

TAXA DE POBREZA NO ESTADO DO CEARÁ: UMA ANÁLISE NO PERÍODO DE 1981 A 2007

Autores:

Francisco José Silva Tabosa – Economista. Professor do Curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Ceará (UFC) – Campus Sobral e Doutorando em Economia no CAEN.

e-mail: franzetabosa@ufc.br

Guilherme Irffi – Economista. Professor do Curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Ceará (UFC) – Campus Sobral e Doutorando em Economia no CAEN.

e-mail: guidirffi@gmail.com

Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto – Economista. Pós Doutor em Economia em Harvard (USA). Professor do CAEN/UFC.

e-mail: ataliba@ufc.br

Carlos Alberto Manso – Bacharel em Ciência da Computação. Doutorando em Economia no CAEN/UFC.

e-mail: carlosmanso@lepcaen.com.br

RESUMO

O objetivo deste estudo é verificar qual fator (taxa de crescimento da renda ou taxa de redução da desigualdade) que melhor explica a redução da taxa de pobreza no Estado do Ceará no período de 1981 a 2007. Para isso, utilizaram-se os dados de séries temporais da Proporção de Pobres (Po), Coeficiente de Gini e Renda média *per capita* extraídos da PNADs para o período de 1981 a 2007. As elasticidades renda e desigualdade da pobreza foram estimadas a partir do modelo de vetores autorregressivos pelo método de mínimos quadrados ordinários (MQO) e, ainda, se estimou a decomposição de variância para averiguar qual dessas elasticidades explica mais a redução na taxa de pobreza ao longo desse período. Os resultados mostraram que, tanto em relação às elasticidades quanto na análise de decomposição de variância, a taxa de pobreza no Estado do Ceará é explicada pela própria pobreza no estado, mas a taxa de desigualdade de renda nesse estado explica melhor a taxa de pobreza do que a taxa de crescimento econômico. Isso implica que políticas de combate à desigualdade de renda são mais eficazes na redução da pobreza do que políticas de aumento da renda.

PALAVRAS CHAVES: Pobreza, Desigualdade, Crescimento, VAR, Estado do Ceará.

ABSTRACT

The objective of this study is to verify what factor (index of economic growth or index of income inequality) the best index of the poverty in the Ceará States. For this, it was used given of secular series of Headcount (Po), Gini Index and per capita average income who understand the period of 1981 the 2007, beyond the ordinary least squares (OLS) for the esteem of the elasticities, the model of autoregressive vectors (VAR) and of the variance decomposition analysis. The results showed that in relation to the elasticities how much in the analysis of variance decomposition that the poverty in the Northeast Region is explained by the proper poverty in the states, but the inequality of income in these states also influences this existing poverty in the region. This implies that combat politics the income inequality are more efficient in the reduction of the poverty of what politics of increase of the income.

KEY WORDS: Poverty, Inequality, Growth, VAR, Ceará States.

JEL CLASSIFICATION: O15, C32, C22.

Área 6: Proteção Social e Geração de Oportunidades: Programas Sociais, Crime, Educação, Saúde, Pobreza.

TAXA DE POBREZA NO ESTADO DO CEARÁ: UMA ANÁLISE NO PERÍODO DE 1981 A 2007

1 Introdução

A variação na taxa de pobreza decorre como consequência direta e indireta ou da redistribuição de renda ou do crescimento econômico e, ainda sim de ambos. Nestes termos, cabe ponderar a importância de cada efeito na variação da pobreza (Ravallion & Chen, 1997). Em virtude dessas evidências, alguns estudos têm apontado quais fatores estão influenciando a elasticidade renda-pobreza e desigualdade-pobreza no Brasil.¹

Conforme Barreto (2005), ainda não se tem um consenso de quais são as relações entre pobreza, crescimento e desigualdade. Assim sendo, é extremamente importante determinar qual o efeito que cada um desses fatores tem sobre o outro, que podem ser encontrados em modelos que calculem as elasticidades de um fator em relação ao outro.

No Brasil, Barros *et al.* (2001), ao verificarem que no Brasil a incidência de pobreza é maior do que as majorias dos países que têm renda per capita semelhante verificaram que a desigualdade de renda é responsável pelo fato do crescimento econômico ser relativamente ineficiente na redução da pobreza. Isto significa que, o efeito do crescimento econômico sobre a redução da pobreza é menor no Brasil do que em outros países que alcançaram o mesmo nível de renda.

Conforme Rocha (2006) mesmo nos casos bem sucedidos de crescimento econômico, fica evidente que taxas adequadas de expansão do produto não necessariamente beneficiam todos os indivíduos de uma determinada sociedade. Isso fica evidente quando tratamos de regiões com elevados níveis de desigualdade de renda, como a Região Nordeste.

