de 7% da proporção de domicílios pobres em alguns estados em contraste com o aumento do mesmo indicador de mais de 13% no estado do Alagoas.

Dito isto, verifica-se que apenas Ceará e Sergipe foram pró-pobres no período FHC. Com crescimento *Trickle-Down* tem-se os estados do Maranhão e Paraíba. Os demais são classificados como empobrecedores ou inconclusivos, seja por contração da renda ou por piora na distribuição. E o mais interessante fato é notar que a mistura desses resultados distintos faz com que o resultado para a região Nordeste como um todo no período FHC foi *Trickle-Down*. Todos esses resultados são conclusivos das tabelas G.13 à G.21 e seus gráficos apresentados nas figuras E.8 à E.16.

Já no período Lula, tem-se os estados do Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Pernambuco, Alagoas e Bahia apresentando crescimento pró-pobre. Um aumento significativo de estados nessa classificação, o que explica o fato da região Nordeste ter apresentado a mesma classificação destas. Além disso, não se tem unidades da federação que apresente crescimento empobrecedor nesse período. Os estados restantes da referida região apresentam crescimento *Trickle-Down*, quais sejam Paraíba, Maranhão e Sergipe. Em particular, note que esses dois últimos apresentam essa classificação nos dois períodos.

E finalmente, por meio das figuras E.8 à E. 16 e tabelas G.13 à G.21, percebe-se que o período Lula fez uma espécie de correção, ou normalização dos resultados de forma que no período final, tem-se ou crescimento *Trickle-Down*, ou pró-pobre. Os que classificam-se neste última são: Maranhão, Ceará, Alagoas, e Sergipe. Três desses quatro últimos merecem destaque.

O primeiro é o estado do Ceará, que foi o que foi o único estado dos do Nordeste que apresentou crescimento pró-pobre nos períodos FHC, Lula e período todo. Embora não foi o que mais reduziu os indicadores de pobreza, foi o estado que conseguiu reduzir todos os indicadores e em todos os percentis de renda analisados.

Em segundo lugar, note que, como dito, os estados do Maranhão e Sergipe classificaram-se como *Trickle-Down* no período FHC e Lula, e no período todo foram pró-pobres. Isto se deve ao fato de terem sido *Trickle-Down* por causa de crescimento menor (relativo ao crescimento da renda) em certos percentis distintos em cada período. O Maranhão, por exemplo, apresentou crescimento abaixo do observado no estado nos percentis 0,7, 0,8 e 0,9 no período FHC como pode ser observado (grifado) na tabela G.13. Já no período Lula, foi o primeiro percentil mais pobre que teve esse menor crescimento. Com isso,

a soma dos dois efeitos é ter um crescimento superior ao crescimento observado no estado em todos os percentis quando analisando o período todo.

Finalmente, ao analisar os estados da região Centro-Oeste, verifica-se por meio da tabela A.2 que estes apresentaram o maior crescimento da renda domiciliar *per capita* no período FHC dentre todos os analisados neste trabalho. Com exceção do Distrito Federal, o crescimento passa dos 14%. Contudo, com relação à desigualdade, no Distrito Federal e Mato Grosso do Sul aumentou, enquanto em Goiás diminuiu e permaneceu constante no Mato Grosso (tabela A.9). Desta forma, a única unidade da federação que cresceu com redução da desigualdade foi Goiás, classificando-a com crescimento pró-pobre, como pode ser visto na figura E.19 e tabela G.24. Já os estados de Mato Grosso e Mato Grosso do Sul apresentaram crescimento *Trickle-Down*, podendo ser essa afirmação confirmada pela análise das figuras E.18 e E.17, respectivamente e tabelas G.23 e G.22. E por fim, tem-se o Distrito federal com o menor crescimento e maior aumento da desigualdade (vide figura B.25 com o salto da curva de LO para baixo). Com efeito, tem um crescimento empobrecedor, favorecendo os não-pobres nesse período.

E mais uma vez o destaque fica para o período Lula, pois foi onde as unidades da federação dessa região mais cresceram com redução da desigualdade, com exceção do Distrito Federal novamente (em relação à redução da desigualdade). Assim, Goiás, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul apresentam crescimento em favor dos pobres, ou seja, acompanhado de redução da desigualdade. E o Distrito Federal passa de empobrecedor para *Trickle-Down*.

No período todo, aquele que faz uma soma dos efeitos dos dois períodos, verifica-se que Mato Grosso e Goiás foram pró-pobres. E tanto o Distrito Federal quanto Mato Grosso do Sul são classificados com um crescimento *Trickle-Down*. Este último pelo fato do percentil igual à 0.9 ter demonstrado crescimento aquém do crescimento da renda domiciliar *per capita* do estado como um todo.

Em síntese do tipo de crescimento sob a ótica da *Poverty Growth Curve* proposta por Son (2003) para o Brasil, regiões e estados, considere o quadro 5.8.

Brasil, Regiões e Ufs	95-02	02-08	95-08
Brasil	PP	PP	PP
SUDESTE	PP	PP	PP
MG	PP	PP	PP
ES	PP	PP	PP
RJ	PP	PP	PP
SP	I	PP	PP
SUL	PP	PP	PP
PR	PP	PP	PP
SC	PP	PP	PP
RS	TD	PP	PP
NORDESTE	TD	PP	PP
MA	TD	TD	PP
PI	I	PP	TD
CE	PP	PP	PP
RN	I	PP	TD
PB	TD	TD	TD
PE	I	PP	TD
AL	I	PP	PP
SE	PP	TD	PP
BA	TD	PP	TD
CENTRO-O	TD	PP	PP
MS	TD	PP	TD
MT	TD	PP	PP
GO	PP	PP	PP
DF	EP	PP	TD

Quadro 5.8 – Síntese do tipo de crescimento segundo a PGC

Fonte: Elaborado pelo autor

Nota: PP – Pró-Pobre / EP – Empobrecedor /
TD – *Tricke-Down* / I – Indeterminado

5.3 Decomposição de Shapley e Índice de Kakwani e Pernia

No cálculo dos indicadores $FGT(0)$, $FGT(1)$ e $FGT(2)$, utilizou-se a linha de pobreza proposta por Rocha (1997), que se encontra no anexo F. Para tal cálculo, utilizou-se o comando “*apoverty*” no programa STATA, proposto por Azevedo (2006a). Para o cálculo do índice de crescimento pró-pobre, em cada caso foi feita a decomposição de Shapley usando o comando “*changemean*” no programa STATA, proposto por Azevedo (2006b).

Posteriormente à sua estimação foi feita a decomposição da variação da pobreza para obter os efeitos separados do crescimento e da desigualdade como proposto na seção 3 para o Brasil como um todo. Primeiramente, para obter o efeito crescimento puro, manteve-se a curva de Lorenz Ordinal constante e variou-se a renda média entre dois períodos⁸⁰. Embora

⁸⁰ Foram considerados 3 períodos como explicado na seção 4, quais sejam FHC (1995-2002), Lula (2002-2008) e período todo (1995-2008).

os índices de Foster, Greer e Thorbecke (1984) são aditivamente separáveis⁸¹, utilizou-se a decomposição de Shapley, de forma que se mantém constante a curva de Lorenz Ordinal (LO) nos dois períodos, obtendo assim os efeitos crescimento e desigualdade puros. Essa decomposição segue o proposto nas equações (3.29) e (3.30) da subseção 3.2.2 no capítulo 3. Feita a decomposição da variação da pobreza em efeito crescimento puro e efeito desigualdade puro, seguindo o proposto por Kakwani e Pernia (2000), calculou-se a variação proporcional no indicador de pobreza quando há mudança na média (η_g) e quando há mudança na distribuição (η_l), em conformidade com a equação (3.43). A soma de ambos gera a elasticidade do indicador de pobreza no período.

5.3.1 Análise Brasil

Os resultados para o Brasil estão apresentados na tabela 5.8, e verificando que o η_g são todos negativos como era esperado.⁸² Como pode ser observado na tabela A.1 no anexo A, o Brasil apresentou uma estagnação da renda domiciliar *per capita* no período FHC (1995-2002), com leve contração de -0.65%. Esse caso caracteriza um crescimento pró-pobre com recessão, onde há redução da desigualdade seu (puro) supera o efeito crescimento puro. Este é o caso previsto na equação (3.48). Note por meio da tabela A.3 (anexo A) que o índice de Gini realmente apresentou uma pequena redução, implicando em uma pequena diminuição nas três indicadores de pobreza. (como pode ser observado na tabela A.11 no anexo A). Além disso, ao analisar a tabela 5.8 no período FHC, verifica-se que os três índices estão no intervalo $(-1,0)$, caracterizando “recessão pró-pobre”. Contudo, considera-se que todas essas variações foram muito pequenas dentro do período. É, portanto, um período de estagnação tanto no crescimento da renda domiciliar *per capita* quanto em sua distribuição, e conseqüentemente na variação dos indicadores de pobreza.

No período Lula (2002-2008), verifica-se que a renda domiciliar *per capita* cresceu de 18% no período, além de uma redução de 7% no índice de Gini. Com isto, os indicadores nacionais $FGT(0)$, $FGT(1)$ e $FGT(2)$ reduziram 32%, 41% e 44%,

⁸¹ Pois como visto na seção 3, seção 3.2.1, se um indicador é aditivamente separável, é possível decompô-lo sem que haja resíduos, seguindo a decomposição proposta por Ravallion e Datt (1992). E dessa maneira, poder-se-ia utilizar tal decomposição. Contudo, a escolha pela decomposição de Shapley foi feita para seguir a metodologia de Kakwani e Pernia (2000), dado que foi a utilizada por eles.

⁸² Pois crescimento (recessão) puro gera redução (aumento) da pobreza. Ou seja, uma relação inversamente proporcional entre a variação da pobreza e o crescimento puro (sem efeito distribuição).

respectivamente, no mesmo período. Até mesmo sem verificar o índice da tabela 5.8, é possível perceber que o crescimento foi pró-pobre.

Tabela 5.8 – Efeito Crescimento e Desigualdade na Redução da Pobreza - Brasil

	Elasticidade pobreza	Explicado por		Índice de Crescimento pró-pobre
		Crescimento	Desigualdade	
Proporção de pobres				
1995-2002	10.74	-1.67	12.42	-0.16*
2002-2008	-2.15	-1.07	-1.07	2.00
1995-2008	-2.65	-1.08	-1.56	2.44
Intensidade da Pobreza				
1995-2002	10.70	-1.38	12.08	-0.13*
2002-2008	-2.88	-1.40	-1.49	2.07
1995-2008	-3.41	-1.40	-2.01	2.44
Hiato quadrático				
1995-2002	11.90	-1.44	13.35	-0.12*
2002-2008	-3.20	-1.54	-1.67	2.09
1995-2008	-3.79	-1.53	-2.27	2.48

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Linhas de pobreza de Rocha (1997) apresentadas no anexo F.

* Crescimento negativo da renda domiciliar per capita, calculando-se o indicador de modo inverso como proposto no capítulo 3.

Ao analisa-la, os índices de crescimento pró-pobre para os 3 indicadores superaram o valor de 2, sendo portanto pró-pobre também, pois é maior do que 1. Como tanto a (leve) recessão no período FHC, quanto o crescimento no período Lula foram em favor dos pobres, verifica-se um aumento no índice ao analisar o período todo, indicando que foi mais pró-pobre ainda. Isto se deve ao fato de mesmo em uma situação de recessão (ou estagnação), houve melhora da situação dos domicílios pobres com relação aos não pobres.

E finalmente, um dos fatos mais importantes a ser enfatizado é verificar todos os períodos da análise, toda a variação observada na maioria dos indicadores de pobreza foi mais explicada pela melhora na distribuição da renda entre os domicílios do que pelo crescimento da renda domiciliar *per capita*. Essa conclusão vem do fato do efeito puro da desigualdade ser superior ao do crescimento. Ou seja, embora o índice de Gini tenha reduzido apenas 7% e a renda ter aumentado mais de 18% no período Lula, a primeira impactou de forma superior na variação dos indicadores da pobreza. Isto evidencia o que se discute na literatura de que no Brasil, redução desigualdade tem maior efeito sobre a pobreza do que o crescimento devido o alto nível da primeira.

5.3.2 Análise das regiões

Os resultados por regiões no período FHC há uma similaridade da região Sudeste com o Brasil como um todo, pois houve recessão, mas mesmo assim foi pró-pobre como pode ser observado na tabela 5.9. A renda domiciliar *per capita* variou de -2.8% e o índice de Gini reduziu seu valor em torno de 1%. E como todos três indicadores de pobreza diminuíram (tabela A.11 à A.13), verifica-se a maior elasticidade de redução dos mesmos em relação à desigualdade do que em relação ao crescimento. Isto também pode ser verificado por meio da tabela 5.9, pois em todos os indicadores e em todos os períodos, o efeito desigualdade puro supera o efeito crescimento puro. Caracteriza-se, assim, outra similaridade com os resultados observados no Brasil como um todo.

Tabela 5.9 – Efeito Crescimento e Desigualdade na Redução da Pobreza - Sudeste

	Elasticidade pobreza	Explicado por		Índice de Crescimento pró-pobre
		Crescimento	Desigualdade	
Proporção de pobres				
1995-2002	2.47	-1.05	3.52	-0.42*
2002-2008	-2.77	-1.23	-1.54	2.25
1995-2008	-4.26	-1.33	-2.93	3.21
Intensidade da Pobreza				
1995-2002	0.60	-1.62	2.22	-2.69*
2002-2008	-4.13	-1.67	-2.46	2.47
1995-2008	-5.53	-1.72	-3.81	3.22
Hiato quadrático				
1995-2002	0.57	-1.83	2.40	-3.20*
2002-2008	-4.70	-1.84	-2.86	2.55
1995-2008	-6.27	-1.87	-4.40	3.36

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Linhas de pobreza de Rocha (1997) apresentadas no anexo F.

* Crescimento negativo da renda domiciliar per capita, calculando-se o indicador de modo inverso como proposto no capítulo 3.

No período Lula, mais uma vez como no Brasil, a região Sudeste denota crescimento (14%) em favor dos pobres, pois houve diminuição do índice de Gini (6%) implicando em elevadas reduções nos indicadores de pobreza. Na tabela 5.9 está elucidado este fato, uma vez que o índice supera o valor de 1 em todos os indicadores de pobreza no período em análise. E mais, verifica-se, novamente que o efeito desigualdade puro é maior sobre a redução da pobreza, assim como observado nacionalmente.

E o efeito dos dois períodos é de se somarem, fazendo com que o Índice de Crescimento Pró-pobre se elevasse quando analisando o período todo.

A região Nordeste apresentou uma variação positiva no crescimento e leve redução da desigualdade no período FHC. Em consequência, apresentou redução em todos os indicadores de pobreza. A tabela 5.10 mostra que o crescimento foi pró-pobre em todos os

indicadores. No período Lula, similarmente ao resultado para o Brasil e Sudeste, demonstrou elevado crescimento acompanhado de redução da desigualdade. E o índice na tabela 5.10 mostra esse fato, ou seja, o crescimento foi pró-pobre em todos os indicadores. E este também foi o resultado analisando o período todo. Contudo, contrariamente ao resultado nacional, o que mais explicou a variação da pobreza foi o crescimento em todos os indicadores e em qualquer período da análise, pois o efeito crescimento puro supera o de desigualdade.

Tabela 5.10 – Efeito Crescimento e Desigualdade na Redução da Pobreza – Nordeste

	Elasticidade pobreza	Explicado por		Índice de Crescimento pró-pobre
		Crescimento	Desigualdade	
Proporção de pobres				
1995-2002	-1.00	-0.83	-0.17	1.21
2002-2008	-1.12	-0.76	-0.36	1.48
1995-2008	-1.06	-0.76	-0.31	1.41
Intensidade da Pobreza				
1995-2002	-1.46	-1.07	-0.39	1.37
2002-2008	-1.49	-1.06	-0.43	1.41
1995-2008	-1.43	-1.03	-0.40	1.38
Hiato quadrático				
1995-2002	-1.50	-1.26	-0.25	1.20
2002-2008	-1.68	-1.22	-0.46	1.38
1995-2008	-1.60	-1.19	-0.41	1.34

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Linhas de pobreza de Rocha (1997) apresentadas no anexo F.

A comparação dos resultados da região Nordeste com a Sudeste tem suas peculiaridades. Ambas foram as que demonstraram a menor redução nos indicadores de pobreza no período Lula. Contudo, os índices de crescimento pró-pobre são superiores na segunda. Ou seja, a região Nordeste está aquém, do Sudeste em capacidade de reduzir a pobreza via crescimento e desigualdade. Outra distinção são os efeitos crescimento e desigualdade puros. No Sudeste, o efeito desigualdade puro é superior ao crescimento. Assim, embora a renda domiciliar *per capita* tenha crescido perto de 10% no período Lula e o índice de Gini se reduziu apenas 8% no mesmo período, a redução da proporção de pobres de 32% deve-se mais ao efeito da redistribuição do que ao crescimento, similar ao resultado encontrado para o país. O mesmo não pode ser dito da região Nordeste. Esse resultado parece estranho, mas como visto na seção 4, com o crescimento da renda domiciliar *per capita* de 30%, esta foi a região que mais cresceu. Esse crescimento médio anual alto próximo de 5% contribuiu para que o este fosse o maior responsável pela redução da pobreza. Deve-se ainda enfatizar que com base na análise feita na seção 4, essa região foi a que menos reduziu a pobreza no período Lula em todos os indicadores. Isso quer dizer que, embora o que mais explicou a redução de sua pobreza foi o alto crescimento, se a desigualdade também houvesse reduzido também o resultado seria muito melhor.

As regiões Sul e Centro-Oeste merecem destaques específicos. No período FHC, a primeira apresentou uma redução de 18% em sua proporção de pobres, sendo a maior dentre as regiões analisadas. E os outros dois indicadores de pobreza apresentaram redução ainda maior. Como a renda domiciliar *per capita* quase não se alterou (tabela A.1), esse resultado só pode dever-se à redução da desigualdade. O índice de Gini (Tabela A.3 no anexo A) foi o que mais se reduziu dentre as regiões analisadas, algo próximo de 7%. Na tabela 5.11 verifica-se esse fato claramente, pois o efeito desigualdade puro é muito alto, enquanto o efeito do

crescimento é muito baixo. Dessa forma, quando somados e divididos pelo último para obter o índice de crescimento pró-pobre, este fica altíssimo. Nesse caso, considera-se que a região foi fortemente pró-pobre, sobretudo devido à alta redistribuição da renda.

Contudo, quando da análise relativa ao período Lula, a região entra no padrão verificado no Brasil e demais regiões. E contrariamente ao período FHC, neste período o efeito crescimento puro supera o de desigualdade em todos os indicadores. Então, há uma peculiaridade, pois há grande redução da pobreza no período todo. No FHC, explicado pela melhora na distribuição e no Lula pelo crescimento (crescimento de 26% - tabela A). Dessa maneira, foi uma região que conseguiu, ora via desigualdade, ora via crescimento, reduzir muito os indicadores da pobreza domiciliar no período todo. Com efeito, atingiu o baixíssimo valor de 8% apenas de seus domicílios considerados pobres em 2008, em contraste com os 21% de 1995. Além disso, também demonstra o menor valor de todas as regiões para os outros dois indicadores. A intensidade da pobreza e a perversidade da pobreza atingiram 2.7 e 1.3, respectivamente em 2008, em contraste com 7.7 e 4.1 em 1995.

Tabela 5.11 – Efeito Crescimento e Desigualdade na Redução da Pobreza - Sul

	Elasticidade pobreza	Explicado por		Índice de Crescimento pró-pobre
		Crescimento	Desigualdade	
Proporção de pobres				
1995-2002	-219.73	-1.30	-218.43	169.37
2002-2008	-2.79	-1.64	-1.16	1.71
1995-2008	-3.56	-1.54	-2.02	2.32
Intensidade da Pobreza				
1995-2002	-302.55	-2.35	-300.20	128.96
2002-2008	-3.00	-1.76	-1.24	1.70
1995-2008	-4.06	-1.68	-2.37	2.41
Hiato quadrático				
1995-2002	-350.49	-3.18	-347.31	110.13
2002-2008	-3.13	-1.82	-1.31	1.72
1995-2008	-4.36	-1.75	-2.61	2.49

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Linhas de pobreza de Rocha (1997) apresentadas no anexo F.

Contrariamente ao Sul que não cresceu nada, a região Centro-Oeste apresentou um crescimento de 13% da renda domiciliar *per capita* no período FHC, acompanhado de pequena piora na distribuição da mesma entre os domicílios. Dessa maneira, o padrão de seu indicador de crescimento pró-pobre também foi distinto em comparação com o Brasil e em relação às demais regiões. Houve um efeito crescimento puro superior ao efeito desigualdade nesse período. E assim, crescimento com redução da pobreza, mas com melhora relativa para os não pobres por meio da piora na distribuição é uma caracterização de crescimento *Trickle-*

down tanto para a proporção de pobres quanto para $FGT(1)$.⁸³ É o que mostra a tabela 5.12, pois o índice é menor do que 1 e maior do que 0.

Tabela 5.12 – Efeito Crescimento e Desigualdade na Redução da Pobreza – Centro-Oeste

	Elasticidade pobreza	Explicado por		Índice de Crescimento pró-pobre
		Crescimento	Desigualdade	
Proporção de pobres				
1995-2002	-0.98	-1.29	0.31	0.76
2002-2008	-1.72	-1.13	-0.59	1.52
1995-2008	-1.35	-1.06	-0.29	1.28
Intensidade da Pobreza				
1995-2002	-1.31	-1.36	0.05	0.96
2002-2008	-2.39	-1.51	-0.88	1.58
1995-2008	-1.86	-1.34	-0.52	1.39
Hiato quadrático				
1995-2002	-1.60	-1.53	-0.07	1.04
2002-2008	-2.71	-1.68	-1.03	1.61
1995-2008	-2.14	-1.51	-0.64	1.42

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Linhas de pobreza de Rocha (1997) apresentadas no anexo F.

Quando analisando o período Lula, verifica-se um crescimento de mais de 26% e uma redução de 4% no índice de Gini na região, passando a seguir o que ocorre no o país considerando o mesmo período. Como era de se esperar, o crescimento é pró-pobre, pois agora os índices superam o valor de 1 para todos os indicadores. Note que, aqui, o efeito puro de crescimento é sempre superior ao de desigualdade. Assim, embora o crescimento foi *Trickle-down* no período FHC, o crescimento pró-pobre no período Lula foi o suficiente para torna-lo pró-pobre no período todo. Finalmente, note que a região Centro-Oeste foi a que mais cresceu no período FHC e a segunda no período Lula, fazendo-a ser a que mais cresceu no período todo. Isto fez com que fosse a região que mais reduziu os 3 indicadores de pobreza depois da região Sul.

5.3.3 Análise dos estados

Iniciando com as unidades da federação da região Sudeste, percebe-se que MG, ES, RJ e SP tiveram crescimento da renda de 0.02%, -3.1%, -1.7% e -3.8%, respectivamente, para o período FHC. Já o índice de Gini variou -7.8%, -5.0%, -4.7% e -2.9%, respectivamente para o mesmo período.⁸⁴ Dessa maneira, Minas Gerais não cresceu sua renda mas foi o único

⁸³ Note que embora o valor para o $FGT(2)$ supera o valor de 1, mas se arredondado se iguala a 1, tornando o resultado inconclusivo.

⁸⁴ Os dados do crescimento da renda domiciliar *per capita* dos estados está apresentada na tabela A.2. Já as variações do índice de Gini na tabela A.10, ambas no anexo A.

da região que não apresentou recessão no período. Com isso foi a que demonstrou maior crescimento pró-pobre, em relação à RJ e ES que também o foram. Tal fato pode ser visto nas tabelas D.1 à D.4 no anexo D. Minas foi pró-pobre por ter um índice muito superior a 1, explicado pelo alto efeito puro da desigualdade. Já os demais, porque o índice está no intervalo $(-1,0)$, pois apresentaram recessão. O estado de SP apresenta recessão e aumento nos indicadores de pobreza, pois também houve aumento no índice de Gini. Logo, para este resultado considerando o que está previsto na equação (3.47), verifica-se que foi empobrecedor pelo fato do índice estar no intervalo $(0,1)$.

Com relação às unidades da federação da região Nordeste, considere as tabelas D.8 até D.16 do anexo D. Primeiramente, merece destaque o estado do Alagoas, pois foi o estado que mais “diminuiu” a renda domiciliar *per capita* no período FHC (tabela A.2). Com efeito, mesmo com redução de desigualdade (tabela A.8), houve um aumento significativo de todos os indicadores de pobreza no mesmo período (tabela A.14). Contudo, como foi um período de recessão acompanhado de redução de desigualdade, Kakwani e Pernia (2000) o classificam como pró-pobre. Isto, segundo os mesmos, deve-se ao fato da contração da renda dos domicílios ter “penalizado” menos aqueles que se encontram na cauda inferior da distribuição. Já no período Lula, este estado entra no que pode ser chamado de padrão nordestino do mesmo período, com crescimento elevado, redução da desigualdade, implicando em redução brusca nos indicadores de pobreza. É fácil ver na tabela D.14 que esse crescimento é pró-pobre para todos os indicadores, uma vez que superam o valor de 1. Entretanto, como o período FHC foi uma exceção à regra, com redução brusca da renda, ao analisar o período todo verifica-se que o crescimento foi altamente pró-pobre, pois mesmo diante da recessão no período FHC, demonstrou ser pró-pobre.

Além de AL, RN também apresentou decréscimo da renda domiciliar *per capita* (tabela A.2), mas houve redução da desigualdade (tabela A.8) o suficiente para que seus indicadores de pobreza, com exceção do $FGT(2)$, apresentassem redução (tabela A.14). Desta forma, a tabela D.11 indica que o $FGT(0)$ e $FGT(1)$ são pró-pobres para este estado pois o índice calculado é menor do que zero (condição necessária para ser pró-pobre). Esse caso enfatiza, mais uma vez, a superioridade do efeito desigualdade puro sobre o crescimento (no caso recessão) puro e deve ser observado sob a ótica da equação (3.48). Contudo, fato contrário aconteceu para o indicador $FGT(2)$, verificando-se que a redução da desigualdade não foi o suficiente para compensar o impacto causado pela recessão nesse indicador. Com isso, houve aumento do mesmo, que pode ser visto na tabelas A.14. Com efeito, deve-se

utilizar aqui a equação (3.47) para análise. Com efeito, para este indicador a recessão foi pró-pobre também, segundo a idéia de Kakwani e Pernia (2000), onde a redução da desigualdade já é suficiente para que seja pró-pobre, mesmo que o indicador apresente aumento. Já na análise do período Lula e o período todo, este estado entra nos padrões nordestinos, de crescimento elevado, diminuição da desigualdade e redução brusca nos indicadores de pobreza, acompanhado de efeito crescimento puro superior ao efeito desigualdade puro. Isso é facilmente visto na tabela D.11, com o índice de crescimento pobreza superior a para todos os indicadores nos dois períodos referidos.