Nesse sentido, nas três últimas décadas, o Estado do Ceará, um dos mais pobres da federação, tem chamado a atenção pelas taxas acumuladas de crescimento da sua economia. No período de 1985 a 1999, a taxa acumulada de variação do PIB cearense foi de 61,53% contra 40,64% do Nordeste e 49,5% do PIB nacional (MAIA, 2000).

Conforme Manso, Barreto & França (2008), entre o período de 1995 a 2007, a taxa acumulada de variação do PIB cearense foi de 19,04%, inferior a média da região (26,79%), mas superior a média nacional (13,13%). Neste mesmo período, os autores, utilizando uma linha de pobreza de $\frac{1}{2}$ salário mínimo, verificaram que a proporção de pobres reduziu 22,77%, sendo maior que a variação encontrada no Nordeste (21,36%), mas inferior a redução a nível nacional (27,23%).

Ainda conforme os autores, a desigualdade, medida através do índice de Gini, no período de 1995 a 2007, o Estado do Ceará obteve quedas na desigualdade (-11,08%), superior a redução da desigualdade na Região Nordeste (-6,24%) e no Brasil (-7,57%).

Neste sentido, esse artigo tem o objetivo de verificar qual fator (taxa de crescimento da renda ou taxa de redução da desigualdade) que melhor explica a redução da taxa de pobreza no Estado do Ceará no período de 1981 a 2007.

O artigo é composto por quatro seções, incluindo esta introdução. A segunda seção faz uma breve revisão de literatura entre as relações pobreza e crescimento econômico e pobreza e desigualdade. A seção 3 aborda a metodologia empregada, discutindo a base de dados, os modelos econométricos e os métodos de estimação empregados. A quarta seção analisa os resultados obtidos da estimação dos modelos econométricos. Por último, as conclusões encerram o trabalho.

¹ Ver, por exemplo, Barros *et al.* (2001), Barreto (2005), Hoffman (2005), Rocha (2006), Manso, Barreto & Tebaldi (2006), e Manso, Barreto & França (2008).

2 Revisão de Literatura

Esta seção fará uma revisão na literatura com o objetivo de verificar a relação existente entre pobreza e crescimento econômico e pobreza e a desigualdade de renda. A interação entre essas variáveis dão condições necessárias para se diagnosticar, em que magnitude o aumento da renda ou a redução da desigualdade impactariam na redução da pobreza.

2.1. Pobreza *versus* crescimento econômico

A relação entre crescimento e redução da pobreza pode-se medir por meio de elasticidade-renda ou elasticidade-crescimento. Se essa elasticidade é elevada, políticas públicas de combate à pobreza baseadas no crescimento econômico são mais eficientes, já que aumentos na renda proporcionam reduções na pobreza, em maiores proporções. Caso contrário, sendo esta elasticidade baixa, estratégias de redução da pobreza deveriam envolver uma combinação de crescimento econômico com algum tipo de redistribuição de renda (MARINHO & ARAÚJO, 2009).

Ravallion & Chen (1997) estimam as elasticidades renda-pobreza e renda-desigualdade com base de dados em 45 países. Os resultados mostram que países de baixa desigualdade, se o nível de renda eleva-se em 1%, ocasionaria numa redução da pobreza em 4,3%. Já nos países em que a desigualdade é elevada, a diminuição da pobreza seria de 0,6%. Concluem que o crescimento tem pouco efeito sobre a pobreza. No entanto, se a desigualdade diminuir em decorrência do crescimento, o efeito será negativo. Já Chen & Wang (2001) estudaram a relação entre pobreza, renda e a desigualdade na China nos anos 90. Concluíram que a concentração da renda reduz o efeito do crescimento sobre a pobreza.

No Brasil, Hoffmann (2005) encontrou que um aumento de 1% no rendimento domiciliar per capita no Brasil leva a uma redução de 0,84% na proporção de pobres e que o valor absoluto dessa elasticidade cresce com o rendimento e decresce com o aumento da desigualdade (HOFFMANN, op. cit.).

Marinho & Soares (2003), com dados do período de 1985 a 1999, utilizaram um procedimento metodológico que permitiu decompor a variação na pobreza decorrente da mudança na renda média e também de alterações na concentração de renda, medida pelo coeficiente de Gini. Os resultados mostram que, o crescimento da renda tem sido a estratégia preferida para combater a pobreza. Conforme os autores, quanto maior a renda média, maior o valor absoluto da elasticidade e quanto maior a concentração menor o valor absoluto da elasticidade.

Manso, Barreto & Tebaldi (2006), utilizando dados da Pesquisa Nacional de Amostra Domiciliar (PNAD), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), de 1995 a 2004, buscaram relações entre crescimento da renda, redução da pobreza e o perfil distributivo da riqueza. Os resultados obtidos mostram que os componentes de crescimento da renda média e de distribuição de renda são suficientes para explicar grande parte das variações nos níveis de pobreza entre os estados brasileiros.

2.2. Pobreza *versus* desigualdade

A desigualdade de renda é um componente importante no debate sobre a pobreza. A pobreza é um problema mundial que, em alguns países, persiste apesar do crescente estoque de riqueza material no mundo. Sua extensão e gravidade são demonstradas por meio do número de pobres presentes em todos os países. De fato, desigualdade e pobreza caminham juntas. Conforme Bourguignon (2002) redução da desigualdade de renda é um instrumento

importante na redução da pobreza, e que o crescimento econômico pode não ser um elemento tão necessário.

Em relação á estudos realizados no Brasil, Mendonça & Barros (1997) ressaltam a elevada taxa de desigualdade de renda no Brasil e enfatizam que, de forma relativa, a redução da desigualdade é mais significativa no combate à pobreza do que o crescimento econômico.

Conforme Rocha (2006), apesar de a pobreza no Brasil vir persistindo durante várias décadas, foi somente após a solução do problema inflacionário que os problemas sociais, como a diminuição da desigualdade, passaram a ser colocados como objetivos prioritários. Esse fato, de certa maneira, justifica a baixa produção de artigos que estudem o triângulo pobreza – crescimento – desigualdade no Brasil.

Para Barreto (2005), o combate à pobreza deve ser acompanhado de políticas que promovam a queda da desigualdade, sendo esta mais relevante do que políticas de expansão da renda. Ainda segundo o referido autor, os problemas de desequilíbrio regional, como no caso da Região Nordeste, devem ser combatidos através de políticas de crescimento econômico acompanhado pela melhor distribuição de renda.

Marinho, Soares & Barreto (2006) determinaram as elasticidades da renda média sobre a pobreza para os estados brasileiros, no período entre 1985 a 1999. Um dos resultados mais importantes encontrados no estudo foi o de que quanto maior é a renda média do estado, maior é a elasticidade crescimento – pobreza. Outro importante ponto a ser destacado nesse trabalho refere-se a maior sensibilidade da pobreza à desigualdade do que o crescimento. Assim, esses resultados sugerem que políticas interessadas em reduzir a pobreza devem privilegiar políticas que promovam a diminuição na concentração de renda.

Ao analisar que a desigualdade na Região Nordeste reduziu 6,24% entre os anos de 1997 a 2007, enquanto que a proporção de pobres reduziu 21,36% no mesmo período, Manso, Barreto & França (2008) argumentam que esses resultados muitas vezes são influenciados pelo comportamento da desigualdade. Sendo assim, é importante analisar o padrão de crescimento e o desempenho dos efeitos distributivos da renda, haja vista que o crescimento econômico tem seu efeito potencializado sobre a redução da pobreza *vis-à-vis* a redução da desigualdade.

3 Notas Metodológicas

3.1 Origem e Tratamento dos Dados

Na estimação do modelo econométrico descrito na subseção 3.2 para o Estado do Ceará no período de 1981 a 2007,² utilizou-se dados retirados das PNAD e do IPEADATA (banco de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada).

A variável renda é a renda familiar *per capita* extraída da PNAD que é calculada dividindo-se o rendimento total da família pelo seu número de componentes. Em seguida, foi determinada a média aritmética dessa variável, obtendo-se assim, as rendas médias nos diferentes estados nordestinos.³

Nesse artigo caracterizam-se como pobres as famílias que vivem com renda familiar *per capita* insuficiente para satisfazer suas necessidades básicas. Assim sendo, o indicador de pobreza absoluta utilizado foi o pertencente à classe proposta por Foster, Greer & Thorbecke (1984) conhecido como proporção de pobres (P_0) residentes no Estado do Ceará. Para a

² A PNAD não foi realizada nos anos 1992, 1994 e 2000. Para preencher essa lacuna, resolveu-se tirar as médias aritméticas das variáveis dos anos anteriores e posteriores.

³ Vale destacar que todas as variáveis monetárias desse trabalho foram atualizadas para valores reais de 2007 utilizando o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) tendo como base o ano de 2007.

construção desse indicador a *linha de pobreza* adotada foi a do IPEA. O índice de pobreza P_0 é definido como:

$$(1) \quad P_0 = \frac{q}{n}$$

Onde, n é total de indivíduos, q é o número de pessoas com renda *per capita* familiar y_i abaixo da linha de pobreza z .

A medida de desigualdade utilizada é o coeficiente de Gini oriundo da renda familiar *per capita* extraída das PNADs. Este índice é freqüentemente utilizado para expressar o grau de desigualdade de renda, e pode ser associado à chamada curva de Lorenz, que é definida pelo conjunto de pontos que, a partir das rendas ordenadas de forma crescente, relacionam a proporção acumulada de pessoas e a proporção acumulada da renda.