Outros destaques são os estados do Paraíba e Pernambuco, que apresentaram aumento da desigualdade no período FHC (tabela A.8), suficiente para aumentar alguns de seus indicadores de pobreza, qual seja o $FGT(0)$ para o primeiro e $FGT(1)$ e $FGT(2)$ para o segundo (tabela 14). A estimação da decomposição de Shapley e do índice de crescimento pró-pobre para ambos estão apresentados nas tabelas D.12 e D.13. Com relação à PB, verifica-se que o crescimento foi empobrecedor (EP) para o indicador que aumentou no período. Já os $FGT(1)$ e $FGT(2)$ foram *Trickle-Down* (TD) e Pró-pobre (PP), respectivamente. Como soma de efeitos tem-se pró-pobre em todos os indicadores analisando o período todo. No PE, verificou-se crescimento empobrecedor nos indicadores que aumentaram, e TD no caso do $FGT(0)$. E mais uma vez, como soma de efeitos, observa-se para $FGT(0)$, $FGT(1)$ e $FGT(2)$ crescimento PP, TD e TD, respectivamente.

Além dos destaques enfatizados até aqui, pode-se afirmar que os estados do Ceará, Sergipe e Bahia foram pró-pobre (PP) no período FHC, nos três indicadores. Maranhão foi *Trickle-down* (TD) $FGT(0)$ na proporção de pobres, mas PP nos outros. Já o Piauí foi TD nos três. E assim pode-se, sucessivamente, aferir quanto à essas divergências.

Com relação aos estados do Sul, não há surpresa além daquela de terem reduzido bruscamente sua desigualdade no período FHC. Com exceção do ES, não houve unidade da federação que reduziu mais o índice de Gini nesse período (tabela A.10), das que fora analisadas. Assim, até mesmo SC e RS que tiveram uma leve recessão, demonstram-se ser pró-pobres em todos os indicadores e em todos os períodos de análise.⁸⁵ Tal afirmação fica clara ao observar o resultado da decomposição de Shapley e estimação do índice de crescimento pró-pobre apresentados nas tabelas D.5 à D.7.

⁸⁵ Note que os indicadores para os estados de SC e RS, que foram levemente recessivos, o índice de crescimento pró-pobre é negativo, e portanto pró-pobre. A equação a ser utilizada para tal verificação é a (3.48).

Na região Centro-Oeste, os resultados para seus estados estão apresentados nas tabelas D.17 a D.20. Analisando-as, percebe-se que Mato Grosso e Mato Grosso do Sul apresentam resultados quase idênticos aos observados na região como um todo, ou seja, *Trickle-down* no período FHC e Pró-pobre no período Lula (em todos os indicadores), além do efeito crescimento puro ser e sempre maior que o distributivo. O estado do Goiás difere-se apenas por apresentar crescimento pró-pobre para os indicadores *FGT(1)* e *FGT(2)* no período FHC. Enfim, o único que realmente foge à regra é o Distrito Federal, por ser, nos três indicadores, “empobrecedor” no período FHC, “pró-pobre” no período Lula e com a soma dos dois efeitos, *Trickle-down* no período todo. Em particular, o distrito federal foi uma unidade da federação que aumentou sua desigualdade no período todo, e é aí que está sua distinção das demais, pois sua taxa de crescimento não foi muito diferente dos demais na mesma região.

Como síntese do tipo de crescimento sob a ótica do índice de crescimento pró-pobre baseado na proposta de Kakwani e Pernia (2000) estimados para o Brasil, regiões e estados, considere os quadros 5.9 à 5.11.

Brasil, Regiões e Ufs	95-02	02-08	95-08
Brasil	PP	PP	PP
SUDESTE	PP	PP	PP
MG	PP	PP	PP
ES	PP	PP	PP
RJ	PP	PP	PP
SP	EP	PP	PP
SUL	PP	PP	PP
PR	PP	PP	PP
SC	PP	PP	PP
RS	PP	PP	PP
NORDESTE	PP	PP	PP
MA	PP	PP	PP
PI	TD	PP	TD
CE	PP	PP	PP
RN	PP	PP	PP
PB	EP	PP	PP
PE	TD	PP	PP
AL	PP	PP	PP
SE	PP	PP	PP
BA	PP	PP	PP
CENTRO-O	TD	PP	PP
MS	TD	PP	PP
MT	TD	PP	PP
GO	PP	PP	PP
DF	EP	PP	TD

Quadro 5.9 – Síntese do tipo de crescimento - FGT(0)

Fonte: Elaborado pelo autor

Brasil, Regiões e Ufs	95-02	02-08	95-08
Brasil	PP	PP	PP
SUDESTE	PP	PP	PP
MG	PP	PP	PP
ES	PP	PP	PP
RJ	PP	PP	PP
SP	EP	PP	PP
SUL	PP	PP	PP
PR	PP	PP	PP
SC	PP	PP	PP
RS	PP	PP	PP
NORDESTE	PP	PP	PP
MA	PP	PP	PP
PI	TD	PP	TD
CE	PP	PP	PP
RN	PP	PP	PP
PB	TD	PP	PP
PE	EP	PP	TD
AL	PP	PP	PP
SE	PP	PP	PP
BA	PP	PP	PP
CENTRO-O	TD	PP	PP
MS	TD	PP	PP
MT	TD	PP	PP
GO	PP	PP	PP
DF	EP	PP	TD

Quadro 5.10 – Síntese do tipo de crescimento - FGT(1)
Fonte: Elaborado pelo autor

Brasil, Regiões e Ufs	95-02	02-08	95-08
Brasil	PP	PP	PP
SUDESTE	PP	PP	PP
MG	PP	PP	PP
ES	PP	PP	PP
RJ	PP	PP	PP
SP	EP	PP	PP
SUL	PP	PP	PP
PR	PP	PP	PP
SC	PP	PP	PP
RS	PP	PP	PP
NORDESTE	PP	PP	PP
MA	PP	PP	PP
PI	TD	PP	PP
CE	PP	PP	PP
RN	PP	PP	PP
PB	PP	I	PP
PE	EP	PP	TD
AL	PP	PP	PP
SE	PP	TD	PP
BA	PP	PP	PP
CENTRO-O	TD	PP	PP
MS	TD	PP	PP
MT	TD	PP	PP
GO	PP	PP	PP
DF	EP	PP	TD

Quadro 5.11 – Síntese do tipo de crescimento - FGT(2)
Fonte: Elaborado pelo autor

CONCLUSÃO

O objetivo do trabalho foi qualificar o tipo de crescimento do Brasil, regiões e unidades da federação no período FHC, Lula e período todo, sob a ótica de ser em favor dos pobres, dos não pobres, empobrecedor ou o chamado *Trickle-Down*, que é crescimento com redução na pobreza mas piora na desigualdade. Para isto foram utilizadas 3 metodologias, quais sejam: (i) Elasticidade crescimento e desigualdade da pobreza e decomposições; (ii) *Poverty Growth Curve*; e (iii) Índice de crescimento pró-pobre.

Como base de dados, utilizou-se as PNAD's (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios) calculadas pelo IBGE para os anos de 1995 até 2008 (exceto 2000). Considerou-se, além do período todo, o chamado de FHC (1995-2002) e Lula (2002-2008), utilizando a renda domiciliar *per capita* e calculando a desigualdade e pobreza (esta usando as linhas de pobreza de Rocha (1997)) para a qualificação do crescimento, se foi ou não em favor dos pobres.

No primeiro modelo, segundo Ravallion e Datt (1999), considera-se pró-pobre aqueles estados que tem uma elasticidade superior a 1, ou seja, é uma consideração absoluta. Quer se saber se o indicador de pobreza é elástico às variações do crescimento (e desigualdade), no sentido que 1% de crescimento gere uma redução maior, em porcentagem, no indicador. Sendo assim, são considerados pró-pobres. No modelo utilizando o mesmo coeficiente de inclinação para todos os estados, obteve-se a elasticidade para o Brasil, mostrando-o elásticos em relação a muitos países. Utilizando o modelo com efeitos específicos fixos tanto por unidade de corte como por tempo e ainda com a inclusão da variável de desigualdade (tabelas 5.5 à 5.7), verifica-se que para os indicadores $FGT(0)$ e $FGT(1)$ apenas um estado do Nordeste é considerado pró-pobre (Sergipe) no primeiro e apenas 3 no segundo (Sergipe, Rio Grande do Norte e Paraíba). E, além disso, todas as outras unidades da federação (com exceção do Distrito Federal) são consideradas pró-pobres nos dois indicadores. Este fato deixa claro os motivos pelos quais os indicadores de pobreza da referida região são os maiores e os que menos reduziram no período, como visto na seção 4. De acordo com essa metodologia, explica-se tal fato pela baixa elasticidade dos estados da região em reduzir a pobreza, em termos relativos e absolutos. O mesmo serve para o $FGT(2)$, pois outros estados passaram a compor o grupo dos não elásticos, o que não tira a incapacidade nordestina em termos absolutos. Contudo, deve-se enfatizar que quando feita a decomposição proposta para esta metodologia, verifica-se que, no Nordeste, as elasticidades

são ainda a maior fonte de variação da pobreza em termos relativos. Ou seja, são ainda as elasticidades crescimento e desigualdade (mesmo baixa) quem mais explicam as variações estimadas nos indicadores de pobreza de seus estados, sobretudo na proporção de pobres e intensidade da pobreza (ver quadros 5.4 à 5.6)

Logo, percebe-se que os estados do Nordeste não acompanham os resultados observados para o Brasil como um todo. Ou seja, as elasticidades observadas para o Brasil devem-se a estados de outras regiões. No período FHC, verifica-se que o Brasil e as regiões Sul e Sudeste são pró-pobre. E com exceção de São Paulo (Indefinido) e Rio Grande do Sul (*Trickle-Down*), seus estados também o são. No Centro-Oeste, apenas Goiás foi pró-pobre, com Mato Grosso do Sul e Mato Grosso sendo *Trickle-Down* e Distrito Federal empobrecedor. Mas o destaque novamente fica com os estados do Nordeste, pelo alto número de indefinições (piora na distribuição da renda em algumas classes e melhora em outras) e estados *Trickle-Down*. Pró-pobre somente o Ceará e Sergipe. Já no período Lula, verifica-se que o Brasil, as regiões e a maioria dos estados foram pró-pobres. A exceção, novamente, são estados no Nordeste, quais sejam Maranhão, Alagoas e Sergipe sendo *Trickle-Down*. E na soma de resultados, considerando agora o período todo, o Brasil, as regiões e quase todos os estados novamente foram pró-pobres. As exceções estão no Centro-Oeste e Nordeste. No primeiro por conta de Mato Grosso do Sul e Distrito federal (*Trickle-Down*). E no segundo apenas Maranhão, Ceará, Alagoas e Sergipe foram pró-pobre.

Com efeito, novamente se verifica o Nordeste e seus estados como os principais destaques no que tange a menor capacidade de combate à pobreza, e em geral, por beneficiar certas classes e em outros casos devido ao aumento na concentração da renda (com exceção dos estados Alagoas e Rio Grande do Norte, que demonstraram uma queda na renda domiciliar *per capita* no período FHC).

Na terceira e última metodologia, destaca-se o fato da similaridade da classificação do crescimento (recessão ou estagnação) considerando os três índices de pobreza (com pequenas exceções). Tal afirmação pode ser confirmada pelos quadros 5.9 à 5.11. Desta forma, tem-se Brasil e Regiões (exceto Centro-Oeste) classificados com pró-pobres nos três períodos de análise (FHC, Lula e todo). Com relação aos estados, pode-se fazer a seguinte divisão: os que pertencem às regiões Sul e Sudeste e os que pertencem às regiões Nordeste e Centro-Oeste. Na primeira divisão, verifica-se que há um resultado massivo de crescimentos pró-pobre, em todas as UF's das duas regiões e em todos os períodos (exceto São Paulo que foi empobrecedor no período FHC). Considerando a segunda divisão, todos os estados são pró-pobres no período Lula. E no período FHC, tem-se Paraíba e Distrito Federal

classificados como empobrecedores. E *Trickle-Down*, tem-se Piauí, Pernambuco, Mato Grosso do Sul e Mato Grosso. Assim, com exceção do Distrito Federal, no período final tem-se como *Trickle-Down* Piauí e Pernambuco devido terem essa mesma classificação no período FHC. Ou seja, no período todo, o crescimento foi suficiente para reduzir a pobreza, mas com aumento de desigualdade.

Mais uma vez, destaca-se a região Nordeste relativamente ao resto do país. Verifica-se que apenas estados nela contidos que são os menos capazes de reduzir a pobreza. E não somente pela classificação mas pelo valor observado do índice de crescimento pró-pobre (os menores, em geral).

Com relação a qual efeito é superior, se desigualdade ou crescimento, verifica-se que depende da unidade de corte em análise. Mas em geral, ocorre que o efeito desigualdade puro é superior ao crescimento, em conformidade com o já extensivamente exposto na literatura de que redução na desigualdade no país tem mais efeitos sobre a variação da pobreza do que o crescimento em si.

De fato as três metodologias são distintas e em alguns casos específicos gerando resultados também diferentes. Contudo, os resultados encontrados nas metodologias do Índice de Crescimento-Pobreza e a PGC são mais passíveis de comparação e parecem mais adequados aos dados devido ao fato de trabalhar com os dados em si, decompondo-os de forma simples, seja por decomposição de Shapley no primeiro caso ou pela curva de Lorenz no segundo. Além disso, verifica-se uma similaridade em ser ou não crescimento pró-pobre no período FHC, considerando ainda essas duas últimas. Destaca-se ainda, considerando ainda essas duas últimas, que a primeira gera resultados mais conclusivos, pois enquanto apresentou apenas 1 resultado inconclusivo, a segunda 5.

Mas o mais importante é notar que, embora sejam metodologias distintas, as três convergem para um mesmo resultado considerando o período todo: a região Nordeste e seus estados são os que menos demonstram um resultado em favor dos pobres. Este fato explica o que foi evidenciado na seção 4 de que a região e seus estados foram os que menos reduziram os indicadores de pobreza no mesmo período.

Os fatos mostram que se nada for feito com relação à região Nordeste, há uma tendência de formação de um tipo de “clubes de convergência em pobreza”, onde de um lado ter-se-á a região Nordeste e seus estados e do outro as demais regiões e seus estados. O Nordeste tem reduzido a pobreza, mas reduzido menos do que o observado em nível nacional.

Um destaque específico evidenciando foi o que ocorreu nos estados da região Sul. No período FHC, reduziram bastante a concentração de renda, e conseqüentemente os

indicadores de pobreza, contornando o problema da falha de mercado por concentração de renda. Desta forma, outras pesquisas devem ser feitas na referida região com objetivo de entender como e o que ocorreu para que fosse observada essa na distribuição. Pois seja o que for que tenha ocorrido foi eficiente pois a proporção de domicílios pobres é menor do que 12% em todos seus estados. E os outros dois indicadores são ainda menores.

O conhecimento do que foi feito pode ser replicado em outros estados e regiões, sobretudo no Nordeste.

Finalmente, destaca-se aqui que as análises feitas são sempre de estáticas comparativa, e não de dinâmica. E mais, é um exercício de análise dos fatos, ou seja, do que ocorreu no período. Assim, não há como verificar o impacto de políticas econômicas específicas que foram adotadas no período. Ou seja, não tenta-se fazer referência a um governo ou outro, se é melhor ou pior. E muito menos é uma discussão política de qual tenha tomado as melhores medidas.

REFERÊNCIAS

ATKINSON, A. B. **On the measurement of poverty**. *Econometrica*, v. 55, n. 04, p. 749-764, Jul., 1987. Disponível em: < <http://www.jstor.org/stable/1912718> >. Acesso em: 13 de maio de 2009

AZEVEDO, João Pedro. **APOVERTY: Stata module to compute poverty measures**. Statistical Software Components S456750, Boston College Department of Economics, 2006a. Disponível em: < <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s456751.html> >. Acesso em: 23 de março de 2010

_____. **CHANGEMEAN: Stata module to compute income and inequality Contribution on Poverty Variation**. Statistical Software Components S456750, Boston College Department of Economics, 2006b. Disponível em: < <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s456750.html> >. Acesso em: 23 de março de 2010

BALTAGI, Badi H. **Econometric analysis of panel data**. 3. ed. London: John Wiley & Sons, Ltd, 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.

BAYE, Fancis Menjo. **Growth and redistribution effects of poverty changes in cameroon a shapley decomposition analysis**. African Development and Poverty Reduction: The Macro-Micro Linkage, Forum paper, 2004. Disponível em: < http://www.commerce.uct.ac.za/Research_Units/DPRU/DPRU-Conference2004/Papers/Growth_and_Redistribution_Baye.pdf >. Acesso em: 14 de março de 2010

BEACH, Charles M.; DAVIDSON, Russell. **Distribution-free statistical inference with lorenz curve and income shares**. *Estocolmo: The Review of Economic Studies*, v.50, n. 4, p. 723-735, Oct., 1983. Disponível em: < <http://www.jstor.org/stable/2297772> >. Acesso em: 13 de maio de 2009.

BESLEY, Timothy; BURGESS, Robin; VOLART, Berta Esteve. **Operationalising pro-poor growth: india case study**. Department of Economics of London School of Economics, London, 2005. Disponível em: < <http://siteresources.worldbank.org/INTPGI/Resources/342674-1115051237044/oppgindia.pdf> >. Acesso em: 14 de março de 2010

BISHOP, John A. **Asymptotically distribution-free statistical inference for generalized lorenz curves**. The Review of Economics and Statistics, v. 71, p. 725-727, Nov., 1989. Disponível em: < <http://www.jstor.org/stable/1928121> >. Acesso em: 13 de maio de 2009.

CORSEUIL, Carlos Henrique; FOGUEL, Miguel N. **Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas de algumas pesquisas domiciliares do IBGE**. Texto para discussão, n. 897, Jan., 2002. Disponível em:< http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/publicacoes/tds/td_0897.pdf >. Acesso em: 14 de março de 2010

FERREIRA, Francisco H. G. Os determinantes da desigualdade de renda no Brasil: luta de classes ou heterogeneidade educacional. In: HENRIQUES, Ricardo (org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. Cap.5, p.132-157.

_____ ; LITCHFIELD, Julie A. Desigualdade, pobreza e bem-estar social no Brasil – 1981/95. In: HENRIQUES, Ricardo (org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. Cap. 2, p. 49-78.

FORTUNATO, Taiana, **As inter-relações entre pobreza, desigualdade e crescimento nas mesoregiões mineiras, 1970-2000**. Belo Horizonte: UFMG-CEDEPLAR, 2007. Dissertação (Mestrado).

FOSTER, James. **Absolute versus relative poverty**. The American Economic Review, v. 88, n. 02, p. 335-341, May., 1998. Disponível em:< <http://www.jstor.org/stable/1912718> >. Acesso em: 18 de maio de 2009

_____ ; GREER, Joel; THORBECKE, Erik. **A class of decomposable poverty measures**, Econometrica, vol. 52, n. 3, p. 761-766. May., 1984. Disponível em:< <http://www.jstor.org/stable/1913475> >. Acesso em: 13 de maio de 2009

_____ ; SHORROCKS, A. F. **Poverty orderings**. Econometrica, v.56, n.01, p. 173-177, Jan., 1988. Disponível em:< <http://www.jstor.org/stable/1911846> >. Acesso em: 7 de setembro de 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: Pearson Education do Brasil, 2000.

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.

JENKINS, Stephen P. **INEQDECO: Stata module to calculate inequality indices with decomposition by subgroup**. Statistical Software Components S366002, Boston College Departamento f Economics, 1999. Disponível em < <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s366002.html> > Acesso em 23 de março de 2010

_____ ; KERM, Philippe Van. **GLCURVE: Stata module to derive generalized Lorenz curve ordinates**. Statistical Software Components S366302, Boston College Department of Economics, 2004. Disponível em < <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s366302.html> > Acesso em 23 de março de 2010

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

_____. **Statistical inference in the measurement of poverty**. *The Review of Economics and Statistics*, v. 75, n. 04, p. 632-369, Nov., 1993. Disponível em:< <http://www.jstor.org/stable/2110016> >. Acesso em: 13 de maio de 2009

_____ ; PERNIA, Ernesto M. **What is pro-poor growth**. *Asian Development Review*, v. 16, n. 1, p. 1-22, 2000. Disponível em: < <http://econ.korea.ac.kr/classweb-new/undergrad/20032/ECO238-00/files/kakwani%20ADR2000.pdf> >. Acesso em: 14 março 2010.

_____ ; NERI, Marcelo; Ernesto M.; SON, Hyun H. **Pro-poor growth and social programs in Brasil**. In: Encontro Nacional de Economia, 34, 2006. Disponível em: < <http://www.anpec.org.br/encontro2006/artigos/A06A173.pdf> >. Acesso em: 14 março 2010.

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. Disponível em: < http://www.bnb.gov.br/content/aplicacao/Publicacoes/REN-Numeros_Publicados/docs/ren2006_v37_n3_a1.pdf >. Acesso em: 14 março 2010.

MORETTIN, Pedro A., BUSSAB, Wilton de O. **Estatística básica**. 5. ed. São Paulo: Saraiva, 2003.

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. Disponível em: < http://www-wds.worldbank.org/servlet/WDSContentServer/WDSP/IB/2001/09/28/000094946_01092004_013092/Rendered/PDF/multi0page.pdf >. Acesso em: 14 março 2010.

_____; DATT, Gauray. **Growth and redistribution components of changes in poverty measures: a decomposition with applications to Brazil and India in the 1980s**. Journal of Development Economics, v.38, n.2, p. 275-295, 1992. Disponível em: < http://siteresources.worldbank.org/BRAZILINPOREXTN/Resources/3817166-1185895645304/4044168-1186331278301/18pub_br96.pdf >. Acesso em: 14 março 2010

_____; DATT, Gauray. **Why has economic growth been more pro-poor in some states of India than others?** World Bank, Washington, 1999. Disponível em: < <http://rru.worldbank.org/Documents/PapersLinks/451.pdf> >. Acesso em: 14 março 2010.

ROCHA, Sônia. **Do consumo observado à linha de pobreza**. Pesquisa e Planejamento Econômico, v.27, n. 2, Ago., 1997. Disponível em:< <http://www.iets.org.br/IMG/xls/doc-659.xls> >. Acesso em: 11 de março de 2010

_____. Estimação 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. Cap.4, p. 109-134.

SALVATO, Márcio Antônio; MESQUITA, Leonardo Almeida; ARAÚJO Jr., Ari Francisco de. **Crescimento pró-pobre: uma análise usando unidades de desenvolvimento humano selecionadas**. IBMEC/MG, 2008. Disponível em < <http://www.ceae.ibmecmg.br/wp/wp46.pdf> > Acesso em 14 de Março de 2010.

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

SHORROCKS, Anthony F. **Ranking income distributions**. Econometrica, v.50, p.03-17, Feb, 1983. Disponível em:< <http://www.jstor.org/pss/2554117> >. Acesso em: 13 de maio de 2009

_____. **Decomposition procedures for distributional analysis: a unified framework based on the Shapley value**. University of Essex, 1999. Mimeogr. Disponível em:< <http://www.komkon.org/~tacik/science/shapley.pdf> >. Acesso em: 14 de março de 2010

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. Disponível em:< http://www.bnb.gov.br/content/aplicacao/ETENE/Anais/docs/mesa3_texto2.pdf >. Acesso em: 14 de março de 2010

SIMINONSEN, Mário H.; CYSNE, Rubens P. **Macroeconomia.** Rio de Janeiro: Ao Livro Técnico, 1989.

SON, Hyun H. **A note on pro-poor growth.** School of Economics of Macquarie University, 2003. Sidney. Disponível em:< <http://132.203.59.36/DAD/features/files/son1.pdf> >. Acesso em: 14 de março de 2010.

_____. **Pro-poor growth: concepts and measures.** Asian Development Bank, n. 22, 2007. Disponível em:< http://www.adb.org/Documents/ERD/Technical_Notes/tn022.pdf >. Acesso em: 13 de maio de 2009.

APÊNDICE TÉCNICO

A.1 Curva de Lorenz para uma variável aleatória com distribuição exponencial

Para exemplificar o entendimento da Curva de Lorenz Ordinária e Generalizada descritas na subseção 2.1.3, considere Y uma variável aleatória com distribuição exponencial. Desta maneira, tem-se sua PDF definida por:

$$f(y) = \frac{1}{\beta} e^{-\frac{y}{\beta}} \quad (\text{T.1})$$

em que $0 \leq y < \infty$ e $\beta > 0$ é o parâmetro da distribuição. Desta forma, a CDF é definida como:

$$F(y) = \frac{1}{\beta} \int_0^y e^{-\frac{u}{\beta}} du = 1 - e^{-\frac{y}{\beta}}$$

$$F(y) = 1 - e^{-\frac{y}{\beta}} \quad (\text{T.2})$$

É fácil ver que $F'(y) > 0$ e $F''(y) < 0$, implicando que F em (T.2) é estritamente crescente e côncava para todo $y \in (0, \infty)$. Note ainda que a função tem uma assíntota horizontal pois $\lim_{y \rightarrow \infty} F(y) = 1$ ⁸⁶.

Para simplificar, seja $\beta = 1$ em (T.2), obtendo (T.3).

$$F(y) = 1 - e^{-y} \quad (\text{T.3})$$

O gráfico da função em (T.3) está representado na figura (T.1).

⁸⁶ Esta é uma das propriedades de uma CDF. Para mais ver Casella e Berger (2002, p. 31).