De acordo com Litchfield (1999), esse coeficiente atende a 4 dos 5 axiomas de medidas de desigualdade.⁴ Para determinar esse coeficiente, ordenou-se de forma crescente o conjunto de renda familiar *per capita* para se obter a curva de Lorenz. Essa curva relaciona em cada percentil a fração acumulada da população com a fração acumulada da renda e por meio dela calcula-se o índice para cada unidade da federação. O Coeficiente de Gini é definido como:

$$(2) \quad G = 1 - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\Phi_i + \Phi_{i-1})$$

Onde G representa o Índice de Gini; Φ_i é a proporção acumulada da área até a i -ésima classe; e n é o número de classes.

O valor de G varia de 0 (zero) até 1 (um), no qual quanto mais próximo de 1, maior a desigualdade de renda. E quanto mais próximo de 0, menor será a desigualdade (HOFFMANN, 1998).

3.2. O Modelo Econométrico: Elasticidades Renda-Pobreza e Desigualdade-Pobreza

Para o cálculo das elasticidades renda-pobreza e desigualdade-pobreza no Estado do Ceará utilizou-se o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). O modelo é definido como:

$$(3) \quad \ln Po_t = \alpha_t + \beta_1 \ln Rm_t + \beta_2 \ln G_t + \varepsilon_t; t=1981 \text{ a } 2007$$

Onde $\ln Po_t$ é o logaritmo natural de Po no período t ; $\ln Rm_t$ representa o logaritmo natural da renda média *per capita* no período t ; $\ln G_t$ é o logaritmo natural do Coeficiente de Gini no período t ; β_1 é a elasticidade renda da pobreza; e β_2 é a elasticidade desigualdade da pobreza;

De acordo com Ravallion & Chen (1997), Marinho & Soares (2003), Hoffmann (2005) e Marinho, Soares & Barreto (2006), espera-se que a elasticidade renda da pobreza apresenta sinal negativo; ou seja, um aumento da renda *per capita* tende a proporcionar uma redução da pobreza. Em relação à elasticidade desigualdade da pobreza, espera-se um sinal positivo, no qual um aumento da desigualdade proporcione também o aumento da pobreza.

3.2. O Modelo VAR

Em estudos que contemplam informações temporais, existe uma grande quantidade de

⁴ O Coeficiente de Gini atende os axiomas: Princípio de Transferência de Pigou-Dalton, Independência da Escala de Renda, Princípio da População e Anonimidade (Simetria). Mas não atende o axioma da Decomposabilidade. Mais detalhes ver Litchfield (1999).

variáveis econômicas, não estacionárias e, isto pode levar a regressão espúria; isto é, estatísticas de teste e parâmetros não confiáveis, principalmente, em estudos que se utilizam da análise de cointegração.

Diante disso, primeiramente, se faz necessário examinar se existe uma relação de equilíbrio entre as variáveis e, para isso, utilizar-se-á dos testes de raiz unitária e cointegração.

3.2.1. Testes de Raiz Unitária

Para verificar a ordem de integração das séries individualmente, vamos utilizar o teste de raiz unitária conhecido como Dickey-Fuller GLS, desenvolvido por Elliot, Rothenberg & Stock (1996), o qual deriva dos trabalhos de Fuller (1976) e Dickey & Fuller (1979). Vale ressaltar que aquele teste é uma proposta de modificação deste, e esta beneficia substancialmente o poder do teste quando está presente uma média ou tendência que é não identificada ou desconhecida. Ademais, mediante experimentos de Monte Carlo o teste de Dickey-Fuller GLS desenvolve-se satisfatoriamente em pequenas amostras, o que justifica sua utilização no caso do presente trabalho, que dispõe de apenas 27 observações.

3.2.2. Vetores Auto-regressivos (VAR)

Para simplificar a análise foi utilizado um exemplo de sistema de equações com três variáveis, as quais se assumem sejam interdependentes e também relacionados por uma memória auto-regressiva (a seqüência X_t é afetada pelo seu passado e pela seqüência Z_t e Y_t e vice-versa). A estacionariedade é uma condição fundamental para as propriedades dos estimadores do modelo. Analiticamente, conforme Enders (1995) pode-se representar o VAR:

$$\begin{aligned}
 X_t &= \alpha_{10} + \alpha_{11}X_{t-1} + \alpha_{12}Z_{t-1} + \alpha_{13}Y_{t-1} + \varepsilon_{t1} \\
 (4) \quad Z_t &= \alpha_{20} + \alpha_{21}X_{t-1} + \alpha_{22}Z_{t-1} + \alpha_{23}Y_{t-1} + \varepsilon_{t2} \\
 Y_t &= \alpha_{30} + \alpha_{31}X_{t-1} + \alpha_{32}Z_{t-1} + \alpha_{33}Y_{t-1} + \varepsilon_{t3}
 \end{aligned}$$

Pode-se escrever o modelo VAR em notação matricial, como:

$$(5) \quad Y_t = \alpha + \Pi_1 Y_{t-1} + \Pi_2 Y_{t-2} + \dots + \Pi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Onde: Y_t : vetor ($n \times 1$) autoregressivo de ordem p ; α : vetor ($n \times 1$) de interceptos; Π_i : matriz de parâmetros de ordem ($n \times n$); ε_t : termo de erro $\varepsilon_t \sim N(0, \Omega)$.

Os coeficientes estimados a partir da equação (5) não levam em conta os relacionamentos entre as variáveis expressas no modelo VAR. Então, um dos caminhos mais apropriados para avaliar os impactos das inovações é dado pela decomposição de variância (ENDERS, op. cit.).

3.2.2.1. Decomposição da Variância

De acordo com Enders (op. cit.), a decomposição de variância fornece o percentual do erro da variância prevista atribuída aos choques de uma determinada variável *versus* os choques nas outras variáveis do sistema. Se os choques observados numa variável z não são capazes de explicar a variância do erro de previsão da variável y , diz-se que a seqüência y é *exógena*. Caso contrário, diz-se que a seqüência é *endógena*.

A decomposição da variância dos erros de previsão permite separar a variância dos erros de previsão para cada variável em componentes que podem ser atribuídos por ela própria e pelas demais variáveis endógenas, isoladamente, apresentando em termos percentuais qual o efeito que um choque não antecipado sobre determinada variável tem sobre ela própria e as demais variáveis pertencentes ao sistema.

3.2.3. Vetor de Correção de Erros (VEC)

A condição necessária para que os estimadores obtidos possuam propriedades desejáveis é que as variáveis do VAR sejam estacionárias. Caso contrário, a existência de raízes unitárias deve ser levada em consideração.

Johnston & Dinardo (1997) expressam que, quando as variáveis no modelo VAR são integradas de primeira ordem ou mais, estão sujeitas às inconsistências de regressões, considerando que as variáveis são não estacionárias.

3.2.3.1 Testes de Cointegração de Johansen

Retoma-se a equação (5) do modelo VAR, em notação matricial, no entanto, agora considerando que Y_t seja um vetor com n variáveis ($n \times 1$), $n \geq 2$, supondo que são integrados de ordem 1, $I(1)$, não estacionárias. O vetor pode ser expresso por:

$$(6) Y_t = \alpha + \Pi_1 Y_{t-1} + \Pi_2 Y_{t-2} + \dots + \Pi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

A equação (6) pode ser modificada em termos de um Modelo de Correção de Erros (MCE):

$$(7) \Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

Em que:

$$\Pi = \Pi_1 + \Pi_2 + \dots + \Pi_p - I \quad i = 1, 2, 3, \dots, p-1$$

$$\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p \Pi_j$$

I = matriz identidade

A matriz Π ($n \times n$) pode ser vista com maior nível de detalhe, sendo representada por:

$$(8) \Pi = \alpha \beta'$$

Onde: α : matriz que representa a velocidade de ajustamento dos parâmetros no curto prazo;
 β : matriz de coeficientes de cointegração de longo prazo, entre as variáveis.

Os parâmetros α e β são matrizes de dimensão $n \times r$, em que n é o número de variáveis incluídas no modelo e r é o número de vetores de cointegração de Π .

Podem-se ter então os seguintes casos (PATTERSON, 2000):

- Se todos os autovalores de Π são diferentes de zero (isto é, $r = n$, colunas linearmente independentes), esta matriz tem posto completo $\Pi(1) = \Pi_1 + \dots + \Pi_p$, implicando que todos os componentes de Y_t são estacionários e a representação válida é o VAR (p) em nível dado pela equação (7);
- Se todos os autovalores de Π são iguais a zero (isto é, $r = 0$), esta matriz é, portanto, indistinguível da matriz nula. Implica também que os componentes de Y_t são no mínimo $I(1)$ e a representação válida é um VAR (p-1) em primeira diferença, isto é, equação (10) sem o termo em nível;
- Se Π tem posto reduzido, isto é, $0 < r < n$, neste caso tem-se $n - r$ autovalores diferentes de zero. Os componentes de Y_t são no mínimo $I(1)$ e a representação válida é a equação (10) com $\Pi = \alpha \beta'$, onde α e β são matrizes $n \times r$ de posto r . Esta representação é chamada Vetor de Correção de Erros (VEC) e nela estão presentes r relações de cointegração.

Johansen & Juselius (1990) desenvolveram dois testes capazes de determinar o posto da matriz Π da equação (8). O primeiro teste, conhecido como teste traço, é dado por:

$$(9) \lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

Onde: $r = 0, 1, 2, \dots, n-2, n-1$

Em que $\hat{\lambda}_i$ é o valor estimado dos autovalores obtidos a partir da matriz β ; T é o número de observações.