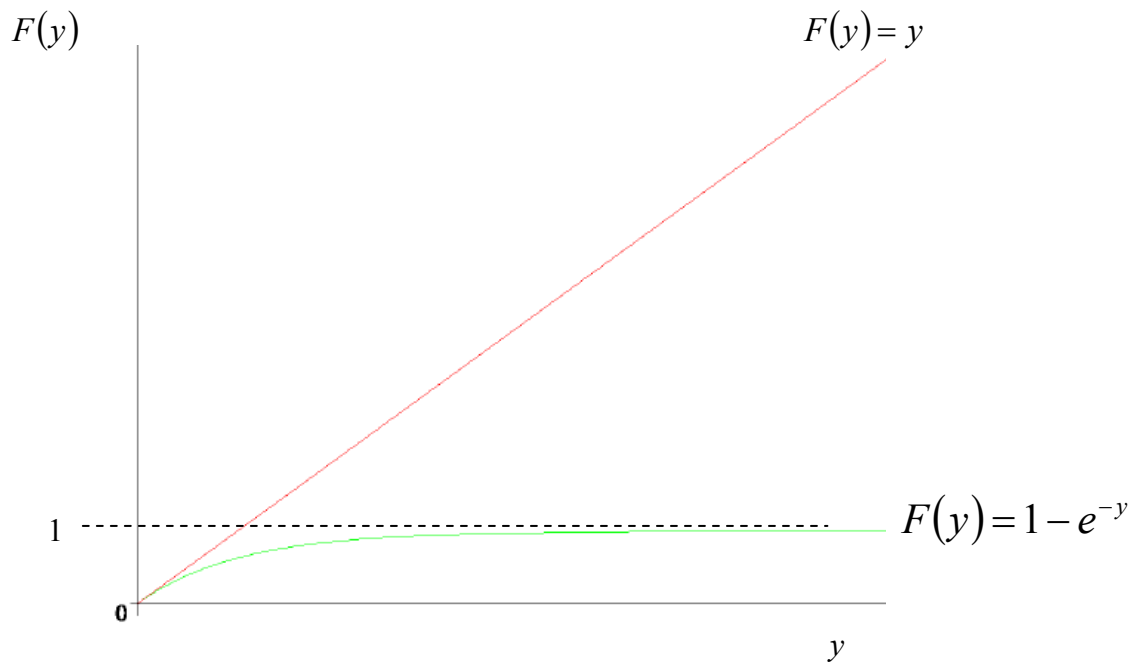


Figura T.1 – Função de distribuição acumulada
Fonte: Elaborado pelo autor

Ao obter a inversa da função descrita na equação (T.3), obtém-se a equação (T.4).

$$F^{-1} = Y(F) = -\ln(1 - F) \quad (\text{T.4})$$

Em particular, pode-se fazer $F = p$, onde p é o p -ésimo percentil mais pobre, pois $F \in [0,1)$. Assim, efetuando tal substituição, tem-se a equação (T.5).

$$F^{-1} = Y(P) = -\ln(1 - P), \quad 0 \leq p < 1 \quad (\text{T.5})$$

A representação da curva descrita em (T.5) encontra-se na figura (T.2).

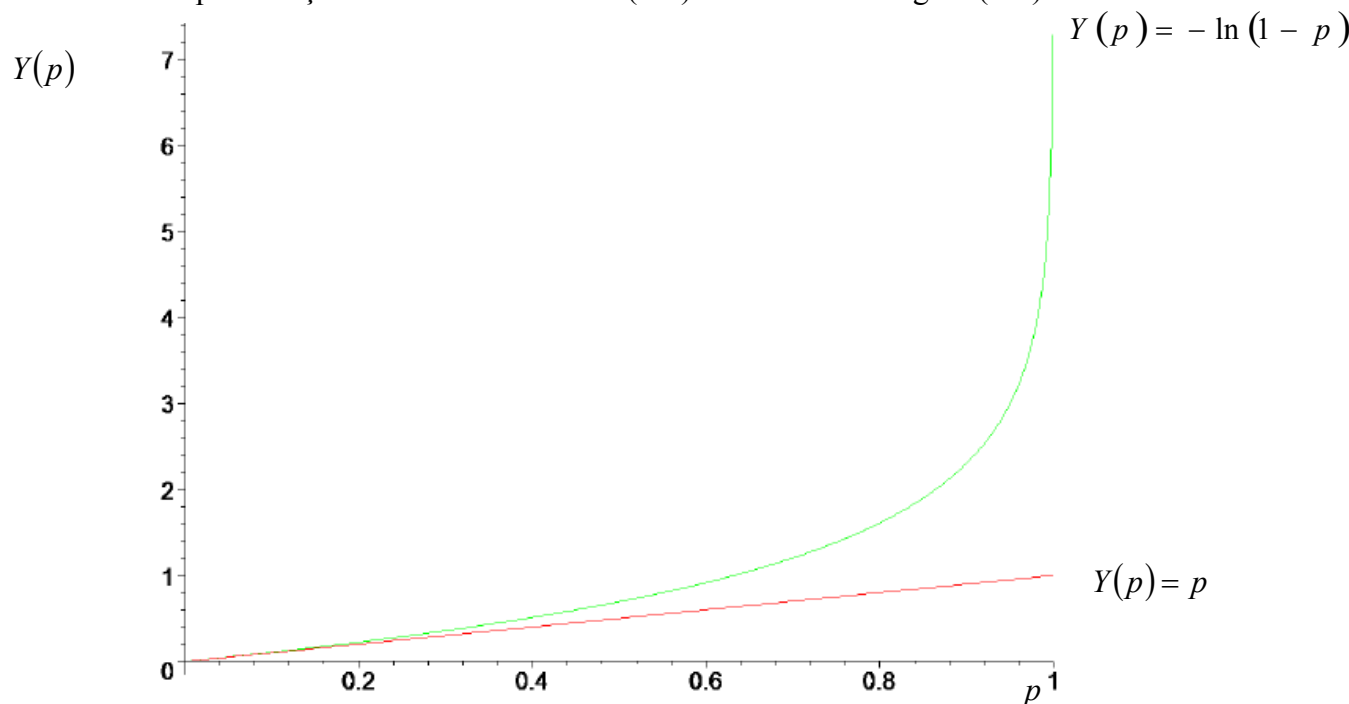


Figura T.2 – Inversa da função de distribuição acumulada
 Fonte: Elaborado pelo autor

Assim como exposto na subsecção 1.1.3, a curva de Lorenz Ordinal (OL) é descrita pela equação (T.6).

$$L(p) = \frac{1}{\mu} \int_0^p y(u) du = \int_0^p -\ln(1-u) du$$

$$L(p) = (1-p)[\ln(1-p)-1] + 1, \quad 0 \leq p < 1 \quad (\text{T.6})$$

Note que a curva de Lorenz Ordinal e a Generalizadas são as mesmas, devido o fato da média da distribuição ser unitária (por hipótese).⁸⁷

Por fim, repare que $\lim_{p \rightarrow 1} L(p) = 1$, isto é, fechando o último percentil se apropriando da parte restante da renda.⁸⁸

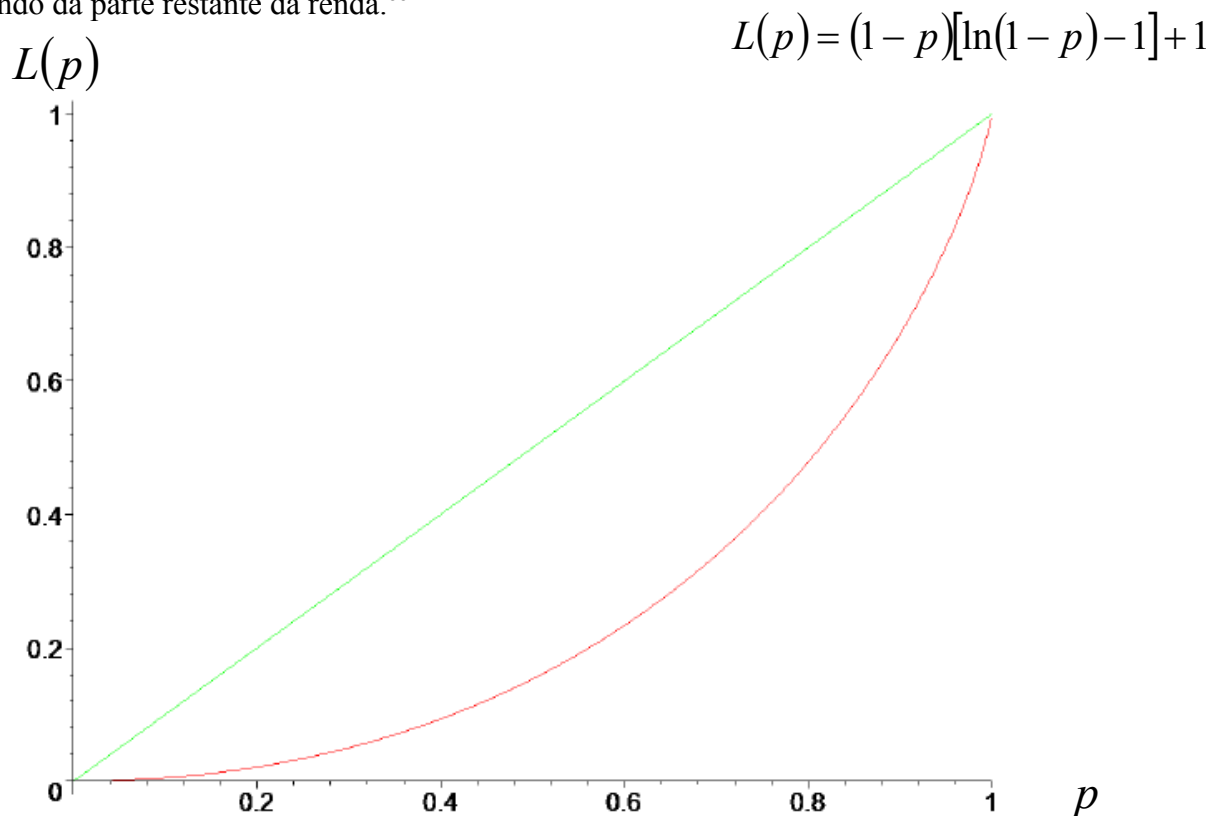


Figura T.3 – Curva de Lorenz Ordinal
 Fonte: Elaborado pelo autor

⁸⁷ Na distribuição exponencial, $\mu = \beta = 1$.

⁸⁸ Gastwirth (1971) calcula a curva de Lorenz para a distribuição exponencial, mas usando a CDF:

$$F(y) = 1 - e^{-\alpha y}, \text{ onde } \alpha = \frac{1}{\beta}.$$

A.2 Condição estrita de dominância estocástica de segunda ordem da curva GL

Considere Y uma variável aleatória contínua da renda, assim como definido anteriormente. Seja $F_1(y)$ e $F_2(y)$ as FDAs associadas às FDPs $f_1(y)$ e $f_2(y)$, respectivamente. Assim, tem-se o resultado abaixo:

$$F_2(y) > F_1(y) \Leftrightarrow F_1^{-1}(p) > F_2^{-1}(p) \Leftrightarrow \int_0^p F_1^{-1}(u) du > \int_0^p F_2^{-1}(u) du \Leftrightarrow G_1(p) > G_2(p) \quad (\text{T.7})$$

Então, uma curva GL_1 estará acima de GL_2 se, e somente se, a FDA associada a 1 estiver abaixo de uma outra associada a 2.

A.3 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,

$$\begin{aligned} \Omega &= E(\varepsilon \varepsilon') = Z_\alpha E(\alpha \alpha') Z_\alpha' + Z_\gamma E(\gamma \gamma') Z_\gamma' + E(vv') \\ &= \sigma_\alpha^2 Z_\alpha Z_\alpha' + \sigma_\gamma^2 Z_\gamma Z_\gamma' + \sigma_v^2 (I_N \otimes I_T) \\ &= T\sigma_\alpha^2 (I_N \otimes \bar{J}_T) + N\sigma_\gamma^2 (\bar{J}_N \otimes I_T) + \sigma_v^2 (I_N \otimes I_T) \end{aligned} \quad (\text{T.8})$$

Com algumas manipulações algébricas, a equação (T.8) torna-se,

$$\Omega = \sigma_v^2 (E_N \otimes E_T) + (T\sigma_\alpha^2 + \sigma_v^2) (E_N \otimes \bar{J}_T) + (N\sigma_\gamma^2 + \sigma_v^2) (\bar{J}_N \otimes E_T) + (T\sigma_\alpha^2 + N\sigma_\gamma^2 + \sigma_v^2) (I_N \otimes I_T)$$

$$\Omega = \lambda_1 Q_1 + \lambda_2 Q_2 + \lambda_3 Q_3 + \lambda_4 Q_4 \quad (\text{T.9})$$

em que $\lambda_1 = \sigma_v^2$; $\lambda_2 = (T\sigma_\alpha^2 + \sigma_v^2)$; $\lambda_3 = (N\sigma_\gamma^2 + \sigma_v^2)$; $\lambda_4 = (T\sigma_\alpha^2 + N\sigma_\gamma^2 + \sigma_v^2)$;

$$Q_1 = (E_N \otimes E_T); Q_2 = (E_N \otimes \bar{J}_T); Q_3 = (\bar{J}_N \otimes E_T); Q_4 = (I_N \otimes I_T).$$

$$\Omega = \sum_{j=1}^4 \lambda_j Q_j \quad (\text{T.10})$$

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,

$$\Omega^r = \sum_{j=1}^4 \lambda_j^r Q_j, \quad \forall r \in R \quad (\text{T.11})$$

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

$$\begin{aligned} \Omega^{-1} &= \sum_{j=1}^4 \frac{1}{\lambda_j} Q_j \\ \Rightarrow \Omega^{-1/2} &= \sum_{j=1}^4 \frac{1}{\lambda_j^{-1/2}} Q_j \Rightarrow \end{aligned} \quad (\text{T.12})$$

Pré-multiplicando (T.12) por σ_v^2 , tem-se,

$$\sigma_v \Omega^{-1/2} = \sum_{j=1}^4 \frac{\sigma_v}{\lambda_j^{-1/2}} Q_j \quad (\text{T.13})$$

e assim, um típico elemento de $\dot{y} = \sigma_v \Omega^{-1/2}$ 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

ANEXOS

Anexo A – Tabelas de renda, desigualdade e pobreza

**Tabela A.1 Taxa de Crescimento da renda domiciliar *per capita*
Brasil e regiões (1995-2002-2008)**

Regiões e Brasil	95-02	02-08	95-08
	Valores em %		
Nodeste	4.47	30.91	36.76
Sudeste	-2.81	13.83	10.63
Sul	0.09	25.85	25.97
Centro-Oeste	13.54	26.52	43.64
BR	-0.65	18.06	17.29

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Rendas deflacionadas para novembro de 2008

**Tabela A.2 Taxa de Crescimento da renda domiciliar *per capita*
Regiões e estados (1995-2002-2008)**

REGIÃO	UF	95-02	02-08	95-08
		Valores em %		
NORDESTE	MA	2.98	33.68	36.73
	PI	3.30	35.59	38.75
	CE	2.19	26.90	29.68
	RN	-6.16	42.17	33.41
	PB	4.67	33.71	39.96
	PE	9.26	22.60	33.95
	AL	-9.96	31.24	5.05
	SE	8.17	30.59	41.26
	BA	2.51	33.19	36.54
SUDESTE	MG	0.02	27.58	27.60
	ES	-3.17	24.37	20.43
	RJ	-1.73	16.72	14.70
	SP	-3.79	8.41	4.30
SUL	PR	3.62	26.63	31.21
	SC	-2.69	33.74	30.15
	RS	-0.83	21.55	20.54
CENTRO-OESTE	MS	15.59	22.51	41.61
	MT	14.66	22.18	40.09
	GO	14.03	31.73	50.21
	DF	3.60	27.89	32.50

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Rendas deflacionadas para novembro de 2008

Tabela A.3 Gini – Brasil e regiões (1995-2002-2008)

Regiões	Índice			Taxa de variação %		
	1995	2002	2008	95-02	02-08	95-08
Nordeste	0.60	0.59	0.56	-0.75	-5.63	-6.34
Sudeste	0.57	0.57	0.52	-1.17	-7.68	-8.76
Sul	0.57	0.53	0.50	-6.54	-6.11	-12.25
Centro-Oeste	0.59	0.59	0.57	0.71	-4.42	-3.74
Brasil	0.60	0.59	0.55	-2.13	-6.78	-8.77

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Rendas deflacionadas para novembro de 2008

Tabela A.4 EG(0)=Theil-T – Brasil e regiões (1995-2002-2008)

Regiões	Índice			Taxa de variação		
	1995	2002	2008	95-02	02-08	95-08
Nordeste	0.66	0.65	0.58	-1.31	-11.15	-12.32
Sudeste	0.60	0.58	0.48	-3.23	-16.54	-19.24
Sul	0.58	0.50	0.44	-14.13	-12.82	-25.14
Centro-Oeste	0.63	0.64	0.57	1.17	-10.27	-9.22
Brasil	0.67	0.64	0.55	-5.01	-14.54	-18.83

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Rendas deflacionadas para novembro de 2008

Tabela A.5 EG(1)=Theil-L – Brasil e regiões (1995-2002-2008)

Regiões	Índice			Taxa de variação %		
	1995	2002	2008	95-02	02-08	95-08
Nordeste	0.81	0.78	0.70	-3.99	-10.55	-14.12
Sudeste	0.66	0.68	0.57	1.90	-16.15	-14.56
Sul	0.65	0.56	0.50	-14.05	-10.50	-23.07
Centro-Oeste	0.71	0.74	0.68	4.27	-7.73	-3.79
Brasil	0.74	0.72	0.62	-15.85	-13.80	-15.85

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Rendas deflacionadas para novembro de 2008

Tabela A.6 Gini – Sudeste

UF	Índice			Taxa de variação %		
	1995	2002	2008	95-02	02-08	95-08
ES	0.61	0.56	0.52	-7.81	-6.64	-13.94
MG	0.59	0.56	0.52	-5.04	-7.73	-12.37
RJ	0.58	0.55	0.54	-4.68	-1.52	-6.13
SP	0.54	0.56	0.51	2.87	-9.54	-6.94

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Rendas deflacionadas para novembro de 2008

Tabela A.7 Gini – Sul

UF	Índice			Taxa de variação %		
	1995	2002	2008	95-02	02-08	95-08
PR	0.58	0.54	0.50	-7.00	-6.44	-12.98
RS	0.57	0.54	0.51	-3.64	-7.28	-10.66
SC	0.54	0.48	0.47	-12.13	-1.72	-13.64

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Rendas deflacionadas para novembro de 2008

Tabela A.8 Gini – Nordeste

UF	Índice			Taxa de variação %		
	1995	2002	2008	95-02	02-08	95-08
AL	0.64	0.61	0.56	-5.22	-7.24	-12.08
BA	0.60	0.59	0.55	-1.50	-6.07	-7.48
CE	0.61	0.58	0.53	-4.45	-8.63	-12.70
MA	0.57	0.57	0.53	0.39	-7.55	-7.20
PB	0.60	0.62	0.60	2.39	-2.76	-0.43
PE	0.57	0.61	0.58	5.47	-4.12	1.12
PI	0.57	0.62	0.58	9.05	-6.81	1.62
RN	0.61	0.57	0.56	-5.95	-2.30	-8.11
SE	0.56	0.54	0.55	-3.60	1.17	-2.47

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Rendas deflacionadas para novembro de 2008

Tabela A.9 Gini – Centro-Oeste

UF	Índice			Taxa de variação %		
	1995	2002	2008	95-02	02-08	95-08
DF	0.58	0.62	0.62	7.03	0.02	7.05
GO	0.56	0.54	0.51	-3.70	-4.82	-8.35
MS	0.54	0.56	0.52	5.16	-6.98	-2.18
MT	0.57	0.57	0.52	0.41	-8.25	-7.87

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Rendas deflacionadas para novembro de 2008

Tabela A.10 Taxas de variação do índice de Gini – Estados (1995-2002-2008)

UF	Taxa de variação %		
	95-02	02-08	95-08
ES	-7.81	-6.64	-13.94
MG	-5.04	-7.73	-12.37
RJ	-4.68	-1.52	-6.13
SP	2.87	-9.54	-6.94
PR	-7.00	-6.44	-12.98
RS	-3.64	-7.28	-10.66
SC	-12.13	-1.72	-13.64
AL	-5.22	-7.24	-12.08
BA	-1.50	-6.07	-7.48
CE	-4.45	-8.63	-12.70
MA	0.39	-7.55	-7.20
PB	2.39	-2.76	-0.43
PE	5.47	-4.12	1.12
PI	9.05	-6.81	1.62
RN	-5.95	-2.30	-8.11
SE	-3.60	1.17	-2.47
DF	7.03	0.02	7.05
GO	-3.70	-4.82	-8.35
MS	5.16	-6.98	-2.18
MT	0.41	-8.25	-7.87

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Rendas deflacionadas para novembro de 2008

Tabela A.11 FGT(0)= Proporção de pobres – Brasil e regiões (1995-2002-2008)

Regiões	Índice			Taxa de variação %		
	1995	2002	2008	95-02	02-08	95-08
Sudeste	31.72	29.59	20.18	-6.72	-31.80	-36.38
Sul	20.47	16.72	8.12	-18.30	-51.45	-60.34
Nordeste	56.02	53.57	37.88	-4.36	-29.30	-32.38
Centro-Oeste	42.51	37.22	23.61	-12.44	-36.57	-44.46
Brasil	37.08	34.58	23.46	-6.73	-32.16	-36.72

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Linhas de pobreza de Rocha (1997) apresentadas no anexo F.

Tabela A.12 FGT(1)= Intensidade da pobreza – Brasil e regiões (1995-2002-2008)

Regiões	Índice			Taxa de variação %		
	1995	2002	2008	95-02	02-08	95-08
Sudeste	11.92	11.72	6.62	-1.68	-43.48	-44.42
Sul	7.69	5.82	2.68	-24.29	-53.92	-65.11
Nordeste	27.04	25.33	15.99	-6.33	-36.86	-40.86
Centro-Oeste	17.99	15.07	7.99	-16.25	-46.99	-55.61
Brasil	15.69	14.64	8.70	-6.70	-40.53	-44.51

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Linhas de pobreza de Rocha (1997) apresentadas no anexo F.

Tabela A.13 FGT(2)= Perversidade da pobreza – Brasil e regiões (1995-2002-2008)

Regiões	Índice			Taxa de variação %		
	1995	2002	2008	95-02	02-08	95-08
Sudeste	6.27	6.18	3.22	-1.52	-47.79	-48.58
Sul	4.06	2.94	1.31	-27.49	-55.52	-67.75
Nordeste	16.49	15.42	9.17	-6.49	-40.52	-44.38
Centro-Oeste	10.08	8.11	3.95	-19.54	-51.26	-60.78
Brasil	8.90	8.24	4.62	-7.36	-43.95	-48.08

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Linhas de pobreza de Rocha (1997) apresentadas no anexo F.

Tabela A.14 Indicadores de pobreza dos Estados

REGIÃO	UF	Índice	Valores			Taxa de variação		
			1995	2002	2008	95-02	02-08	95-08
SUDESTE	ES	FGT(0)	26.45	20.61	11.40	-22.06	-44.67	-56.88
		FGT(1)	9.82	7.58	3.58	-22.89	-52.75	-63.57
		FGT(2)	5.21	3.75	1.81	-28.13	-51.74	-65.31
	MG	FGT(0)	40.59	36.59	22.02	-9.86	-39.83	-45.76
		FGT(1)	17.64	15.24	7.61	-13.63	-50.07	-56.88
		FGT(2)	9.97	8.41	3.85	-15.59	-54.20	-61.34
	RJ	FGT(0)	31.88	24.85	19.36	-22.05	-22.09	-39.27
		FGT(1)	10.66	9.01	6.08	-15.52	-32.51	-42.98
		FGT(2)	5.48	4.47	2.85	-18.39	-36.24	-47.96
	SP	FGT(0)	27.89	29.02	20.36	4.02	-29.85	-27.03
		FGT(1)	9.93	11.54	6.62	16.22	-42.63	-33.33
		FGT(2)	4.96	6.04	3.19	21.79	-47.20	-35.69
SUL	PR	FGT(0)	30.10	22.76	11.32	-24.37	-50.25	-62.37
		FGT(1)	12.17	8.42	3.86	-30.86	-54.15	-68.30
		FGT(2)	6.77	4.31	1.89	-36.39	-56.25	-72.17
	RS	FGT(0)	16.20	16.06	7.83	-0.83	-51.26	-51.67
		FGT(1)	5.72	5.41	2.54	-5.40	-52.96	-55.50
		FGT(2)	2.80	2.76	1.24	-1.57	-54.93	-55.64
	SC	FGT(0)	12.53	7.44	3.14	-40.58	-57.77	-74.91
		FGT(1)	3.94	2.09	0.91	-47.09	-56.31	-76.88
		FGT(2)	1.94	0.92	0.44	-52.55	-51.90	-77.18
NORDESTE	AL	FGT(0)	48.12	54.72	35.89	13.71	-34.40	-25.40
		FGT(1)	21.04	23.59	14.72	12.13	-37.63	-30.06
		FGT(2)	11.69	13.82	8.31	18.25	-39.88	-28.91
	BA	FGT(0)	60.12	58.28	43.47	-3.06	-25.41	-27.70
		FGT(1)	30.76	29.75	18.67	-3.29	-37.24	-39.30
		FGT(2)	19.16	18.63	10.81	-2.79	-41.94	-43.56
	CE	FGT(0)	53.61	49.74	32.69	-7.20	-34.28	-39.02
		FGT(1)	25.66	22.42	12.89	-12.62	-42.50	-49.76
		FGT(2)	15.53	13.22	6.92	-14.90	-47.66	-55.46
	MA	FGT(0)	57.01	53.00	33.00	-7.02	-37.74	-42.11
		FGT(1)	29.03	22.82	13.12	-21.40	-42.51	-54.81
		FGT(2)	18.48	13.23	7.50	-28.43	-43.33	-59.44
	PB	FGT(0)	43.29	45.77	29.29	5.72	-36.01	-32.35
		FGT(1)	19.16	18.09	11.22	-5.60	-37.97	-41.44
		FGT(2)	11.09	9.96	6.11	-10.13	-38.69	-44.90
	PE	FGT(0)	66.81	61.85	50.34	-7.42	-18.61	-24.65
		FGT(1)	31.30	32.06	23.32	2.44	-27.26	-25.49
		FGT(2)	18.99	20.26	13.93	6.69	-31.26	-26.66
	PI	FGT(0)	54.96	51.10	33.18	-7.03	-35.06	-39.63
		FGT(1)	27.47	24.20	14.46	-11.90	-40.24	-47.35
		FGT(2)	17.77	15.37	8.64	-13.50	-43.80	-51.39
RN	FGT(0)	43.20	39.97	24.33	-7.47	-39.13	-43.68	
	FGT(1)	17.64	16.75	9.24	-5.08	-44.80	-47.60	
	FGT(2)	9.44	9.86	5.11	4.43	-48.23	-45.93	
SE	FGT(0)	42.42	39.18	26.77	-7.66	-31.67	-36.90	
	FGT(1)	18.36	14.92	9.90	-18.75	-33.62	-46.07	
	FGT(2)	10.22	8.18	5.21	-19.96	-36.32	-49.04	
CENTRO-OESTE	DF	FGT(0)	27.31	30.29	22.04	10.90	-27.22	-19.29
		FGT(1)	11.31	13.44	8.17	18.82	-39.26	-27.83
		FGT(2)	6.14	7.62	4.12	24.06	-45.93	-32.92
	GO	FGT(0)	53.45	44.13	27.75	-17.43	-37.12	-48.08
		FGT(1)	23.92	18.29	9.78	-23.51	-46.53	-59.11
		FGT(2)	13.84	9.98	4.85	-27.86	-51.39	-64.93
	MS	FGT(0)	36.53	31.97	19.58	-12.47	-38.77	-46.41
		FGT(1)	13.66	11.75	5.81	-14.01	-50.50	-57.43
		FGT(2)	7.05	5.90	2.75	-16.27	-53.37	-60.96
	MT	FGT(0)	37.46	33.04	19.72	-11.79	-40.31	-47.35
		FGT(1)	15.01	12.52	5.96	-16.62	-52.42	-60.33
		FGT(2)	8.20	6.48	2.96	-20.91	-54.36	-63.91

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Linhas de pobreza de Rocha (1997) apresentadas no anexo F.