O teste traço avalia a hipótese nula de que o número de vetores diferentes de cointegração é menor ou igual a r contra uma hipótese geral.

$$H_o : \lambda = 0 \quad i = r+1, \dots, n$$

A não-rejeição de H_o indica a presença de no máximo r vetores de cointegração. Se H_o for rejeitada deve-se repetir o teste para $r+1$ e determinar se existem $r+1$ vetores de cointegração.

O segundo teste é o teste do máximo autovalor que testa a existência de exatamente r vetores de cointegração contra a alternativa de existência de $r+1$ vetores.

$$(10) \lambda_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

Com a hipótese nula dada por: $H_o : \lambda_{r+1} = 0$

A não-rejeição de H_o indica presença de exatamente r vetores de cointegração.

A inclusão de termos deterministas também é essencial para correta implantação do procedimento de Johansen. Pode-se representar a inclusão destes termos em (8) por:

$$(11) \Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \Phi D_t + \varepsilon_t$$

Em que D_t pode representar tanto uma constante, uma tendência e/ou uma variável *dummy*. A escolha dos termos deterministas deve ser feita com o auxílio de uma inspeção visual nos dados e também mediante testes apropriados sobre a significância dos termos determinísticos. A determinação correta do número de defasagens é fundamental para análise de cointegração e, para isso, será empregado o critério de informação de Akaike (AIC).⁵

4 Análise dos Resultados

Esta seção contempla a análise de discussão dos resultados das elasticidades renda-pobreza e desigualdade-pobreza, bem como do modelo VAR e da análise de decomposição de variância da pobreza para o Estado do Ceará, no período de 1981 a 2007.

4.1 Resultados das elasticidades renda e desigualdade da pobreza no Estado do Ceará

A Tabela 1 apresenta os resultados das elasticidades renda-pobreza e desigualdade-pobreza no Estado do Ceará, durante o período de 1981 a 2007. A coluna 3 da Tabela 1 apresenta o resultado da elasticidade renda da pobreza, que mostrou sinal negativo e estatisticamente significativa. No caso do Estado do Ceará, esse coeficiente foi igual a -0,6587. Isso significa dizer que um aumento de 10% na renda per capita implica na redução de 6,58% da pobreza no Estado do Ceará.

⁵ Vale ressaltar que a quantidade de defasagem máxima foi determinada de acordo com o critério de Schwert (1989), o qual considera o tamanho da amostra por meio da expressão: $k = \text{int}(c(n/100)^{1/d})$. Deste modo, o número máximo de defasagens (k) é determinado pelo inteiro mais próximo, enquanto c e d são constantes iguais a 4, e n é o tamanho da amostra; logo, como n é igual a 27, o K máximo é igual a 2. Portanto, a escolha da quantidade de defasagens nos testes de raiz unitária e cointegração, assim como e na estimação do VAR permite até dois *lags*. Os quais serão determinados de acordo com a minimização do AIC; ou seja, de maneira endógena.

O resultado em relação à elasticidade desigualdade-pobreza (coluna 4 da Tabela 1) mostrou sinal positivo e estatisticamente significativo. No Estado do Ceará esse coeficiente foi igual a 1,1675. Ou seja, uma redução de 10% da desigualdade de renda (índice de Gini) proporciona uma redução da pobreza em torno de 11,67%.

Tabela 1: Elasticidades renda-pobreza e desigualdade-pobreza no Estado do Ceará. 1981 a 2007.

Variável Dependente	Constante	lnRm	lnGini	R ²	R ² ajustado
lnPoCE	3,4526 (0,1277)	- 0,6587 (0,0265)	1,1675 (0,1140)	0,9767	0,9748

Fonte: Elaborados pelos autores.

Nota: Valores dos desvios padrões entre parênteses.

Os resultados das elasticidades renda-pobreza e desigualdade-pobreza no Estado do Ceará implicam que, políticas de combate à desigualdade são mais eficazes na redução da pobreza do que políticas de aumento da renda; ou seja, quanto maior a renda, maior a necessidade de redução das desigualdades para combater a pobreza.

4.2. Resultados do Modelo VAR e Decomposição de Variância da Taxa de Pobreza no Estado do Ceará.

No primeiro momento, foram realizados os testes de raiz unitária Dickey-Fuller GLS para as séries de renda média *per capita*, Gini e P(0). Os resultados dos testes da raiz unitária sugerem que a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada ao nível de 5% de significância para todas as variáveis. No entanto, rejeita-se a hipótese nula em primeira diferença para todas elas. Sendo assim, pode-se dizer que as variáveis são integradas de ordem 1; logo, é possível que exista uma relação de longo prazo entre as variáveis, a qual será verificada mediante o teste de cointegração de Johansen.

O teste de cointegração de Johansen apresentou a não existência de vetores de cointegração; logo, é preciso estimar o modelo VAR em diferença.⁶ Neste caso, as variáveis reportam as taxas de crescimento; ou seja, a taxa de pobreza é explicada pelas taxas de crescimento e da desigualdade. A escolha do número de defasagens foi baseada no AIC.

Após estimarmos o modelo VAR, realizamos as análises de decomposição de variância para a taxa de pobreza para o Estado do Ceará.

A Tabela 2 apresenta os resultados da decomposição de variância dos erros da taxa de pobreza no Estado do Ceará. Os resultados mostraram que, decorridos 3 anos após um choque não antecipado sobre a variável $d(\ln PoCE)$, 71,41% de seu comportamento decorrer dela própria, que 28,11% decorre de $d(\ln GiniCE)$ e 0,47% de $d(\ln RmCE)$. Ou seja, decorridos 3 anos, 71,29% da variação da taxa de pobreza (variação da taxa de Po) no Ceará decorre da própria pobreza do Estado do Ceará. A taxa de desigualdade explica 28,11% da taxa de pobreza no Estado do Ceará, enquanto que a taxa de crescimento da renda média per capita explica apenas 0,47%.

Tabela 2: Decomposição da Variância dos Erros de Previsão em Percentagem.

Períodos	S.E.	$d(\ln GiniCE)$	$d(\ln PoCE)$	$d(\ln RmCE)$
1	0.030641	16.62424	83.37576	0.000000
2	0.031840	27.02979	72.69550	0.274712
3	0.031988	28.11241	71.41539	0.472201
Cholesky	Ordering:	$d(\ln GiniCE)$	$d(\ln PoCE)$	$d(\ln RmCE)$

Fonte: Elaboração dos autores.

⁶ O resultado do teste de co-integração de Johansen encontra-se no Anexo.

Mas o que chama a atenção é que, no Estado do Ceará, a taxa de desigualdade de renda explica bem a variação da taxa de pobreza no estado, mas a taxa de crescimento da renda média per capita não. Isso implica que, políticas de redução da desigualdade de renda são mais eficazes no combate a pobreza em estados mais pobres do que políticas de aumento da renda, conforme destacam Chen & Wang (2001), Hoffmann (2005), Bourguignon (2002), Barros, Henriques & Mendonça (2001) e Barreto (2005). Ou seja, a redução da taxa de desigualdade contribuiu mais para a redução da taxa de pobreza no Estado do Ceará do que a taxa de crescimento da renda média per capita.

Esse resultado decorre do fato de que, em regiões pobres, com elevado nível de desigualdade de renda (elevadas desigualdades iniciais), como o Estado do Ceará, qualquer crescimento de renda per capita, a maior parcela desse crescimento fica concentrada com a menor parte da população que concentra o maior nível de renda. Enquanto que a menor parcela do crescimento vão para os pobres; ou seja, aumentos de renda são repassados de forma desproporcional (ou desigual) para a população pobre da região. Por isso, a importância de reduzir a desigualdade de renda para obter maiores níveis de redução da pobreza.

5 Considerações Finais

O presente artigo teve como objetivo verificar se a taxa de redução da desigualdade ou a taxa de crescimento da renda média é mais significativa para explicar a redução da taxa de pobreza no Estado do Ceará. Para isso, utilizaram-se dados de séries temporais de *Proporção de Pobres* (P0), Coeficiente de Gini e Renda média *per capita* que compreendem o período de 1981 a 2007, além dos métodos de mínimos quadrados ordinários (MQO) para a estimação das elasticidades, do modelo de vetores autoregressivos (VAR) e análise de decomposição de variância.

Os resultados mostraram que as séries utilizadas são estacionárias em primeira diferença, que em relação às elasticidades quanto na análise de decomposição de variância da taxa de pobreza no Estado do Ceará é explicada pela própria pobreza no estado, mas a taxa de desigualdade de renda nesse estado explica melhor a taxa de pobreza do que a taxa de crescimento.

Isso implica dizer que, políticas visando reduzir a desigualdade de renda são mais eficazes na redução da pobreza do que políticas de crescimento da renda. Dentre os motivos, podemos mencionar o fato de que, regiões com elevadas desigualdades iniciais, aumentos de renda são repassados de forma desproporcional (ou desigual) para a população pobre da região, conforme os resultados obtidos por Soares & Marinho (2003), Soares, Marinho & Barreto (2006) e Manso, Barreto & França (2008).