Anexo B – Curva de Lorenz – Brasil, regiões e UF's

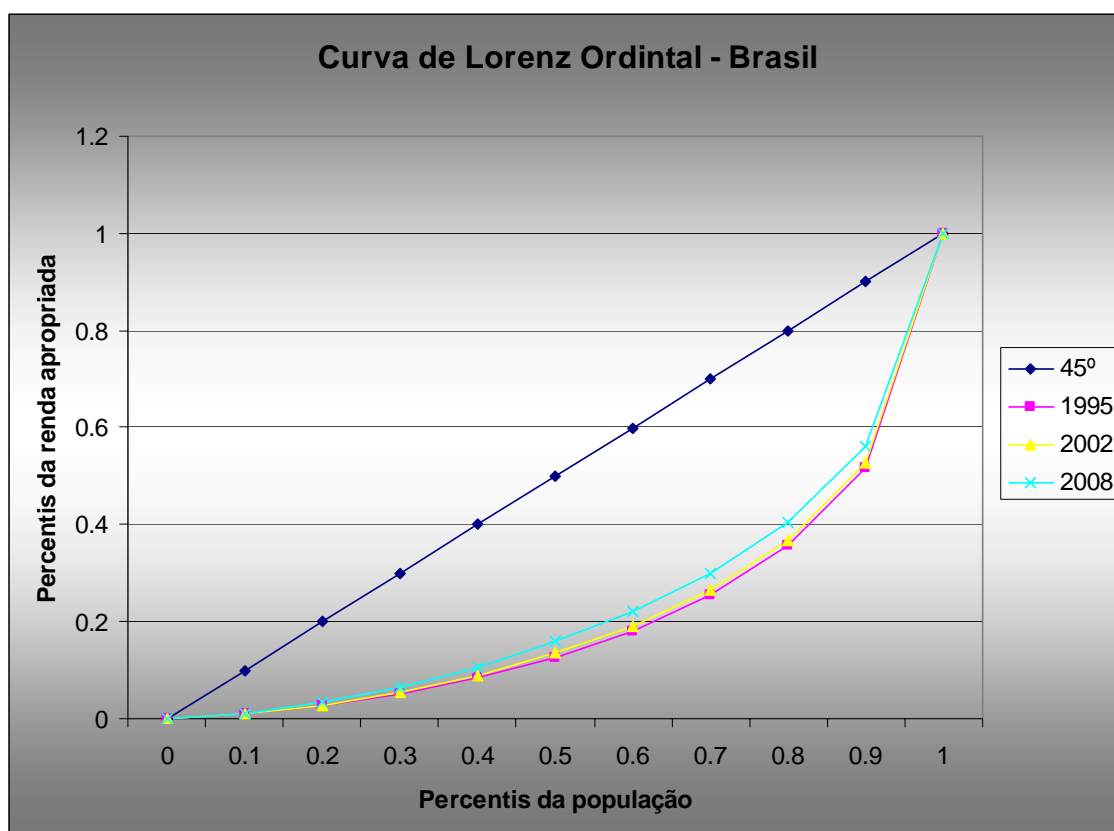


Figura B.1 Curva de Lorenz Ordinal – Brasil
Fonte: Elaborado pelo autor.

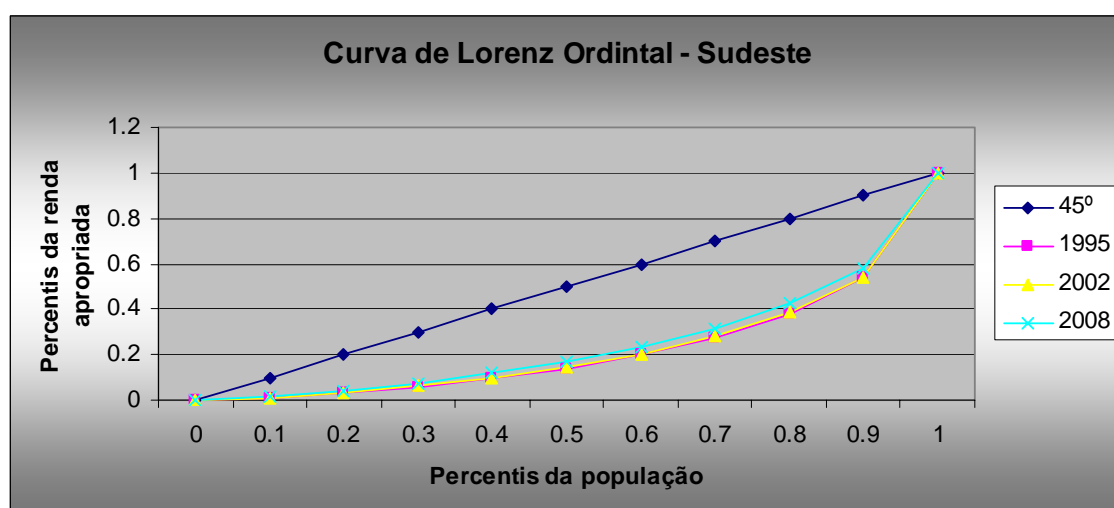


Figura B.2 Curva de Lorenz Ordinal – Sudeste
Fonte: Elaborado pelo autor.

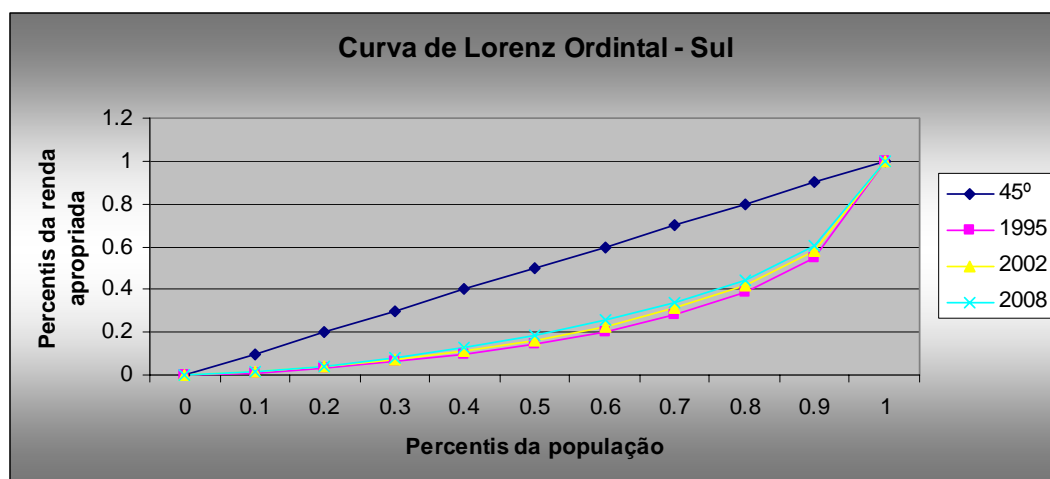


Figura B.3 Curva de Lorenz Ordinal – Sul
Fonte: Elaborado pelo autor.

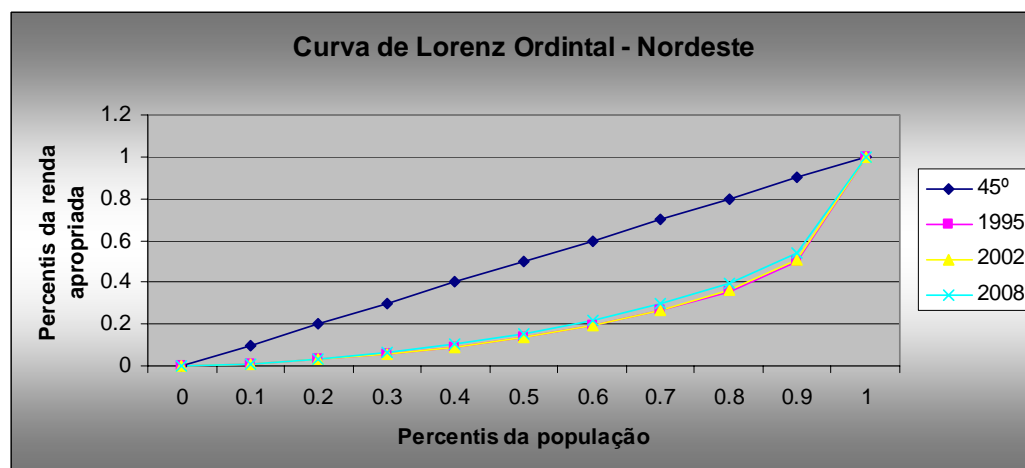


Figura B.4 Curva de Lorenz Ordinal – Nordeste
Fonte: Elaborado pelo autor.

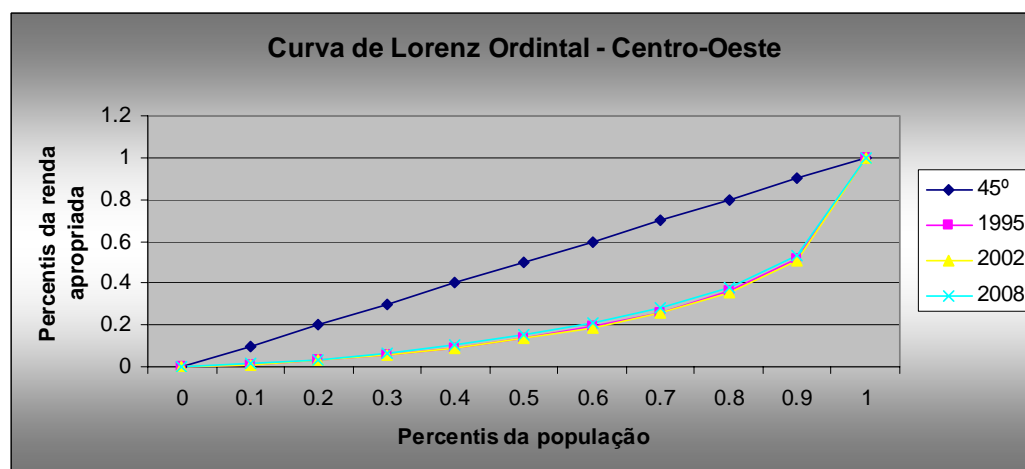


Figura B.5 Curva de Lorenz Ordinal – Centro-Oeste
Fonte: Elaborado pelo autor.

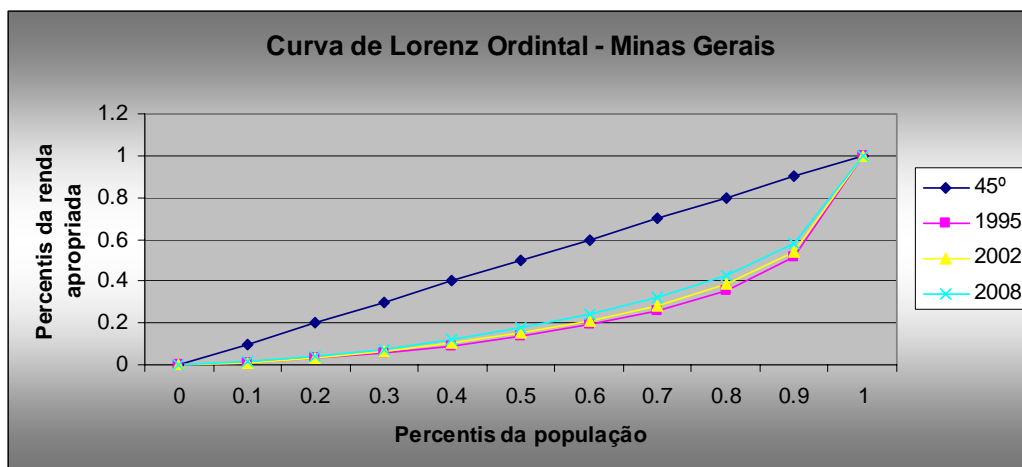


Figura B.6 Curva de Lorenz Ordinal – Minas Gerais
Fonte: Elaborado pelo autor.

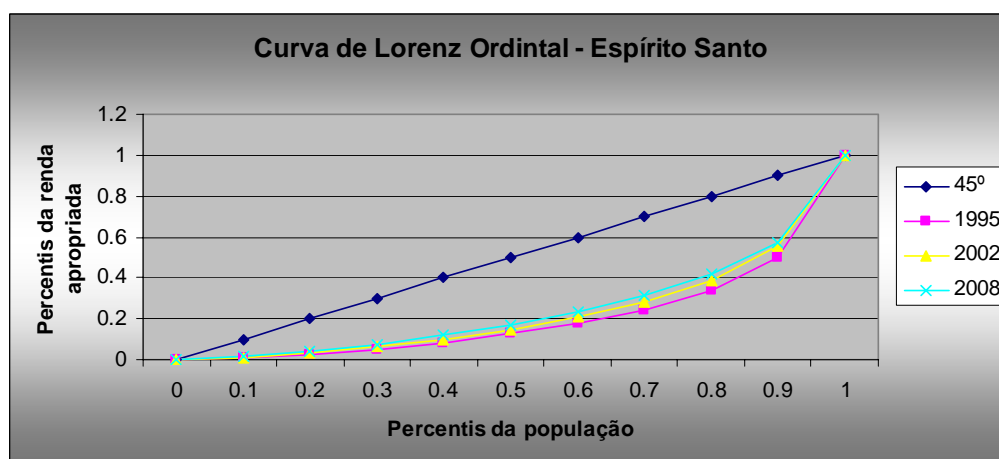


Figura B.7 Curva de Lorenz Ordinal – Espírito Santo
Fonte: Elaborado pelo autor.

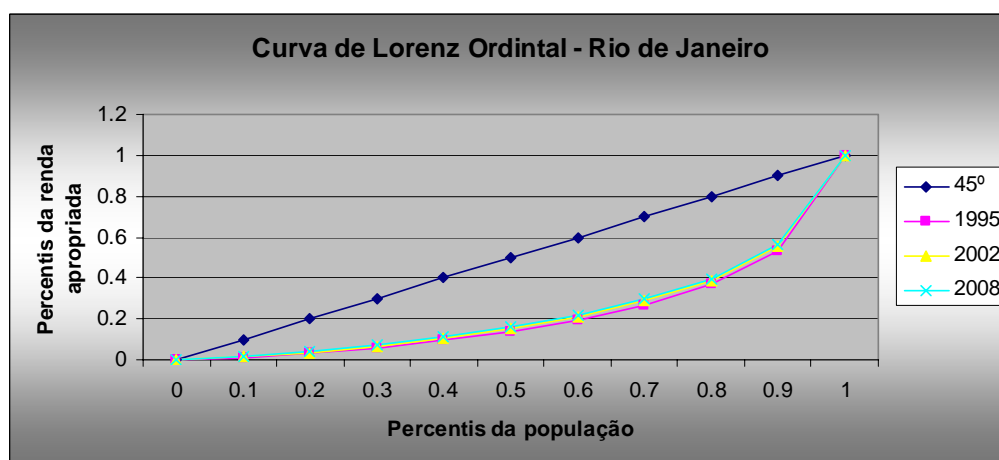


Figura B.8 Curva de Lorenz Ordinal – Rio de Janeiro
Fonte: Elaborado pelo autor.

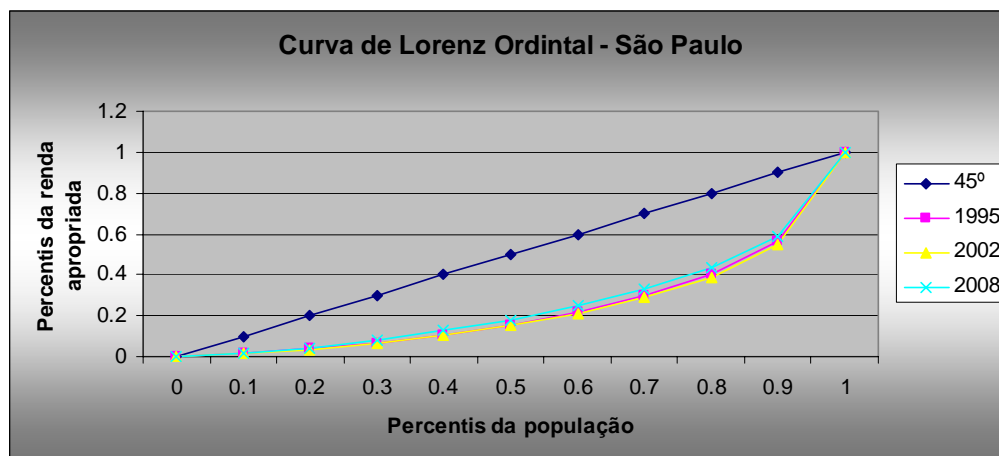


Figura B.9 Curva de Lorenz Ordinal – São Paulo
Fonte: Elaborado pelo autor.

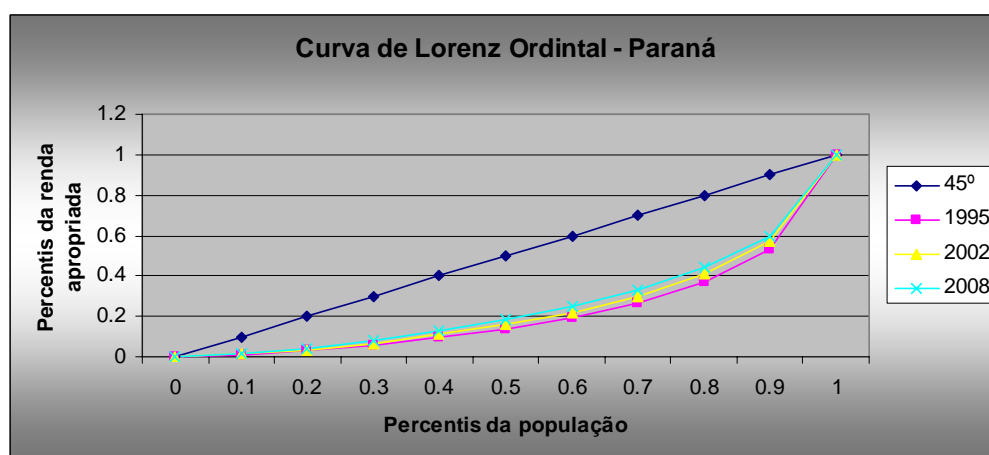


Figura B.10 Curva de Lorenz Ordinal – Paraná
Fonte: Elaborado pelo autor.

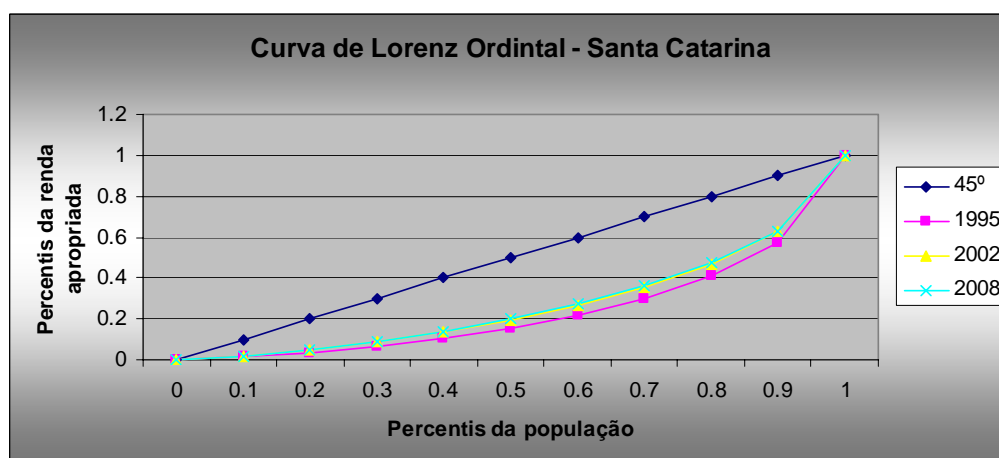


Figura B.11 Curva de Lorenz Ordinal – Santa Catarina
Fonte: Elaborado pelo autor.

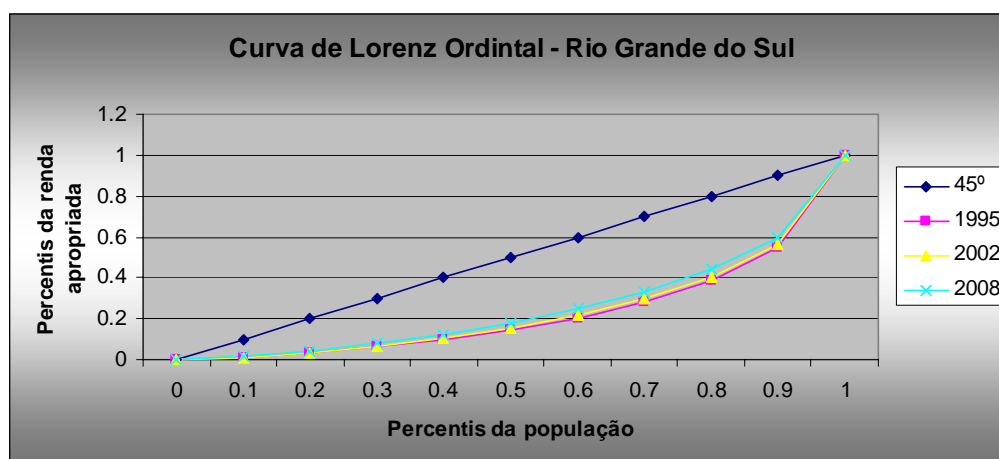


Figura B.12 Curva de Lorenz Ordinal – Rio Grande do Sul
Fonte: Elaborado pelo autor.

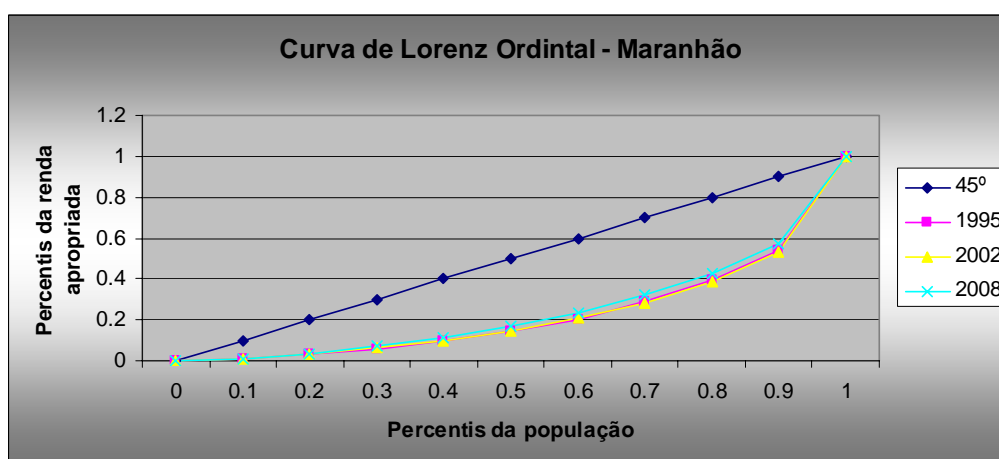


Figura B.13 Curva de Lorenz Ordinal – Maranhão
Fonte: Elaborado pelo autor.

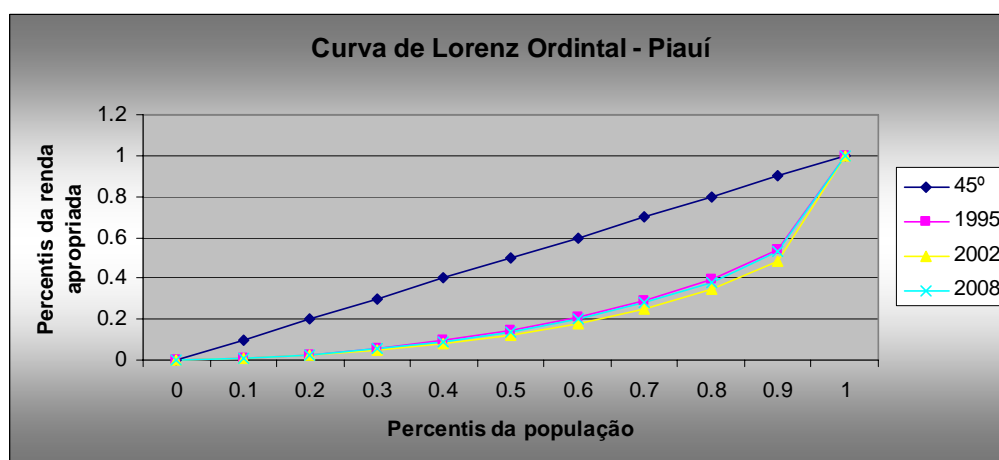


Figura B.14 Curva de Lorenz Ordinal – Piauí
Fonte: Elaborado pelo autor.

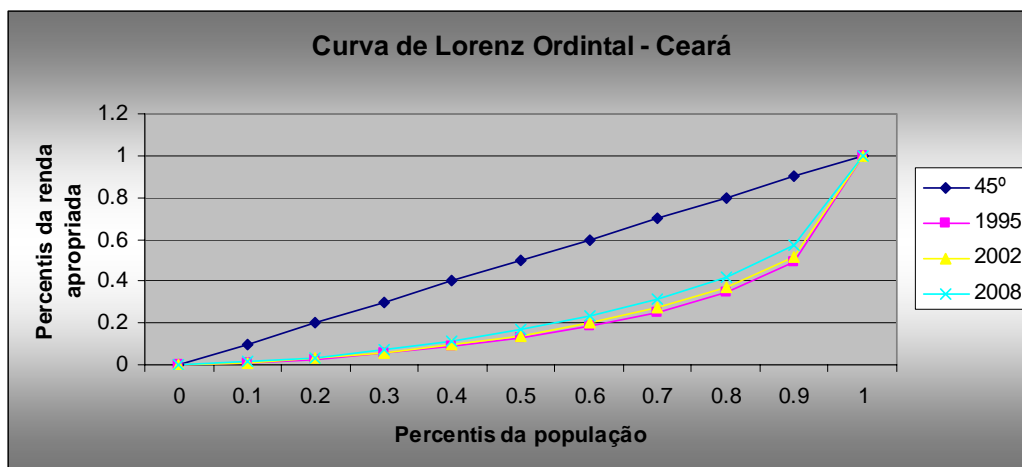


Figura B.15 Curva de Lorenz Ordinal – Ceará
Fonte: Elaborado pelo autor.

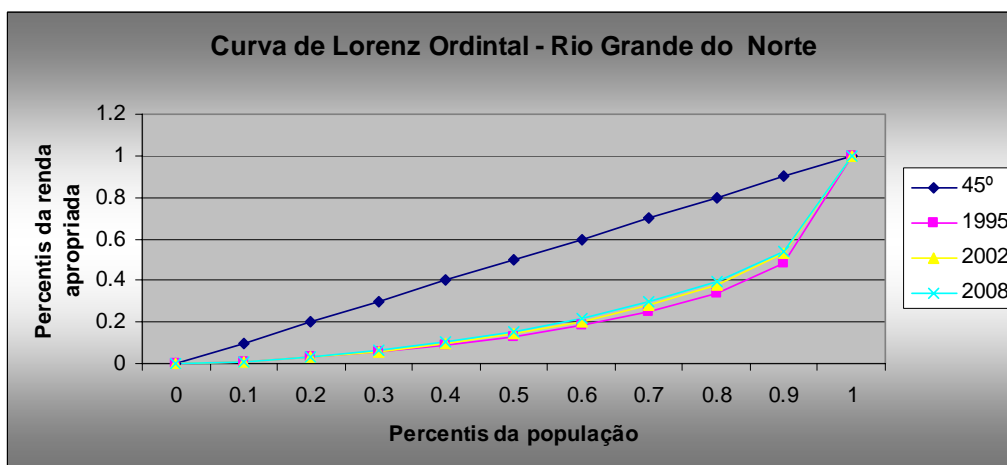


Figura B.16 Curva de Lorenz Ordinal – Rio Grande do Norte
Fonte: Elaborado pelo autor.

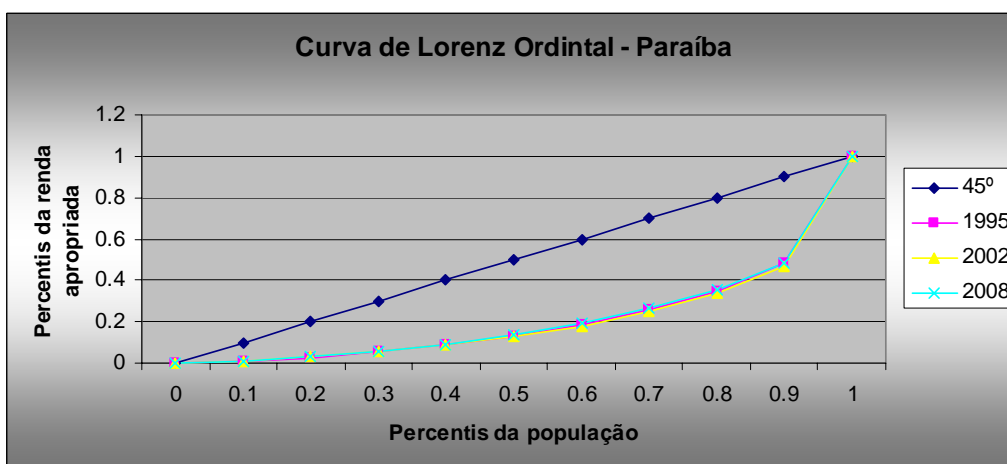


Figura B.17 Curva de Lorenz Ordinal – Paraíba
Fonte: Elaborado pelo autor.

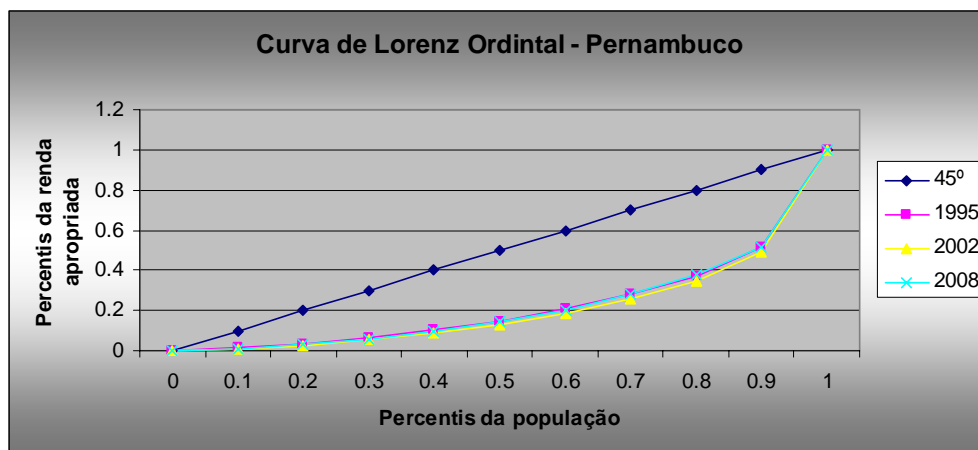


Figura B.18 Curva de Lorenz Ordinal – Pernambuco
Fonte: Elaborado pelo autor.

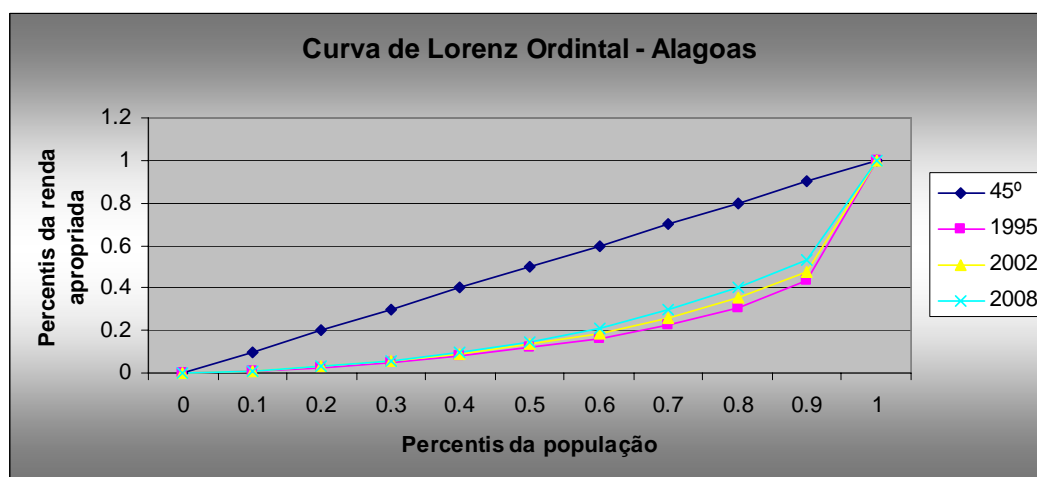


Figura B.19 Curva de Lorenz Ordinal – Alagoas
Fonte: Elaborado pelo autor.

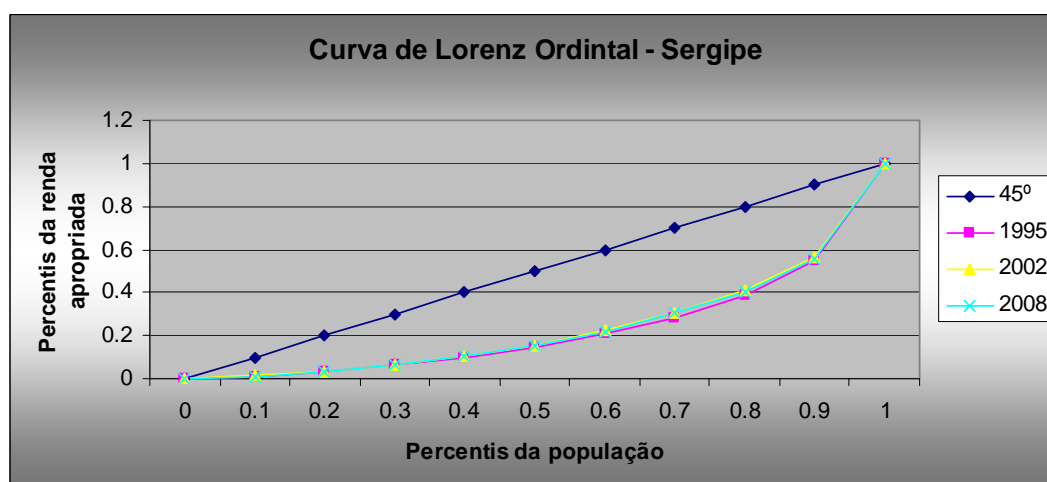


Figura B.20 Curva de Lorenz Ordinal – Sergipe
Fonte: Elaborado pelo autor.

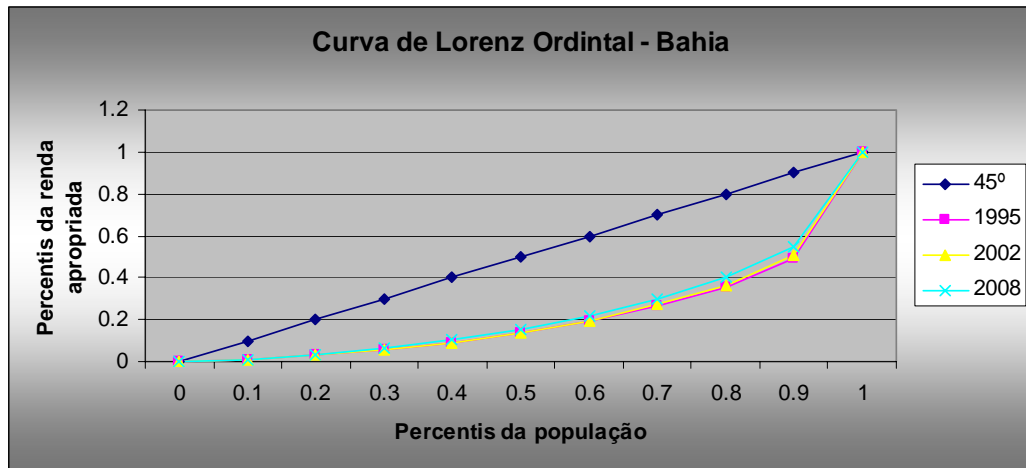


Figura B.21 Curva de Lorenz Ordinal – Bahia
Fonte: Elaborado pelo autor.

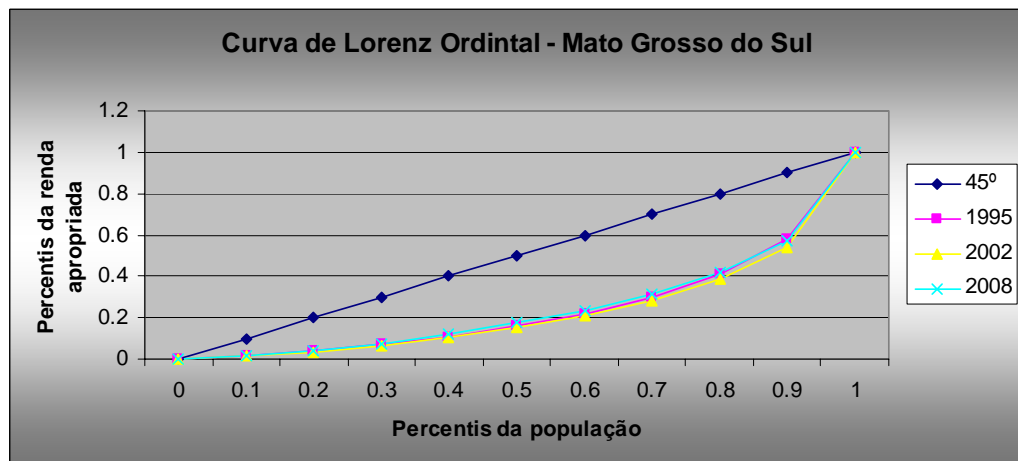


Figura B.22 Curva de Lorenz Ordinal – Mato Grosso do Sul
Fonte: Elaborado pelo autor.

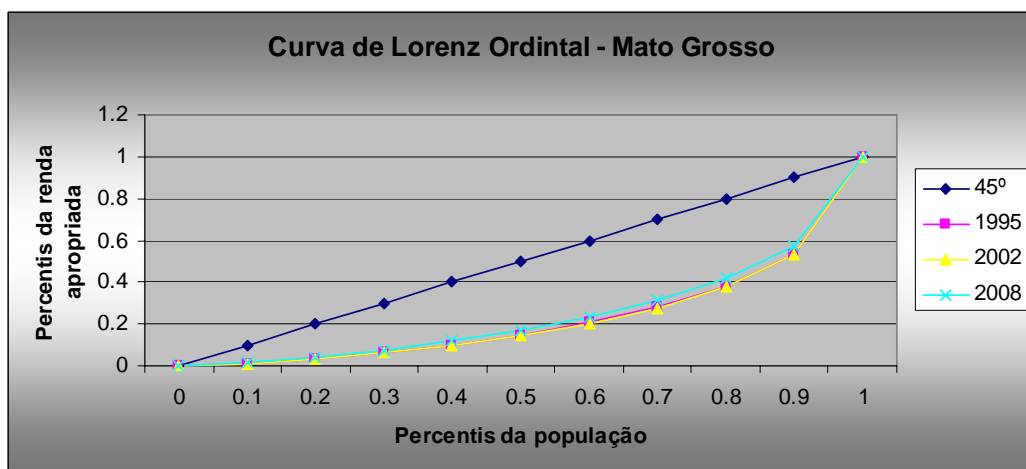


Figura B.23 Curva de Lorenz Ordinal – Mato Grosso
Fonte: Elaborado pelo autor.

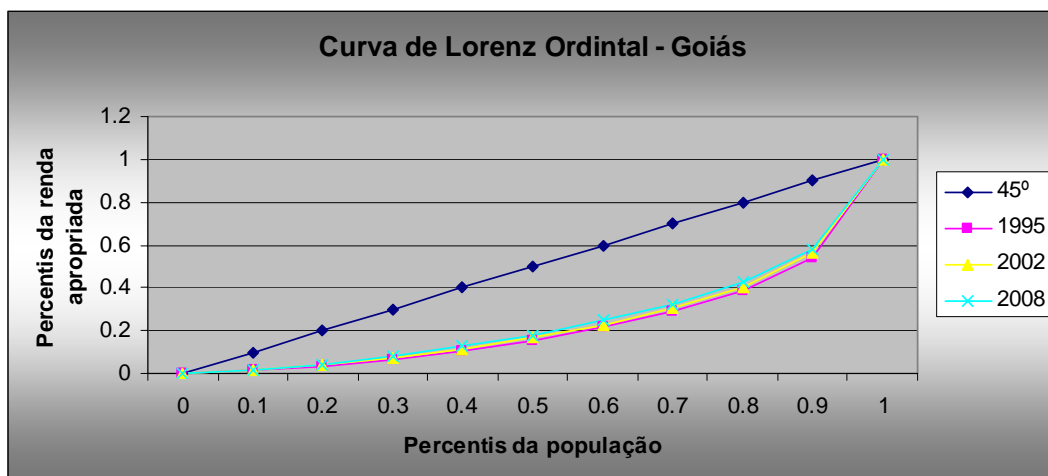


Figura B.24 Curva de Lorenz Ordinal – Goiás
Fonte: Elaborado pelo autor.

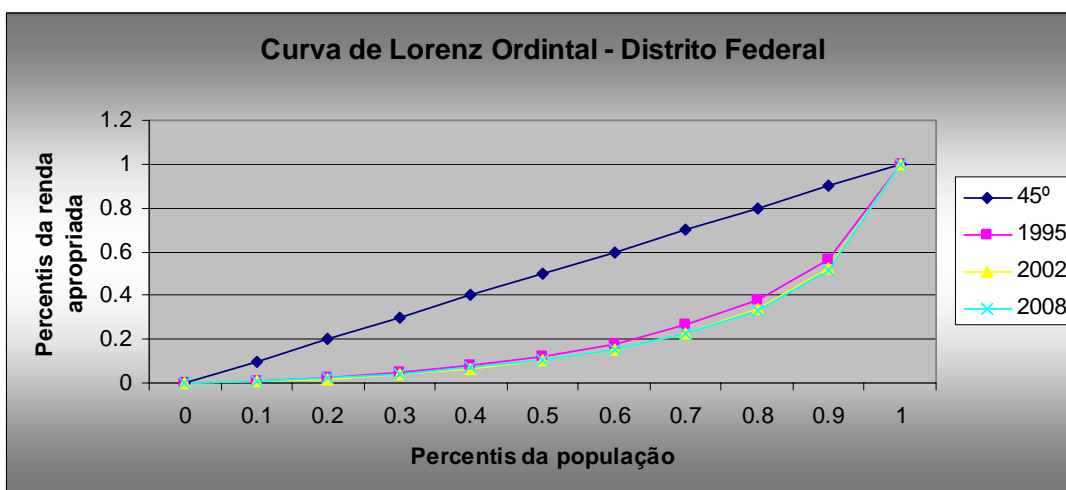


Figura B.25 Curva de Lorenz Ordinal – Distrito Federal
Fonte: Elaborado pelo autor.

Anexo C – Continuação das tabelas da seção 5 e decomposições

Tabela C.1 – Continuação da tabela 5.5

Continuação da tabela 5.5

Variáveis Explicativas	variável dependente: ln[FGT(0)]			
	VII	VIII	IX	X
Observações em N	27	27	27	27
Observações em T	13	13	13	13
Total de observações	351	351	351	351
R ² ajustado	0.9013	0.9535	0.9850	0.9880
Teste F	119.38 *	111.31 *	427.93 *	313.28
p-valor F	{0.0000}	{0.0000}	{0.0000}	{0.0000}
Teste beta constante (F)	75.29 *	29.03 *	31.38 *	21.96
	{0.0000}	{0.0000}	{0.0000}	{0.0000}
Teste Teta constante (F)			27.82 *	16.21 *
			{0.0000}	{0.0000}
redundant fixed effect F test (cross-section)		9.179 *		2.748 *
		{0.0000}		{0.0000}
redundant fixed effect F test (period)		10.774 *		1.857 *
		{0.0000}		{0.0400}
redundant fixed effect F test (cross-section + period)		10.526 *		2.889 *
		{0.0000}		{0.0000}

Fonte: Elaborado pelo autor

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

* estatisticamente significativa a 5%.

**Não foi possível estimar o modelo com efeito aleatório neste caso, pois requer-se que o número de unidades de corte seja superior aos estimadores "between".

Tabela C.2 – Continuação da tabela 5.6

Continuação da tabela 5.6

Variáveis Explicativas	variável dependente: ln[FGT(1)]			
	VII	VIII	IX	X
Observações em N	27	27	27	27
Observações em T	13	13	13	13
Total de observações	351	351	351	351
R ² ajustado	0.8981	0.9466	0.9775	0.9817
Teste F	115.28 *	96.45 *	283.14 *	205.28
p-valor F	{0.0000}	{0.0000}	{0.0000}	{0.0000}
Teste beta constante (F)	78.00 *	16.60 *	42.08 *	19.20 *
	{0.0000}	{0.0000}	{0.0000}	{0.0000}
Teste Teta constante (F)			34.03 *	10.39 *
			{0.0000}	{0.0000}
redundant fixed effect F test (cross-section)		5.280 *		1.827 *
		{0.0000}		{0.0102}
redundant fixed effect F test (period)		11.443 *		2.798 *
		{0.0000}		{0.0013}
redundant fixed effect F test (cross-section + period)		8.717 *		2.779 *
		{0.0000}		{0.0000}

Fonte: Elaborado pelo autor

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

* estatisticamente significativa a 5%

**Não foi possível estimar o modelo com efeito aleatório neste caso, pois requer-se que o número de unidades de corte seja superior aos estimadores "between".

Tabela C.3 – Continuação da tabela 5.7

Continuação da tabela 5.7

Variáveis Explicativas	variável dependente: ln[FGT(2)]			
	VII	VIII	IX	X
Observações em N	27	27	27	27
Observações em T	13	13	13	13
Total de observações	351	351	351	351
R ² ajustado	0.7491	0.8530	0.7893	0.8621
Teste F	39.71	32.25	25.28	24.78
p-valor F	{0.0000}	{0.0000}	{0.0000}	{0.0000}
Teste beta constante (F)	42.14 * {0.0000}	4.03 * {0.0000}	7.17 * {0.0000}	2.23 * {0.0009}
Teste Teta constante (F)			5.55 * {0.0000}	1.98 * {0.0040}
redundant fixed effect F test (cross-section)		2.832 * {0.0000}		0.913 * {0.5900}
redundant fixed effect F test (period)		15.415 * {0.0000}		12.538 * {0.0000}
redundant fixed effect F test (cross-section + period)		7.008 * {0.0000}		5.113 * {0.0000}

Fonte: Elaborado pelo autor

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

* estatisticamente significativa a 5%

**Não foi possível estimar o modelo com efeito aleatório neste caso, pois requer-se que o número de unidades de corte seja superior aos estimadores "between".

Tabela C.4 Decomposição da variação da pobreza estimada sem desigualdade 1995-2008 FGT(0)

Estados	$(\beta_i - \beta_m) \cdot g_m$	$(g_i - g_m) \cdot \beta_i$
MA	0.12	-0.13
PI	0.15	-0.13
CE	0.08	-0.03
RN	0.10	-0.05
PB	0.13	-0.06
PE	0.22	0.00
AL	0.16	0.04
SE	0.09	-0.09
BA	0.20	-0.01
MG	0.00	-0.04
ES	-0.19	0.04
RJ	0.07	0.05
SP	-0.05	0.21
PR	-0.21	-0.14
SC	-0.56	-0.22
RS	-0.26	0.04
MS	0.05	-0.12
MT	0.05	-0.11
GO	0.05	-0.16
DF	0.19	-0.01

Fonte: Elaborado pelo autor

(a) estimado a partir a estimativa dos coeficientes da equação (3.7).

 $\Delta p_0 = [\ln(\text{FGT}(0))_t - \ln(\text{FGT}(0))_0]$ - resíduo da equação (3.7)

(b) diferença entre 2008 e 1995

**Tabela C.5 Decomposição da variação da pobreza estimada sem desigualdade 1995-2008
FGT(1)**

Estados	$(\beta_i - \beta_m) \cdot g_m$	$(g_i - g_m) \cdot \beta_i$
MA	0.13	-0.15
PI	0.17	-0.14
CE	0.09	-0.04
RN	0.12	-0.05
PB	0.14	-0.07
PE	0.28	0.01
AL	0.17	0.06
SE	0.10	-0.10
BA	0.19	-0.03
MG	-0.03	-0.05
ES	-0.21	0.04
RJ	0.07	0.06
SP	-0.13	0.30
PR	-0.21	-0.15
SC	-0.55	-0.22
RS	-0.19	0.04
MS	0.01	-0.16
MT	0.02	-0.14
GO	0.03	-0.21
DF	0.08	-0.06

Fonte: Elaborado pelo autor

(a) estimado a partir a estimativa dos coeficientes da equação (3.7).

$\Delta p_1 = [\ln(\text{FGT}(1))_t - \ln(\text{FGT}(1))_0]$ - resíduo da equação (3.7)

(b) diferença entre 2008 e 1995

**Tabela C.6 Decomposição da variação da pobreza estimada sem desigualdade 1995-2008
FGT(2)**

Estados	$(\beta_i - \beta_m) \cdot g_m$	$(g_i - g_m) \cdot \beta_i$
MA	-0.19	-0.31
PI	0.01	-0.06
CE	0.07	0.01
RN	-0.14	-0.07
PB	-0.04	-0.05
PE	-0.05	-0.04
AL	0.06	-0.01
SE	-0.05	-0.06
BA	0.19	0.07
MG	-0.02	-0.01
ES	-0.34	0.04
RJ	0.18	-0.05
SP	0.05	-0.01
PR	0.20	0.05
SC	0.71	0.19
RS	0.07	0.00
MS	-0.75	-0.55
MT	-0.08	-0.08
GO	0.11	0.06
DF	-0.04	-0.03

Fonte: Elaborado pelo autor

(a) estimado a partir a estimativa dos coeficientes da equação (3.7).

$\Delta p_2 = [\ln(\text{FGT}(2))_t - \ln(\text{FGT}(2))_0]$ - resíduo da equação (3.7)

(b) diferença entre 2008 e 1995

**Tabela C.7 Decomposição da variação da pobreza estimada com desigualdade 1995-2008
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 pelo autor

(a) estimado a partir a estimativa dos coeficientes da equação (3.20).

$\Delta p_0 = [\ln(\text{FGT}(0))_t - \ln(\text{FGT}(0))_0]$ - resíduo da equação (3.20)

(b) diferença entre 2008 e 1995

Tabela C.8 Decomposição da variação da pobreza estimada com desigualdade – 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 pelo autor

(a) estimado a partir a estimativa dos coeficientes da equação (3.20).

$\Delta p_1 = [\ln(\text{FGT}(1))_t - \ln(\text{FGT}(1))_0]$ - resíduo da equação (3.20)

(b) diferença entre 2008 e 1995

Tabela C.9 Decomposição da variação da pobreza estimada com desigualdade – 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 pelo autor

(a) estimado a partir a estimativa dos coeficientes da equação (3.20).

$\Delta p_2 = [\ln(\text{FGT}(2))_t - \ln(\text{FGT}(2))_0]$ - resíduo da equação (3.20)

(b) diferença entre 2008 e 1995

Anexo D – Índice de Crescimento pró-pobre estadual

Tabela D.1 – Efeito Crescimento e Desigualdade na Redução da Pobreza Minas Gerais

	Elasticidade pobreza	Explicado por		Índice de Crescimento pró-pobre
		Crescimento	Desigualdade	
Proporção de pobres				
1995-2002	-579.18	-6.10	-573.08	95.01
2002-2008	-1.84	-1.13	-0.71	1.63
1995-2008	-2.22	-1.07	-1.14	2.06
Intensidade da Pobreza				
1995-2002	-816.43	0.00	-816.43	@
2002-2008	-2.52	-1.44	-1.08	1.75
1995-2008	-3.05	-1.40	-1.65	2.18
Hiato quadrático				
1995-2002	-949.93	-6.12	-943.81	155.26
2002-2008	-2.83	-1.59	-1.25	1.78
1995-2008	-3.45	-1.56	-1.89	2.21

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Linhas de pobreza de Rocha (1997) apresentadas no anexo F.

Tabela D.2 – Efeito Crescimento e Desigualdade na Redução da Pobreza Espírito Santo

	Elasticidade pobreza	Explicado por		Índice de Crescimento pró-pobre
		Crescimento	Desigualdade	
Proporção de pobres				
1995-2002	7.87	-1.18	9.05	-0.15*
2002-2008	-2.43	-1.40	-1.03	1.73
1995-2008	-4.12	-1.21	-2.91	3.41
Intensidade da Pobreza				
1995-2002	8.18	-1.76	9.94	-0.22*
2002-2008	-3.08	-1.77	-1.31	1.74
1995-2008	-4.94	-1.72	-3.22	2.87
Hiato quadrático				
1995-2002	10.38	-1.96	12.34	-0.19*
2002-2008	-2.99	-1.84	-1.15	1.63
1995-2008	-5.17	-1.71	-3.47	3.03

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Linhas de pobreza de Rocha (1997) apresentadas no anexo F.

* Crescimento negativo da renda domiciliar per capita, calculando-se o indicador de modo inverso como proposto no capítulo 3.

Tabela D.3 – Efeito Crescimento e Desigualdade na Redução da Pobreza Rio de Janeiro

	Elasticidade pobreza	Explicado por		Índice de Crescimento pró-pobre
		Crescimento	Desigualdade	
Proporção de pobres				
1995-2002	14.37	-0.49	14.86	-0.03*
2002-2008	-1.49	-1.31	-0.18	1.14
1995-2008	-3.39	-1.82	-1.57	1.86
Intensidade da Pobreza				
1995-2002	9.70	-1.89	11.60	-0.20*
2002-2008	-2.35	-1.80	-0.55	1.30
1995-2008	-3.82	-1.76	-2.06	2.17
Hiato quadrático				
1995-2002	11.65	-2.04	13.68	-0.17*
2002-2008	-2.69	-1.99	-0.70	1.35
1995-2008	-4.43	-1.93	-2.50	2.30

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Linhas de pobreza de Rocha (1997) apresentadas no anexo F.

* Crescimento negativo da renda domiciliar per capita, calculando-se o indicador de modo inverso como proposto no capítulo 3.

**Tabela D.4 – Efeito Crescimento e Desigualdade na Redução da Pobreza
São Paulo**

	Elasticidade pobreza	Explicado por		Índice de Crescimento pró-pobre
		Crescimento	Desigualdade	
Proporção de pobres				
1995-2002	-1.44	-1.24	0.20	0.86*
2002-2008	-4.22	-1.07	-3.14	3.93
1995-2008	-7.33	-1.28	-6.05	5.74
Intensidade da Pobreza				
1995-2002	-3.96	-1.72	-2.24	0.44*
2002-2008	-6.61	-1.72	-4.89	3.84
1995-2008	-9.44	-1.90	-7.54	4.98
Hiato quadrático				
1995-2002	-5.19	-1.95	-3.25	0.38*
2002-2008	-7.59	-1.93	-5.67	3.94
1995-2008	-10.28	-2.05	-8.23	5.01

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Linhas de pobreza de Rocha (1997) apresentadas no anexo F.

* Crescimento negativo da renda domiciliar per capita, calculando-se o indicador de modo inverso como proposto no capítulo 3.

**Tabela D.5 – Efeito Crescimento e Desigualdade na Redução da Pobreza
Paraná**

	Elasticidade pobreza	Explicado por		Índice de Crescimento pró-pobre
		Crescimento	Desigualdade	
Proporção de pobres				
1995-2002	-7.73	-1.86	-5.86	4.15
2002-2008	-2.62	-1.48	-1.15	1.78
1995-2008	-3.13	-1.49	-1.65	2.11
Intensidade da Pobreza				
1995-2002	-10.18	-1.54	-8.64	6.62
2002-2008	-2.93	-1.74	-1.19	1.68
1995-2008	-3.68	-1.55	-2.13	2.37
Hiato quadrático				
1995-2002	-12.48	-1.71	-10.78	7.31
2002-2008	-3.12	-1.81	-1.30	1.72
1995-2008	-4.10	-1.65	-2.46	2.49

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Linhas de pobreza de Rocha (1997) apresentadas no anexo F.

**Tabela D.6 – Efeito Crescimento e Desigualdade na Redução da Pobreza
Santa Catarina**

	Elasticidade pobreza	Explicado por		Índice de Crescimento pró-pobre
		Crescimento	Desigualdade	
Proporção de pobres				
1995-2002	19.38	-1.53	20.92	-0.08*
2002-2008	-2.56	-2.19	-0.37	1.17
1995-2008	-4.59	-2.02	-2.58	2.28
Intensidade da Pobreza				
1995-2002	23.75	-2.39	26.15	-0.10*
2002-2008	-2.45	-2.14	-0.31	1.14
1995-2008	-4.86	-1.94	-2.92	2.50
Hiato quadrático				
1995-2002	27.74	-2.28	30.02	-0.08*
2002-2008	-2.19	-2.04	-0.15	1.07
1995-2008	-4.92	-1.86	-3.06	2.65

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Linhas de pobreza de Rocha (1997) apresentadas no anexo F.

* Crescimento negativo da renda domiciliar per capita, calculando-se o indicador de modo inverso como proposto no capítulo 3.

**Tabela D.7 – Efeito Crescimento e Desigualdade na Redução da Pobreza
Rio Grande do Sul**

	Elasticidade pobreza	Explicado por		Índice de Crescimento pró-pobre
		Crescimento	Desigualdade	
Proporção de pobres				
1995-2002	1.05	-0.94	1.98	-0.90*
2002-2008	-3.33	-1.71	-1.62	1.94
1995-2008	-3.54	-1.40	-2.14	2.53
Intensidade da Pobreza				
1995-2002	6.71	-1.85	8.56	-0.28*
2002-2008	-3.51	-1.74	-1.77	2.01
1995-2008	-3.95	-1.83	-2.12	2.16
Hiato quadrático				
1995-2002	1.73	-2.17	3.90	-1.25*
2002-2008	-3.71	-1.82	-1.89	2.04
1995-2008	-3.96	-1.93	-2.03	2.05

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Linhas de pobreza de Rocha (1997) apresentadas no anexo F.

* Crescimento negativo da renda domiciliar per capita, calculando-se o indicador de modo inverso como proposto no capítulo 3.

**Tabela D.8 – Efeito Crescimento e Desigualdade na Redução da Pobreza
Maranhão**

	Elasticidade pobreza	Explicado por		Índice de Crescimento pró-pobre
		Crescimento	Desigualdade	
Proporção de pobres				
1995-2002	-3.76	-1.32	-5.08	1.35
2002-2008	-1.41	-0.89	-0.52	1.59
1995-2008	-1.49	-1.23	-0.26	1.21
Intensidade da Pobreza				
1995-2002	-8.07	-7.10	-0.96	1.14
2002-2008	-1.64	-1.18	-0.47	1.40
1995-2008	-2.16	-1.60	-0.56	1.35
Hiato quadrático				
1995-2002	-11.20	-8.25	-2.95	1.36
2002-2008	-1.69	-1.31	-0.37	1.28
1995-2008	-2.46	-1.76	-0.69	1.39

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Linhas de pobreza de Rocha (1997) apresentadas no anexo F.

**Tabela D.9 – Efeito Crescimento e Desigualdade na Redução da Pobreza
Piauí**

	Elasticidade pobreza	Explicado por		Índice de Crescimento pró-pobre
		Crescimento	Desigualdade	
Proporção de pobres				
1995-2002	-2.20	-6.93	4.73	0.32
2002-2008	-1.21	-0.79	-0.42	1.53
1995-2008	-1.30	-1.38	0.07	0.95
Intensidade da Pobreza				
1995-2002	-3.83	-8.91	5.08	0.43
2002-2008	-1.45	-0.98	-0.46	1.47
1995-2008	-1.66	-1.71	0.05	0.97
Hiato quadrático				
1995-2002	-4.39	-9.71	5.32	0.45
2002-2008	-1.62	-1.07	-0.55	1.51
1995-2008	-1.86	-1.83	-0.03	1.02

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Linhas de pobreza de Rocha (1997) apresentadas no anexo F.

Tabela D.10 – Efeito Crescimento e Desigualdade na Redução da Pobreza Ceará

	Elasticidade pobreza	Explicado por		Índice de Crescimento pró-pobre
		Crescimento	Desigualdade	
Proporção de pobres				
1995-2002	-3.43	-0.57	-2.86	6.06
2002-2008	-1.56	-0.96	-0.60	1.63
1995-2008	-1.67	-0.84	-0.83	1.99
Intensidade da Pobreza				
1995-2002	-6.17	-1.14	-5.03	5.40
2002-2008	-2.06	-1.21	-0.85	1.70
1995-2008	-2.32	-1.15	-1.17	2.02
Hiato quadrático				
1995-2002	-7.36	-1.32	-6.04	5.56
2002-2008	-2.41	-1.37	-1.04	1.76
1995-2008	-2.72	-1.32	-1.40	2.06

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Linhas de pobreza de Rocha (1997) apresentadas no anexo F.

Tabela D.11 – Efeito Crescimento e Desigualdade na Redução da Pobreza Rio Grande do Norte

	Elasticidade pobreza	Explicado por		Índice de Crescimento pró-pobre
		Crescimento	Desigualdade	
Proporção de pobres				
1995-2002	1.26	-1.22	2.48	-0.97*
2002-2008	-1.18	-1.02	-0.16	1.16
1995-2008	-1.72	-1.01	-0.71	1.70
Intensidade da Pobreza				
1995-2002	0.84	-1.37	2.21	-1.63*
2002-2008	-1.41	-1.18	-0.23	1.19
1995-2008	-1.94	-1.35	-0.58	1.43
Hiato quadrático				
1995-2002	-0.71	-1.61	0.90	2.28*
2002-2008	-1.56	-1.27	-0.29	1.23
1995-2008	-1.84	-1.49	-0.36	1.24

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Linhas de pobreza de Rocha (1997) apresentadas no anexo F.

* Crescimento negativo da renda domiciliar per capita, calculando-se o indicador de modo inverso como proposto no capítulo 3.

Tabela D.12 – Efeito Crescimento e Desigualdade na Redução da Pobreza Paraíba

	Elasticidade pobreza	Explicado por		Índice de Crescimento pró-pobre
		Crescimento	Desigualdade	
Proporção de pobres				
1995-2002	1.19	-0.74	1.93	-1.60
2002-2008	-1.32	-0.98	-0.34	1.34
1995-2008	-0.98	-0.96	-0.02	1.02
Intensidade da Pobreza				
1995-2002	-1.24	-1.36	0.12	0.91
2002-2008	-1.42	-1.27	-0.14	1.11
1995-2008	-1.34	-1.19	-0.15	1.12
Hiato quadrático				
1995-2002	-2.30	-1.52	-0.77	1.51
2002-2008	-1.45	-1.45	0.00	1.00
1995-2008	-1.49	-1.31	-0.18	1.14

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Linhas de pobreza de Rocha (1997) apresentadas no anexo F.

Tabela D.13 – Efeito Crescimento e Desigualdade na Redução da Pobreza Pernambuco

	Elasticidade pobreza	Explicado por		Índice de Crescimento pró-pobre
		Crescimento	Desigualdade	
Proporção de pobres				
1995-2002	-0.83	-0.89	0.06	0.93
2002-2008	-0.91	-0.61	-0.30	1.49
1995-2008	-0.83	-0.69	-0.14	1.21
Intensidade da Pobreza				
1995-2002	0.26	-0.95	1.21	-0.27
2002-2008	-1.41	-0.95	-0.46	1.48
1995-2008	-0.87	-0.96	0.09	0.91
Hiato quadrático				
1995-2002	0.70	-1.17	1.87	-0.59
2002-2008	-1.66	-1.14	-0.52	1.46
1995-2008	-0.91	-1.15	0.24	0.79

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Linhas de pobreza de Rocha (1997) apresentadas no anexo F.

Tabela D.14 – Efeito Crescimento e Desigualdade na Redução da Pobreza Alagoas

	Elasticidade pobreza	Explicado por		Índice de Crescimento pró-pobre
		Crescimento	Desigualdade	
Proporção de pobres				
1995-2002	-1.40	-2.27	0.87	1.62*
2002-2008	-1.35	-0.78	-0.57	1.73
1995-2008	-5.81	-0.68	-5.13	8.57
Intensidade da Pobreza				
1995-2002	-1.25	-2.98	1.73	2.39*
2002-2008	-1.51	-1.11	-0.40	1.36
1995-2008	-7.08	-1.32	-5.76	5.35
Hiato quadrático				
1995-2002	-1.83	-3.65	1.83	2.00*
2002-2008	-1.63	-1.31	-0.32	1.25
1995-2008	-6.76	-1.54	-5.22	4.39

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Linhas de pobreza de Rocha (1997) apresentadas no anexo F.

* Crescimento negativo da renda domiciliar per capita, calculando-se o indicador de modo inverso como proposto no capítulo 3.

Tabela D.15 – Efeito Crescimento e Desigualdade na Redução da Pobreza Sergipe

	Elasticidade pobreza	Explicado por		Índice de Crescimento pró-pobre
		Crescimento	Desigualdade	
Proporção de pobres				
1995-2002	-0.98	-0.72	-0.26	1.36
2002-2008	-1.24	-1.08	-0.17	1.16
1995-2008	-1.12	-1.02	-0.09	1.09
Intensidade da Pobreza				
1995-2002	-2.54	-1.39	-1.15	1.83
2002-2008	-1.34	-1.33	-0.01	1.01
1995-2008	-1.50	-1.27	-0.22	1.18
Hiato quadrático				
1995-2002	-2.73	-1.56	-1.16	1.74
2002-2008	-1.47	-1.53	0.05	0.97
1995-2008	-1.63	-1.43	-0.20	1.14

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Linhas de pobreza de Rocha (1997) apresentadas no anexo F.

Tabela D.16 – Efeito Crescimento e Desigualdade na Redução da Pobreza Bahia

	Elasticidade pobreza	Explicado por		Índice de Crescimento pró-pobre
		Crescimento	Desigualdade	
Proporção de pobres				
1995-2002	-0.85	-0.39	-1.24	1.46
2002-2008	-0.62	-0.26	-0.88	1.42
1995-2008	-0.64	-0.25	-0.89	1.38
Intensidade da Pobreza				
1995-2002	-1.33	-0.95	-0.38	1.39
2002-2008	-1.40	-0.98	-0.42	1.43
1995-2008	-1.37	-0.97	-0.40	1.41
Hiato quadrático				
1995-2002	-1.18	-0.06	-1.24	1.05
2002-2008	-1.15	-0.49	-1.64	1.42
1995-2008	-1.15	-0.42	-1.57	1.36

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Linhas de pobreza de Rocha (1997) apresentadas no anexo F.

Tabela D.17 – Efeito Crescimento e Desigualdade na Redução da Pobreza Mato Grosso do Sul

	Elasticidade pobreza	Explicado por		Índice de Crescimento pró-pobre
		Crescimento	Desigualdade	
Proporção de pobres				
1995-2002	-0.86	-1.24	0.38	0.69
2002-2008	-2.18	-1.22	-0.95	1.78
1995-2008	-1.50	-1.19	-0.31	1.26
Intensidade da Pobreza				
1995-2002	-0.97	-1.56	0.59	0.62
2002-2008	-3.13	-1.79	-1.33	1.75
1995-2008	-2.05	-1.61	-0.45	1.28
Hiato quadrático				
1995-2002	-1.14	-1.79	0.64	0.64
2002-2008	-3.39	-1.94	-1.46	1.75
1995-2008	-2.26	-1.74	-0.52	1.30

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Linhas de pobreza de Rocha (1997) apresentadas no anexo F.

Tabela D.18 – Efeito Crescimento e Desigualdade na Redução da Pobreza Mato Grosso

	Elasticidade pobreza	Explicado por		Índice de Crescimento pró-pobre
		Crescimento	Desigualdade	
Proporção de pobres				
1995-2002	-0.85	-1.32	0.46	0.65
2002-2008	-2.33	-1.21	-1.12	1.93
1995-2008	-1.60	-1.16	-0.44	1.38
Intensidade da Pobreza				
1995-2002	-1.24	-1.46	0.22	0.85
2002-2008	-3.35	-1.73	-1.62	1.94
1995-2008	-2.30	-1.49	-0.81	1.54
Hiato quadrático				
1995-2002	-1.61	-1.63	0.03	0.98
2002-2008	-3.53	-1.81	-1.73	1.96
1995-2008	-2.54	-1.60	-0.94	1.59

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Linhas de pobreza de Rocha (1997) apresentadas no anexo F.

**Tabela D.19 – Efeito Crescimento e Desigualdade na Redução da Pobreza
Goiás**

	Elasticidade pobreza	Explicado por		Índice de Crescimento pró-pobre
		Crescimento	Desigualdade	
Proporção de pobres				
1995-2002	-1.43	-0.07	-1.50	1.05
2002-2008	-1.46	-1.11	-0.35	1.32
1995-2008	-1.31	-0.96	-0.35	1.36
Intensidade da Pobreza				
1995-2002	-1.91	-1.28	-0.63	1.50
2002-2008	-1.97	-1.42	-0.55	1.39
1995-2008	-1.78	-1.23	-0.55	1.45
Hiato quadrático				
1995-2002	-2.33	-1.45	-0.88	1.61
2002-2008	-2.27	-1.61	-0.66	1.41
1995-2008	-2.09	-1.42	-0.67	1.48

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Linhas de pobreza de Rocha (1997) apresentadas no anexo F.

**Tabela D.20 – Efeito Crescimento e Desigualdade na Redução da Pobreza
Distrito Federal**

	Elasticidade pobreza	Explicado por		Índice de Crescimento pró-pobre
		Crescimento	Desigualdade	
Proporção de pobres				
1995-2002	2.87	-2.95	5.82	-0.98
2002-2008	-1.14	-0.86	-0.28	1.33
1995-2008	-0.66	-1.11	0.45	0.60
Intensidade da Pobreza				
1995-2002	4.79	-2.95	7.74	-1.62
2002-2008	-1.78	-1.24	-0.55	1.44
1995-2008	-1.00	-1.48	0.48	0.68
Hiato quadrático				
1995-2002	5.99	-3.39	9.38	-1.77
2002-2008	-2.20	-1.44	-0.77	1.53
1995-2008	-1.23	-1.71	0.48	0.72

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Linhas de pobreza de Rocha (1997) apresentadas no anexo F.

Anexo E – Poverty Growth Curve (PGC) estaduais

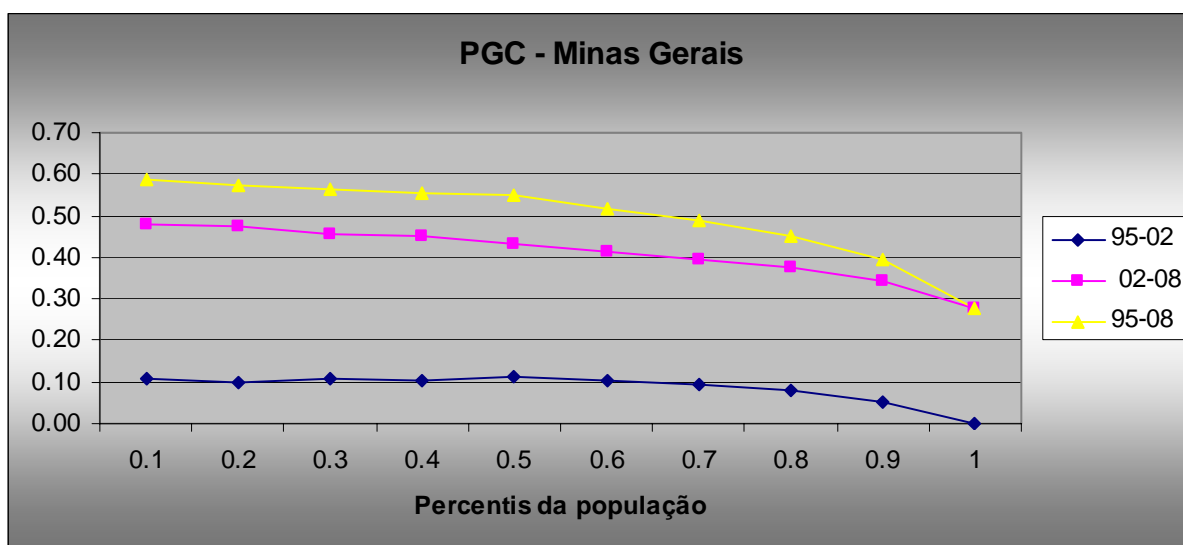


Figura E.1 Poverty Growth Curve – Minas Gerais

Fonte: Elaborado pelo autor.

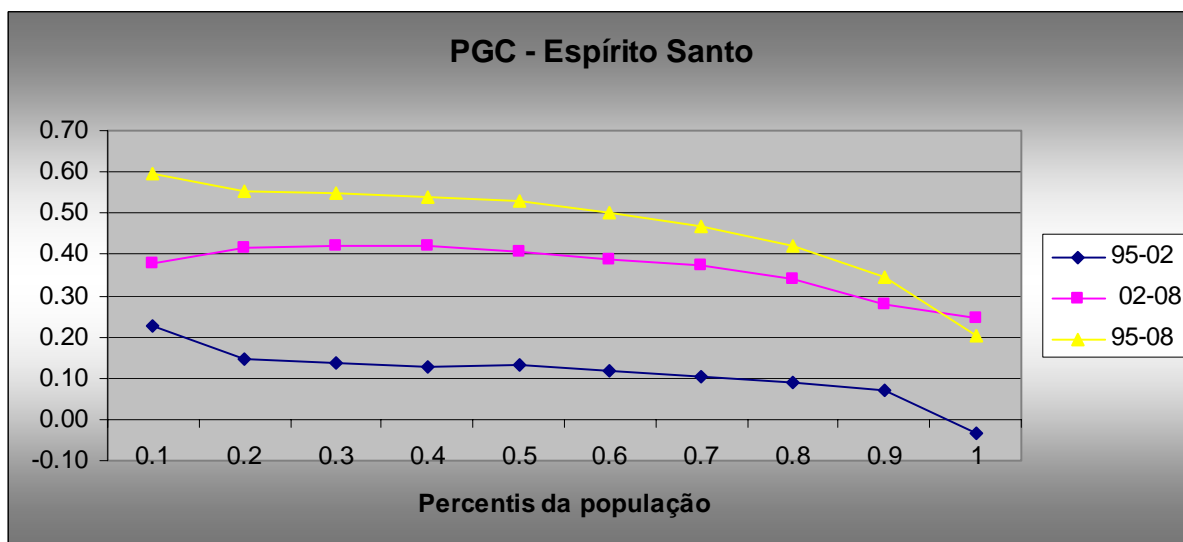


Figura E.2 Poverty Growth Curve – Espírito Santo

Fonte: Elaborado pelo autor.

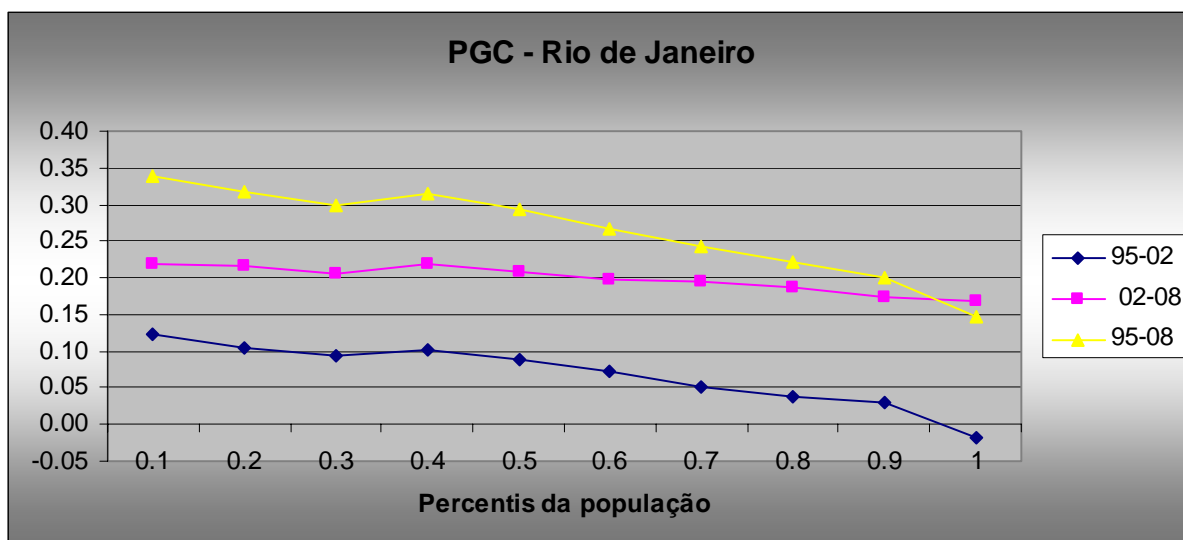


Figura E.3 Poverty Growth Curve – Rio de Janeiro

Fonte: Elaborado pelo autor.

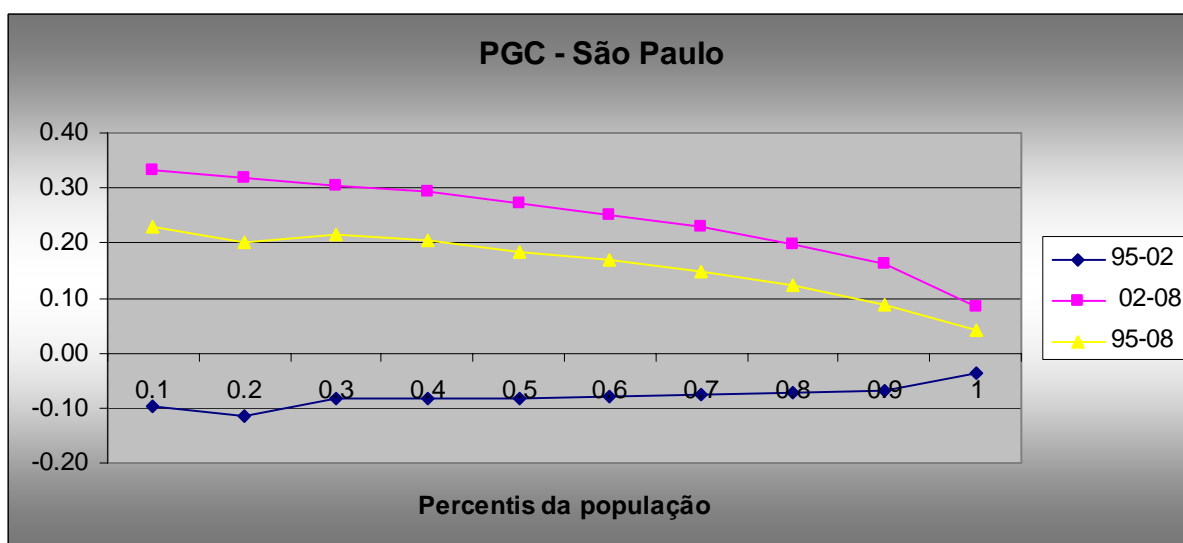


Figura E.4 Poverty Growth Curve – São Paulo

Fonte: Elaborado pelo autor.

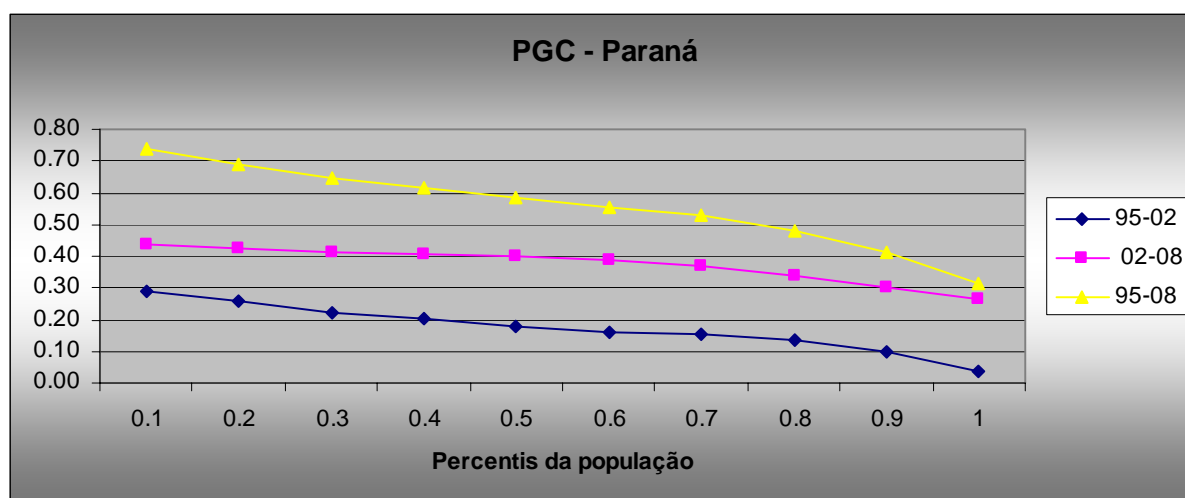


Figura E.5 Poverty Growth Curve – Paraná

Fonte: Elaborado pelo autor.

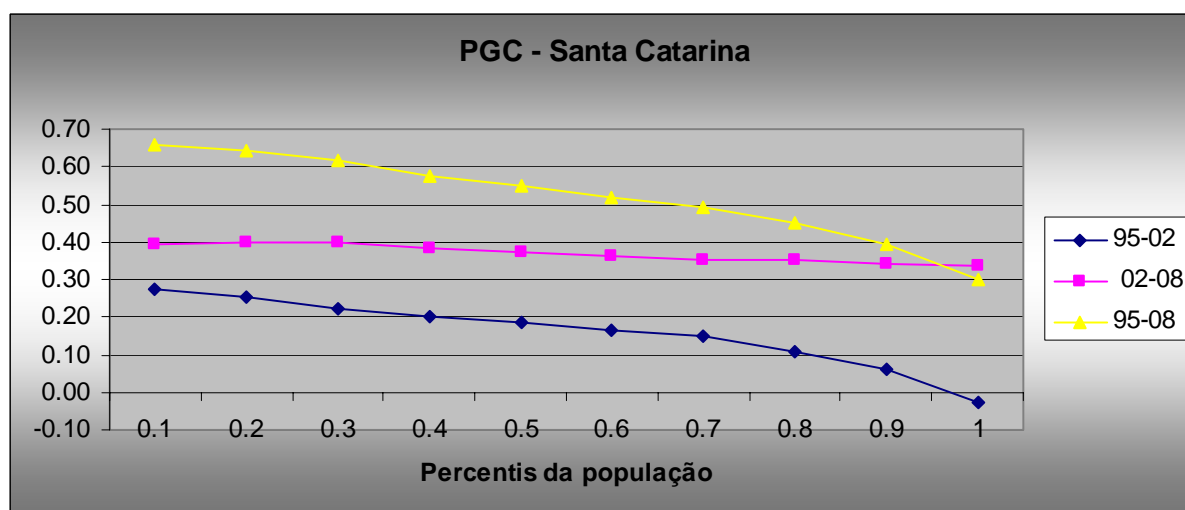


Figura E.6 Poverty Growth Curve – Santa Catarina

Fonte: Elaborado pelo autor.

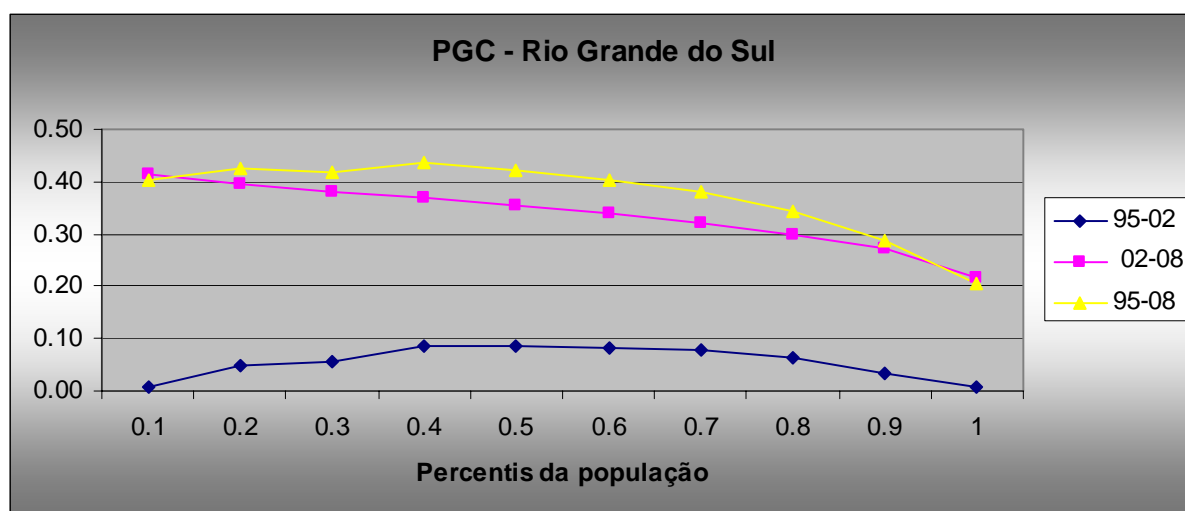


Figura E.7 Poverty Growth Curve – Rio Grande do Sul
Fonte: Elaborado pelo autor.

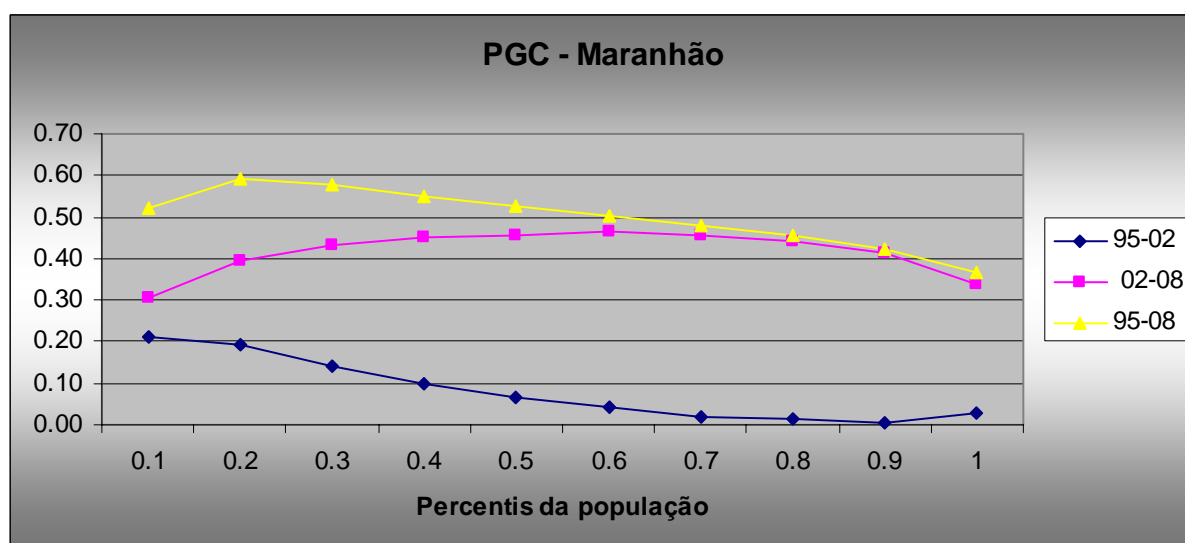


Figura E.8 Poverty Growth Curve – Maranhão
Fonte: Elaborado pelo autor.

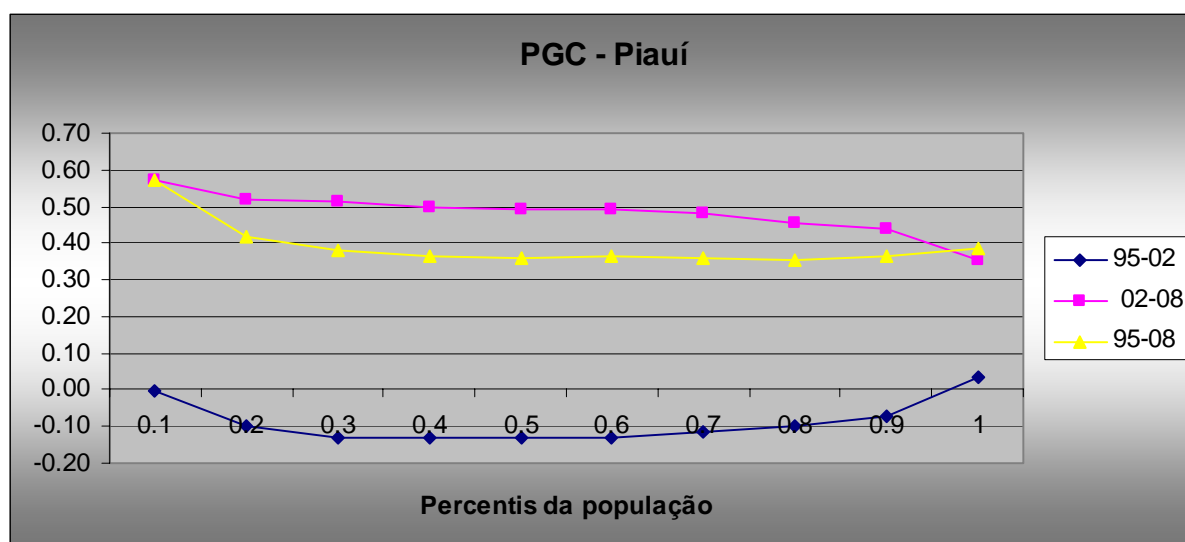


Figura E.9 Poverty Growth Curve – Piauí

Fonte: Elaborado pelo autor.

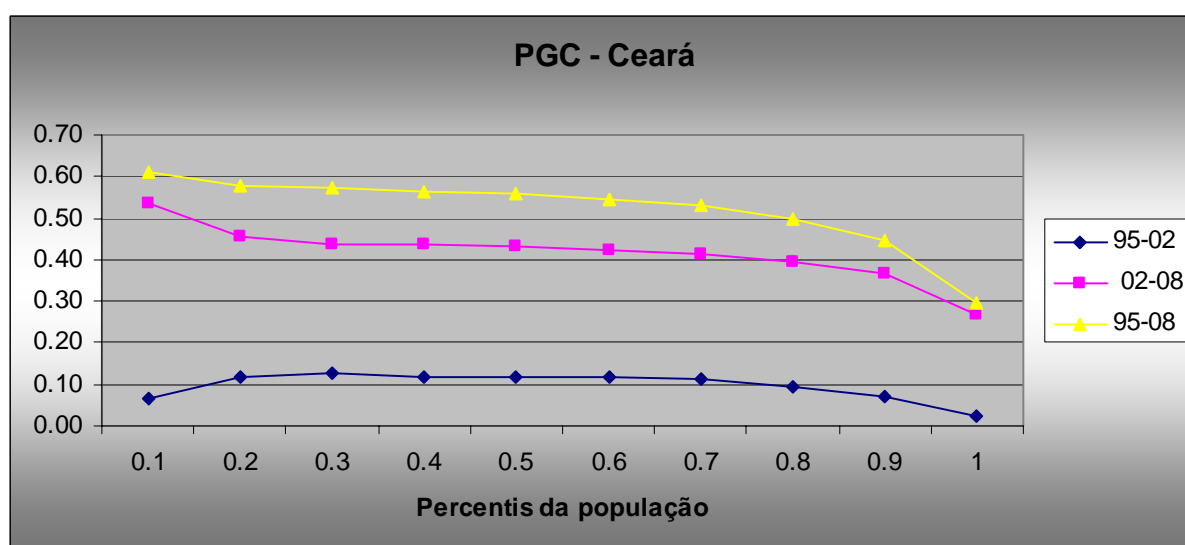


Figura E.10 Poverty Growth Curve – Ceará

Fonte: Elaborado pelo autor.

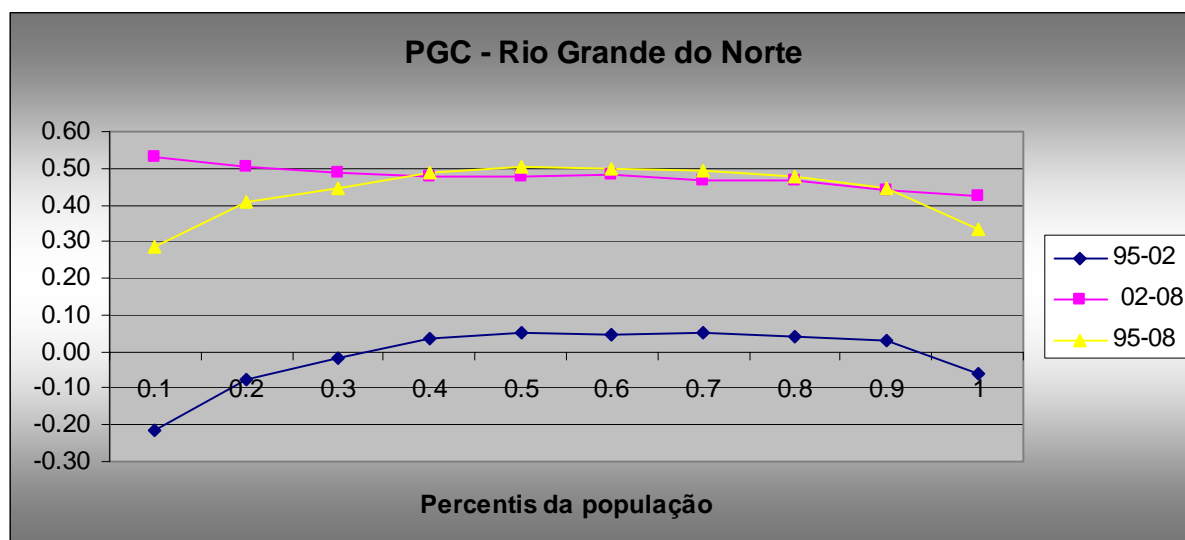


Figura E.11 Poverty Growth Curve – Rio Grande do Norte
 Fonte: Elaborado pelo autor.

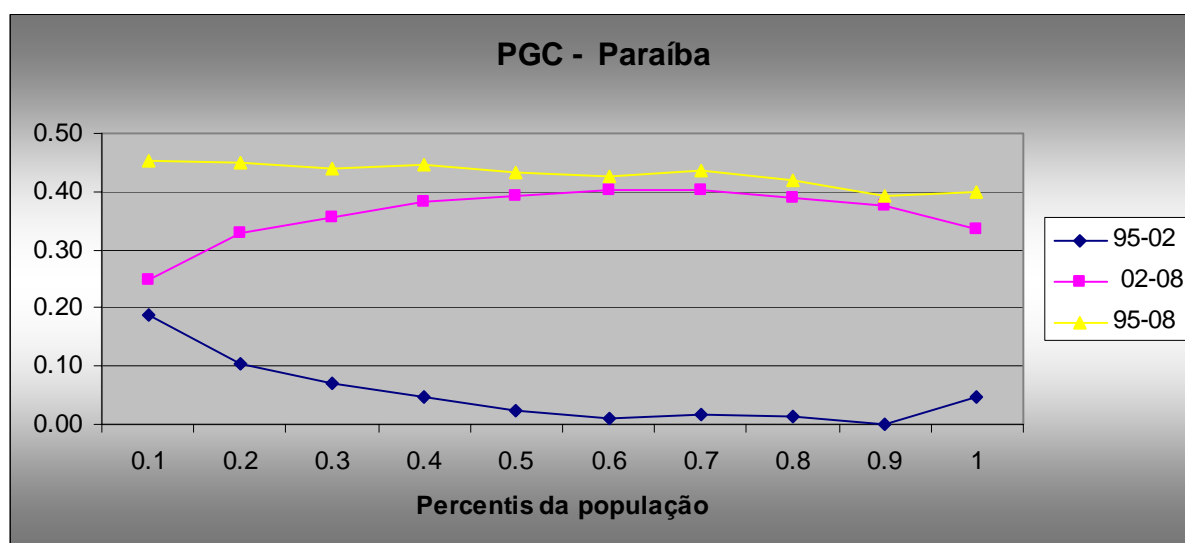


Figura E.12 Poverty Growth Curve – Paraíba
 Fonte: Elaborado pelo autor.

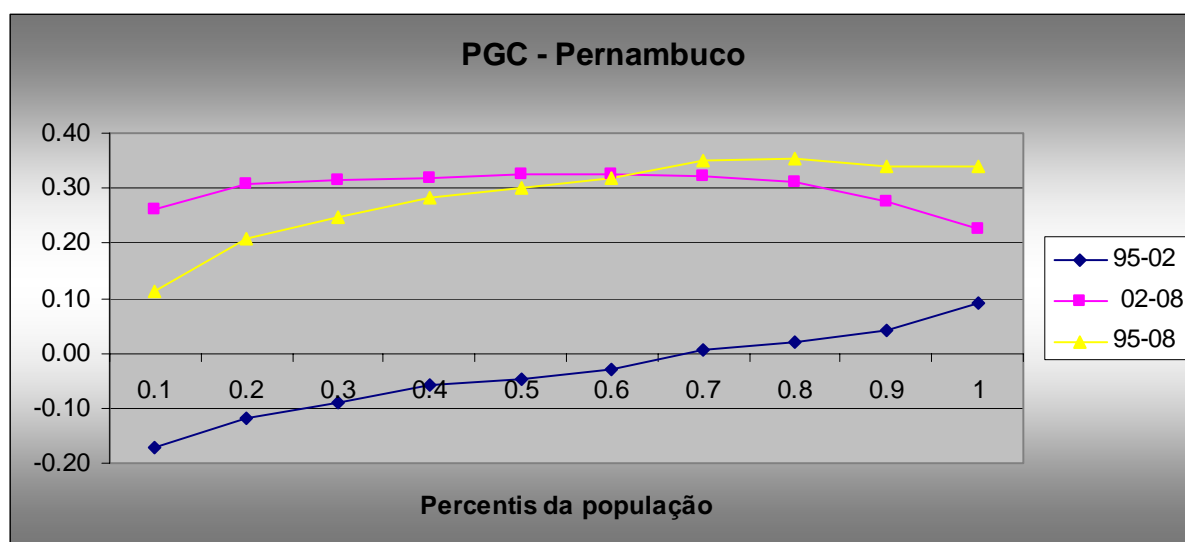


Figura E.13 Poverty Growth Curve – Pernambuco

Fonte: Elaborado pelo autor.

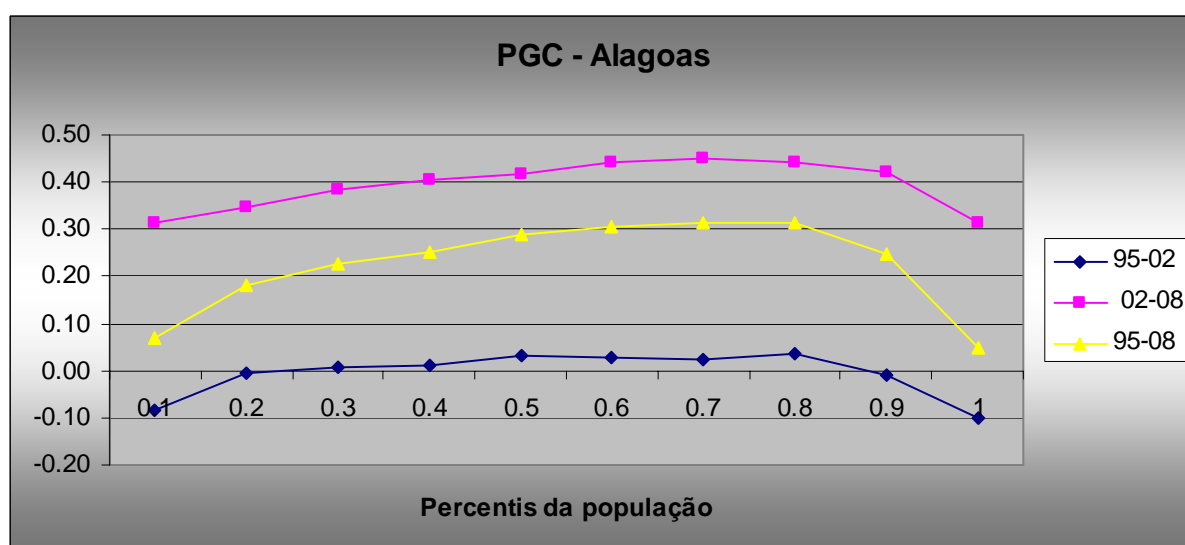


Figura E.14 Poverty Growth Curve – Alagoas

Fonte: Elaborado pelo autor.

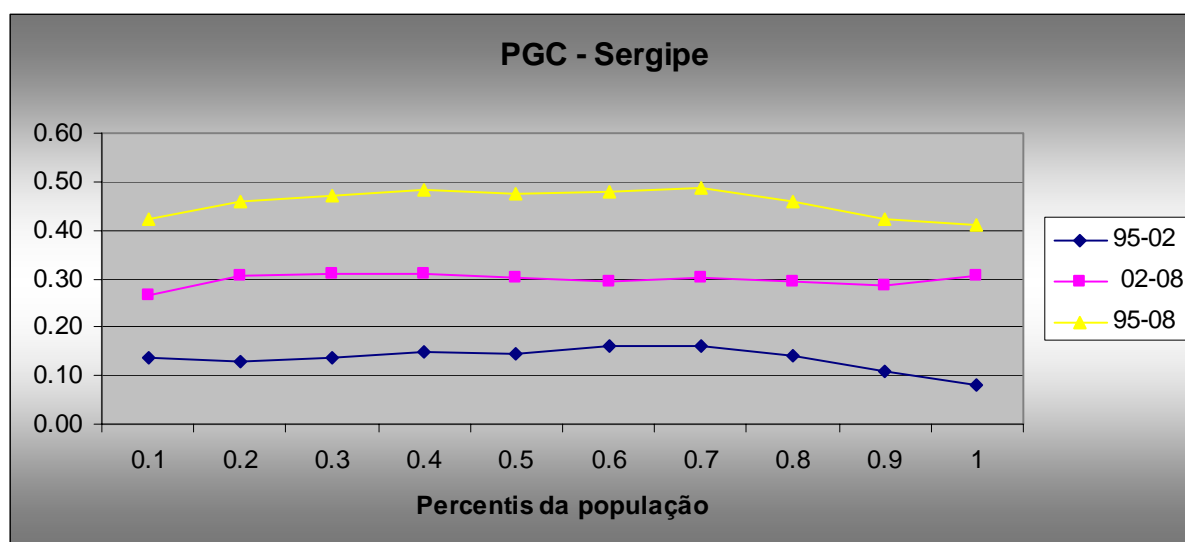


Figura E.15 Poverty Growth Curve – Sergipe

Fonte: Elaborado pelo autor.

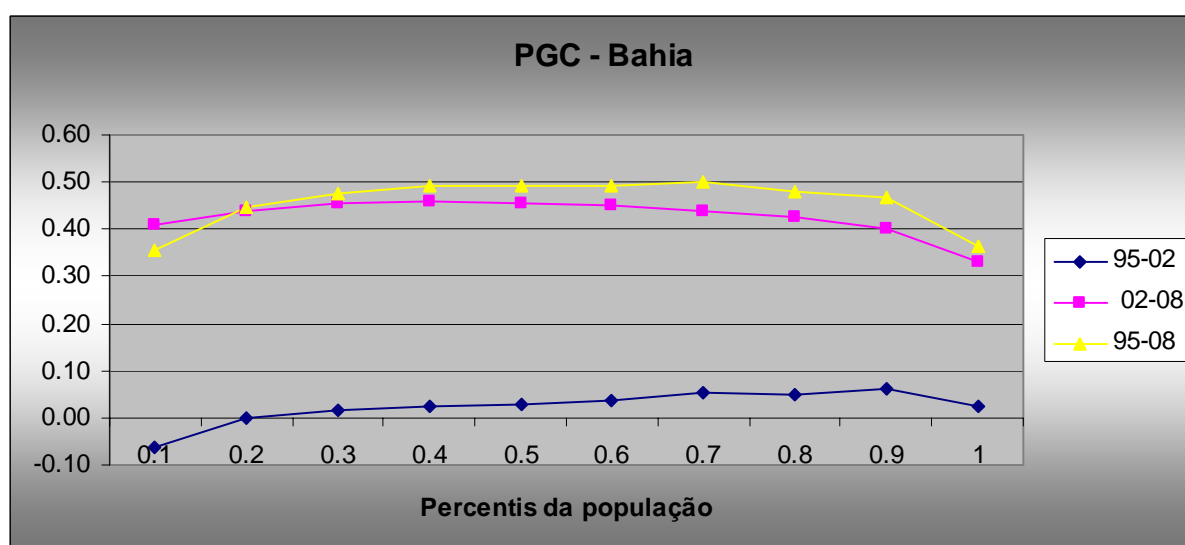


Figura E.16 Poverty Growth Curve – Bahia

Fonte: Elaborado pelo autor.

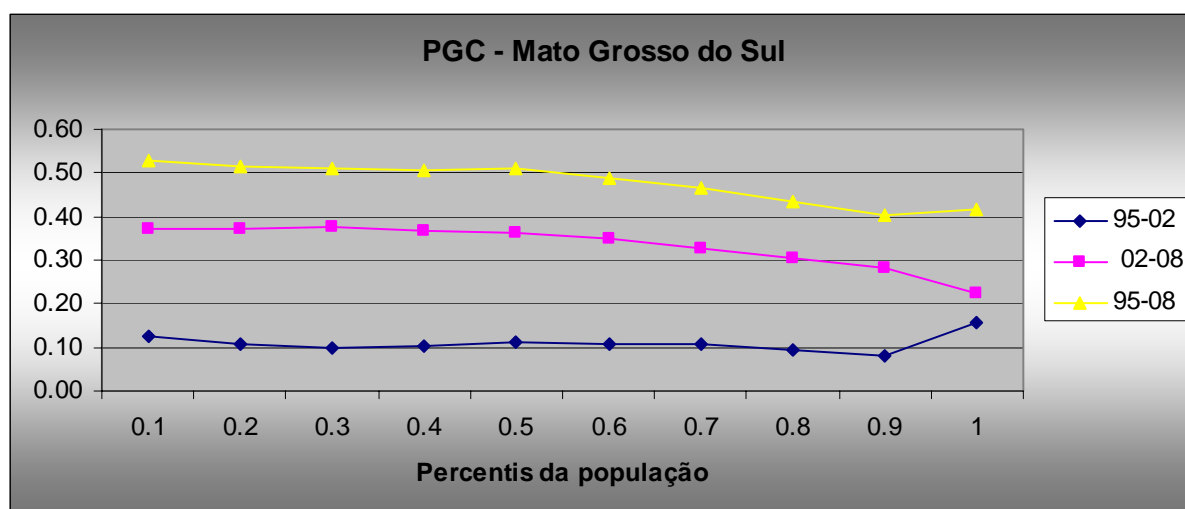


Figura E.17 Poverty Growth Curve – Mato Grosso do Sul
 Fonte: Elaborado pelo autor.

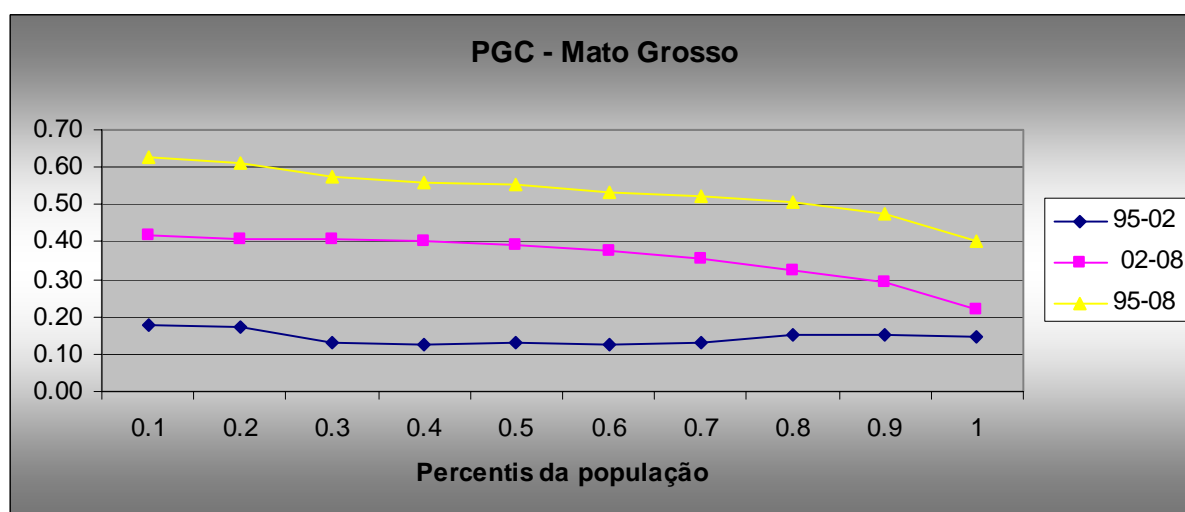


Figura E.18 Poverty Growth Curve – Mato Grosso
 Fonte: Elaborado pelo autor.

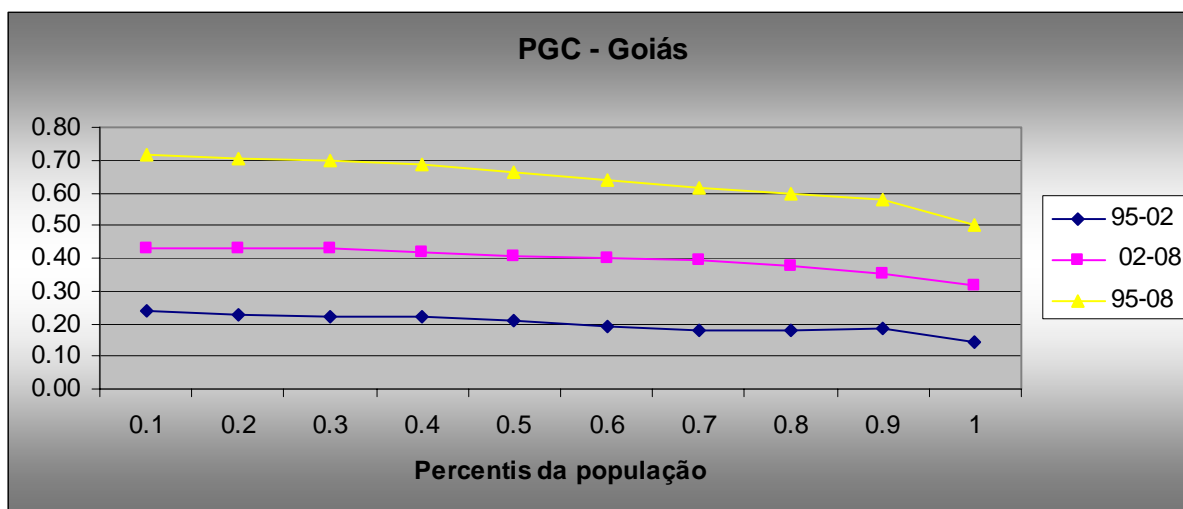


Figura E.19 Poverty Growth Curve – Goiás
 Fonte: Elaborado pelo autor.

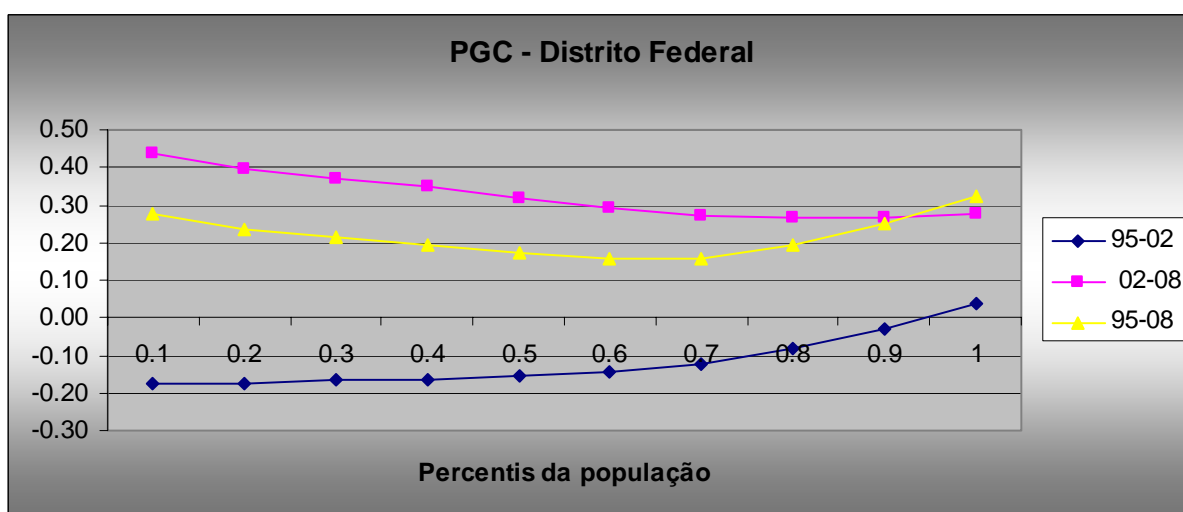


Figura E.20 Poverty Growth Curve – Distrito Federal
 Fonte: Elaborado pelo autor.

Anexo F – Linhas de pobreza por Sônia Rocha

Tabela F.1 Linhas de pobreza estimadas por Rocha (1997)
Linhas de pobreza estimadas por Sônia Rocha

Regiões	UF	Anos							
		1995	1997	1999	2001	2003	2005	2007	2008
Norte	RO	R\$ 62.97	R\$ 70.64	R\$ 76.48	R\$ 90.35	R\$ 117.30	R\$ 131.95	R\$ 143.12	R\$ 158.57
	AC	R\$ 62.97	R\$ 70.64	R\$ 76.48	R\$ 90.35	R\$ 117.30	R\$ 131.95	R\$ 143.12	R\$ 158.57
	AM	R\$ 62.97	R\$ 70.64	R\$ 76.48	R\$ 90.35	R\$ 117.30	R\$ 131.95	R\$ 143.12	R\$ 158.57
	RR	R\$ 62.97	R\$ 70.64	R\$ 76.48	R\$ 90.35	R\$ 117.30	R\$ 131.95	R\$ 143.12	R\$ 158.57
	PA	R\$ 72.24	R\$ 81.04	R\$ 87.73	R\$ 103.65	R\$ 134.57	R\$ 151.37	R\$ 164.18	R\$ 181.91
	AP	R\$ 62.97	R\$ 70.64	R\$ 76.48	R\$ 90.35	R\$ 117.30	R\$ 131.95	R\$ 143.12	R\$ 158.57
Nordeste	TO	R\$ 62.97	R\$ 70.64	R\$ 76.48	R\$ 90.35	R\$ 117.30	R\$ 131.95	R\$ 143.12	R\$ 158.57
	MA	R\$ 61.91	R\$ 71.08	R\$ 78.15	R\$ 89.30	R\$ 117.35	R\$ 128.47	R\$ 141.05	R\$ 152.25
	PI	R\$ 61.91	R\$ 71.08	R\$ 78.15	R\$ 89.30	R\$ 117.35	R\$ 128.47	R\$ 141.05	R\$ 152.25
	CE	R\$ 72.14	R\$ 81.70	R\$ 88.58	R\$ 100.60	R\$ 132.29	R\$ 146.61	R\$ 158.12	R\$ 169.96
	RN	R\$ 61.91	R\$ 71.08	R\$ 78.15	R\$ 89.30	R\$ 117.35	R\$ 128.47	R\$ 141.05	R\$ 152.25
	PB	R\$ 61.91	R\$ 71.08	R\$ 78.15	R\$ 89.30	R\$ 117.35	R\$ 128.47	R\$ 141.05	R\$ 152.25
	PE	R\$ 98.72	R\$ 114.46	R\$ 128.78	R\$ 146.12	R\$ 192.03	R\$ 212.02	R\$ 232.29	R\$ 252.32
	AL	R\$ 61.91	R\$ 71.08	R\$ 78.15	R\$ 89.30	R\$ 117.35	R\$ 128.47	R\$ 141.05	R\$ 152.25
Sudeste	SE	R\$ 61.91	R\$ 71.08	R\$ 78.15	R\$ 89.30	R\$ 117.35	R\$ 128.47	R\$ 141.05	R\$ 152.25
	BA	R\$ 92.37	R\$ 106.07	R\$ 114.93	R\$ 132.95	R\$ 174.64	R\$ 187.58	R\$ 209.29	R\$ 225.06
	MG	R\$ 82.11	R\$ 99.82	R\$ 109.78	R\$ 126.10	R\$ 163.45	R\$ 186.35	R\$ 208.27	R\$ 223.60
	ES	R\$ 55.20	R\$ 67.11	R\$ 73.81	R\$ 84.78	R\$ 109.89	R\$ 125.29	R\$ 140.02	R\$ 150.33
Sul	RJ	R\$ 99.21	R\$ 119.78	R\$ 130.74	R\$ 150.80	R\$ 196.69	R\$ 218.44	R\$ 235.60	R\$ 252.22
	SP	R\$ 119.55	R\$ 152.51	R\$ 167.97	R\$ 188.04	R\$ 238.20	R\$ 261.60	R\$ 280.14	R\$ 300.78
	PR	R\$ 80.69	R\$ 95.04	R\$ 106.55	R\$ 124.13	R\$ 156.08	R\$ 173.59	R\$ 183.74	R\$ 196.26
Centro-O	SC	R\$ 53.68	R\$ 63.11	R\$ 71.37	R\$ 82.73	R\$ 105.22	R\$ 117.15	R\$ 125.16	R\$ 134.37
	RS	R\$ 62.28	R\$ 73.02	R\$ 83.51	R\$ 96.20	R\$ 124.12	R\$ 138.38	R\$ 149.59	R\$ 161.58
	MS	R\$ 81.38	R\$ 95.12	R\$ 105.26	R\$ 121.55	R\$ 157.86	R\$ 178.79	R\$ 194.36	R\$ 209.79
	MT	R\$ 81.38	R\$ 95.12	R\$ 105.26	R\$ 121.55	R\$ 157.86	R\$ 178.79	R\$ 194.36	R\$ 209.79
	GO	R\$ 106.88	R\$ 124.93	R\$ 138.25	R\$ 159.64	R\$ 207.33	R\$ 234.81	R\$ 255.27	R\$ 275.54
	DF	R\$ 113.82	R\$ 135.14	R\$ 148.81	R\$ 171.44	R\$ 225.83	R\$ 251.57	R\$ 276.23	R\$ 293.62

Fonte: Rocha (1997)

Anexo G – Tabelas da *Poverty Growth Curve (PGC)*

Tabela G.1 – Poverty Growth Curve – Brasil

Percentis	95-02	02-08	95-08
0.1	0.06	0.36	0.43
0.2	0.06	0.37	0.43
0.3	0.06	0.36	0.41
0.4	0.05	0.35	0.39
0.5	0.06	0.34	0.40
0.6	0.05	0.32	0.37
0.7	0.04	0.30	0.34
0.8	0.03	0.28	0.30
0.9	0.01	0.24	0.25
1	-0.01	0.18	0.17
g	-0.01	0.18	0.17

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela G.2 – Poverty Growth Curve – Sudeste

Percentis	95-02	02-08	95-08
0.1	0.03	0.36	0.39
0.2	0.03	0.34	0.37
0.3	0.01	0.33	0.34
0.4	0.02	0.32	0.34
0.5	0.01	0.30	0.31
0.6	0.00	0.28	0.28
0.7	-0.01	0.26	0.25
0.8	-0.02	0.23	0.21
0.9	-0.02	0.20	0.17
1	-0.03	0.14	0.11
g	-0.03	0.14	0.11

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela G.3 – Poverty Growth Curve – Sul

Percentis	95-02	02-08	95-08
0.1	0.17	0.43	0.60
0.2	0.16	0.41	0.57
0.3	0.15	0.40	0.54
0.4	0.14	0.39	0.53
0.5	0.13	0.37	0.51
0.6	0.12	0.36	0.48
0.7	0.11	0.34	0.45
0.8	0.09	0.32	0.41
0.9	0.05	0.30	0.35
1	0.00	0.26	0.26
g	0.00	0.26	0.26

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela G.4 – Poverty Growth Curve – Nordeste

Percentis	95-02	02-08	95-08
0.1	0.02	0.39	0.42
0.2	0.05	0.40	0.47
0.3	0.05	0.41	0.48
0.4	0.05	0.42	0.49
0.5	0.05	0.42	0.49
0.6	0.05	0.42	0.49
0.7	0.06	0.41	0.49
0.8	0.06	0.40	0.47
0.9	0.06	0.38	0.45
1	0.04	0.31	0.37
g	0.04	0.31	0.37

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela G.5 – Poverty Growth Curve – Centro-Oeste

Percentis	95-02	02-08	95-08
0.1	0.17	0.41	0.62
0.2	0.16	0.41	0.60
0.3	0.14	0.40	0.58
0.4	0.14	0.39	0.57
0.5	0.14	0.38	0.55
0.6	0.12	0.37	0.53
0.7	0.12	0.35	0.51
0.8	0.12	0.32	0.48
0.9	0.12	0.30	0.45
1	0.14	0.27	0.44
g	0.14	0.27	0.44

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela G.6 – Poverty Growth Curve – Minas Gerais

Percentis	95-02	02-08	95-08
0.1	0.11	0.48	0.59
0.2	0.10	0.47	0.57
0.3	0.11	0.46	0.57
0.4	0.11	0.45	0.56
0.5	0.11	0.43	0.55
0.6	0.10	0.41	0.52
0.7	0.09	0.40	0.49
0.8	0.08	0.37	0.45
0.9	0.05	0.34	0.39
1	0.00	0.28	0.28
g	0.00	0.28	0.28

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela G.7 – Poverty Growth Curve – Espírito Santo

Percentis	95-02	02-08	95-08
0.1	0.22	0.38	0.59
0.2	0.15	0.42	0.56
0.3	0.14	0.42	0.55
0.4	0.13	0.42	0.54
0.5	0.13	0.41	0.53
0.6	0.12	0.39	0.50
0.7	0.10	0.37	0.47
0.8	0.09	0.34	0.42
0.9	0.07	0.28	0.34
1	-0.03	0.24	0.20
g	-0.03	0.24	0.20

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela G.8 – Poverty Growth Curve – Rio de Janeiro

Percentis	95-02	02-08	95-08
0.1	0.12	0.22	0.34
0.2	0.10	0.22	0.32
0.3	0.09	0.21	0.30
0.4	0.10	0.22	0.32
0.5	0.09	0.21	0.29
0.6	0.07	0.20	0.27
0.7	0.05	0.19	0.24
0.8	0.04	0.19	0.22
0.9	0.03	0.17	0.20
1	-0.02	0.17	0.15
g	-0.02	0.17	0.15

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela G.9 – Poverty Growth Curve – São Paulo

Percentis	95-02	02-08	95-08
0.1	-0.10	0.33	0.23
0.2	-0.11	0.32	0.20
0.3	-0.08	0.30	0.22
0.4	-0.08	0.29	0.21
0.5	-0.08	0.27	0.18
0.6	-0.08	0.25	0.17
0.7	-0.08	0.23	0.15
0.8	-0.07	0.20	0.12
0.9	-0.07	0.16	0.09
1	-0.04	0.08	0.04
g	-0.04	0.08	0.04

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela G.10 – Poverty Growth Curve – Paraná

Percentis	95-02	02-08	95-08
0.1	0.29	0.44	0.74
0.2	0.26	0.42	0.69
0.3	0.22	0.41	0.64
0.4	0.20	0.41	0.62
0.5	0.18	0.40	0.59
0.6	0.16	0.39	0.56
0.7	0.15	0.37	0.53
0.8	0.13	0.34	0.48
0.9	0.10	0.30	0.41
1	0.04	0.27	0.31
g	0.04	0.27	0.31

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela G.11 – Poverty Growth Curve – Santa Catarina

Percentis	95-02	02-08	95-08
0.1	0.27	0.39	0.66
0.2	0.25	0.40	0.64
0.3	0.22	0.40	0.62
0.4	0.20	0.38	0.58
0.5	0.19	0.37	0.55
0.6	0.17	0.36	0.52
0.7	0.15	0.35	0.49
0.8	0.11	0.35	0.45
0.9	0.06	0.34	0.39
1	-0.03	0.34	0.30
g	-0.03	0.34	0.30

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela G.12 – Poverty Growth Curve – Rio Grande do Sul

Percentis	95-02	02-08	95-08
0.1	0.01	0.41	0.40
0.2	0.05	0.39	0.42
0.3	0.06	0.38	0.42
0.4	0.09	0.37	0.44
0.5	0.09	0.35	0.42
0.6	0.08	0.34	0.40
0.7	0.08	0.32	0.38
0.8	0.06	0.30	0.34
0.9	0.04	0.27	0.29
1	0.01	0.22	0.21
g	0.01	0.22	0.21

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela G.13 – Poverty Growth Curve – Maranhão

Percentis	95-02	02-08	95-08
0.1	0.21	0.31	0.52
0.2	0.19	0.40	0.59
0.3	0.14	0.43	0.58
0.4	0.10	0.45	0.55
0.5	0.07	0.46	0.52
0.6	0.04	0.46	0.50
0.7	0.02	0.46	0.48
0.8	0.01	0.44	0.46
0.9	0.01	0.42	0.42
1	0.03	0.34	0.37
g	0.03	0.34	0.37

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela G.14 – Poverty Growth Curve – Piauí

Percentis	95-02	02-08	95-08
0.1	0.00	0.57	0.57
0.2	-0.10	0.52	0.42
0.3	-0.13	0.51	0.38
0.4	-0.13	0.50	0.36
0.5	-0.13	0.49	0.36
0.6	-0.13	0.49	0.36
0.7	-0.12	0.48	0.36
0.8	-0.10	0.45	0.35
0.9	-0.07	0.44	0.37
1	0.03	0.36	0.39
g	0.03	0.36	0.39

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela G.15 – Poverty Growth Curve – Ceará

Percentis	95-02	02-08	95-08
0.1	0.07	0.54	0.61
0.2	0.12	0.46	0.58
0.3	0.13	0.44	0.57
0.4	0.12	0.44	0.56
0.5	0.12	0.43	0.56
0.6	0.12	0.42	0.54
0.7	0.11	0.41	0.53
0.8	0.09	0.40	0.50
0.9	0.07	0.37	0.45
1	0.02	0.27	0.30
g	0.02	0.27	0.30

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela G.16 – Poverty Growth Curve – Rio Grande do Norte

Percentis	95-02	02-08	95-08
0.1	-0.21	0.53	0.29
0.2	-0.07	0.51	0.41
0.3	-0.02	0.49	0.45
0.4	0.04	0.48	0.49
0.5	0.05	0.48	0.51
0.6	0.05	0.48	0.50
0.7	0.05	0.47	0.49
0.8	0.04	0.47	0.48
0.9	0.03	0.44	0.45
1	-0.06	0.42	0.33
g	-0.06	0.42	0.33

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela G.17 – Poverty Growth Curve – Paraíba

Percentis	95-02	02-08	95-08
0.1	0.19	0.25	0.45
0.2	0.10	0.33	0.45
0.3	0.07	0.36	0.44
0.4	0.05	0.38	0.44
0.5	0.02	0.39	0.43
0.6	0.01	0.40	0.43
0.7	0.02	0.40	0.44
0.8	0.01	0.39	0.42
0.9	0.00	0.38	0.39
1	0.05	0.34	0.40
g	0.05	0.34	0.40

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela G.18 – Poverty Growth Curve – Pernambuco

Percentis	95-02	02-08	95-08
0.1	-0.17	0.26	0.11
0.2	-0.12	0.31	0.21
0.3	-0.09	0.32	0.25
0.4	-0.06	0.32	0.28
0.5	-0.05	0.33	0.30
0.6	-0.03	0.32	0.32
0.7	0.01	0.32	0.35
0.8	0.02	0.31	0.35
0.9	0.04	0.28	0.34
1	0.09	0.23	0.34
g	0.09	0.23	0.34

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela G.19 – Poverty Growth Curve – Alagoas

Percentis	95-02	02-08	95-08
0.1	-0.09	0.32	0.07
0.2	0.00	0.35	0.18
0.3	0.01	0.38	0.23
0.4	0.01	0.40	0.25
0.5	0.03	0.42	0.29
0.6	0.03	0.44	0.31
0.7	0.02	0.45	0.31
0.8	0.03	0.44	0.31
0.9	-0.01	0.42	0.25
1	-0.10	0.31	0.05
g	-0.10	0.31	0.05

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela G.20 – Poverty Growth Curve – Sergipe

Percentis	95-02	02-08	95-08
0.1	0.14	0.26	0.42
0.2	0.13	0.31	0.46
0.3	0.14	0.31	0.47
0.4	0.15	0.31	0.48
0.5	0.15	0.30	0.48
0.6	0.16	0.30	0.48
0.7	0.16	0.30	0.49
0.8	0.14	0.29	0.46
0.9	0.11	0.29	0.42
1	0.08	0.31	0.41
g	0.08	0.31	0.41

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela G.21 – Poverty Growth Curve – Bahia

Percentis	95-02	02-08	95-08
0.1	-0.06	0.41	0.35
0.2	0.00	0.44	0.45
0.3	0.01	0.45	0.48
0.4	0.02	0.46	0.49
0.5	0.03	0.46	0.49
0.6	0.04	0.45	0.49
0.7	0.05	0.44	0.50
0.8	0.05	0.42	0.48
0.9	0.06	0.40	0.47
1	0.03	0.33	0.37
g	0.03	0.33	0.37

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela G.22 – Poverty Growth Curve – Mato Grosso do Sul

Percentis	95-02	02-08	95-08
0.1	0.12	0.37	0.53
0.2	0.11	0.37	0.52
0.3	0.10	0.38	0.51
0.4	0.10	0.37	0.51
0.5	0.11	0.36	0.51
0.6	0.11	0.35	0.49
0.7	0.11	0.33	0.47
0.8	0.10	0.30	0.43
0.9	0.08	0.28	0.40
1	0.16	0.23	0.42
g	0.16	0.23	0.42

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela G.23 – Poverty Growth Curve – Mato Grosso

Percentis	95-02	02-08	95-08
0.1	0.18	0.42	0.63
0.2	0.17	0.41	0.61
0.3	0.13	0.41	0.57
0.4	0.13	0.40	0.56
0.5	0.13	0.39	0.55
0.6	0.12	0.38	0.53
0.7	0.13	0.36	0.52
0.8	0.15	0.33	0.51
0.9	0.15	0.29	0.47
1	0.15	0.22	0.40
g	0.15	0.22	0.40

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela G.24 – Poverty Growth Curve – Goiás

Percentis	95-02	02-08	95-08
0.1	0.24	0.43	0.71
0.2	0.23	0.43	0.70
0.3	0.22	0.43	0.70
0.4	0.22	0.42	0.68
0.5	0.21	0.41	0.66
0.6	0.19	0.40	0.64
0.7	0.18	0.39	0.62
0.8	0.18	0.38	0.60
0.9	0.19	0.35	0.58
1	0.14	0.32	0.50
g	0.14	0.32	0.50

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela G.25 – Poverty Growth Curve – Distrito Federal

Percentis	95-02	02-08	95-08
0.1	-0.18	0.44	0.27
0.2	-0.17	0.40	0.23
0.3	-0.17	0.37	0.22
0.4	-0.16	0.35	0.20
0.5	-0.16	0.32	0.17
0.6	-0.14	0.29	0.16
0.7	-0.12	0.27	0.16
0.8	-0.08	0.26	0.19
0.9	-0.03	0.27	0.25
1	0.04	0.28	0.33
g	0.04	0.28	0.33

Fonte: Elaborado pelo autor