Referências Bibliográficas

- BARRETO, F. A. F. D. **Crescimento Econômico, Pobreza e Desigualdade: O que Sabemos Sobre eles?** Série Ensaio Sobre Pobreza, n.1, LEP/CAEN, Fortaleza, 2005.
- BARRETO, F. A. F. D.; MARINO, C. F. Dois Brasis? **Jornal O Povo**. Análise Econômica, Fortaleza, 12 de Novembro de 2005.
- BARROS, R. P.; MEDONÇA, R. A Estabilidade Inaceitável: Desigualdade e Pobreza no Brasil. Rio de Janeiro: IPEA, mar. 2001. (Texto para Discussão Nº 800).
- BOURGUIGNON, F. The Growth Elasticity of Poverty Reduction: Explaining Heterogeneity across Countries and Time Periods. em: Eicher, T. e S. Turnovsky, **Inequality and Growth: Theory and Policy Implications**. Cambridge: The MIT Press, 2002.
- CHEN, S. WANG, Y. China's Growth and Poverty Reduction: Recent Trends between 1990 and 1999. Washington, DC: **Policy Research Report on Gender and Development**, The World Bank, Apr. 2001 (Working Paper Series, n. 11).
- DICKEY, D. A.; FULLER, W.A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, 1981.
- ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root, **Econometrica**, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley and Sons, 1995.
- FOSTER, J.; GREER, J.; THOBEKI, E. A class of decomposable poverty measures. **Econometrica**, v. 52, n. 3, p. 761-766, 1984.
- FULLER, W.A. **Introduction to Statistical Time Series**. New York: John Wiley. 1976.
- HOFFMANN, Rodolfo. **Distribuição de Renda: medidas de desigualdade de renda e pobreza**. São Paulo: Edusp, 1998.
- _____. Elasticidade da pobreza em relação à renda média e à desigualdade no Brasil e nas unidades da federação. **Economia Revista**, v. 6, n. 2, p. 255-289, 2005.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K.. Maximum Likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.
- MAIA, J. N.B. Políticas que Impulsam el Desarrollo regional: La Experiencia Del Estado de Ceará. **Seminário de Desarrollos Regional y Encadenamientos Productivos**. Campeche, México, 21/09/2000. Disponível na Internet, Via www.pacto.com.br. Acesso em 20/06/2002.
- JOHNSTON, J.; DINARDO, J. **Econometric Methods**. 4 ed. Singapore: McGraw-Hill. 1997.
- MARINO, E.; ARAÚJO, J. A. de. O sistema de seguridade social e a pobreza rural no Brasil. **IV Encontro CAEN – EPGE de Políticas Públicas e Crescimento Econômico**. Fortaleza, 18 a 19 de Junho de 2009.
- MARINHO, E.; SOARES, F. Impacto do crescimento econômico e da concentração de renda sobre a redução da pobreza nos estados brasileiros. In: ENCONTRO NACIONAL DA ECONOMIA, XXXI, 2003. Porto Seguro. **Anais...**, Porto Seguro: ANPEC, 2003.
- MARINHO, E.; SOARES, F.; BARRETO, F. A. F. D. **Crescimento Econômico, Concentração de Renda e seus Efeitos Sobre o Nível de Pobreza dos Estados Brasileiros**. Série Ensaio Sobre Pobreza, n.4, LEP/CAEN, Fortaleza, 2006.
- LITCHFIELD, J. A. **Inequality: Methods and Tools**. Text for World Bank's Web Site on Inequality, Poverty, and Socio-economic Performance: <http://www.worldbank.org/poverty/inequal/index.htm> March 1999
- MANSO, C. A.; BARRETO, F. A. F. D.; TEBALDI, E. **O Desequilíbrio Regional Brasileiro: Novas Perspectivas a partir das Fontes de Crescimento Pró-pobre**. Série Ensaio Sobre Pobreza, N.6, LEP/CAEN, Fortaleza, 2006.

MANSO, C. A.; BARRETO, F. A. F. D.; FRANÇA, J. M. **O crescimento econômico no Ceará foi a favor dos mais pobres? Evidências comparativas com o Nordeste e o Brasil a partir do desenvolvimento do mercado de trabalho nas zonas urbanas, metropolitanas e rurais.** Série Ensaio Sobre Pobreza, N.16, LEP/CAEN, Fortaleza, 2008.

MENDONÇA, R. P.; BARROS, R. P. **O impacto do crescimento econômico e de reduções no grau de desigualdade sobre a pobreza.** Rio de Janeiro: IPEA, 1997. (Texto para discussão, 528).

MONTEIRO NETO, A. **Desigualdades Setoriais e Crescimento ao PIB no Nordeste: Uma Análise do Período 1970/1995,** Texto para Discussão nº 481 Brasília: IPEA, Maio de 1997.

PATTERSON, K. D. **An Introduction to Applied Econometrics: a time series approach.** Great Britain: St. Martin's Press. 2000.

RAVALLION, M.; CHEN, S. What can new survey data tell us about recent changes in distribution and poverty? **World Bank Economic Review**, v. 11, n. 2, p. 357-382, 1997.

ROCHA, S. **Pobreza no Brasil. Afinal de que se trata?** Rio de Janeiro: Editora FGV, 3ª ed, 2006.

SCHWERT, G. W. Tests for unit roots: a Monte Carlo investigation. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 7, n. 2, p. 147-159, 1989.

ANEXO

Tabela 1 - Resultado do Teste de Cointegração de Johansen, variáveis lnPoCE, lnRmCE, lnGiniCE. 1981 a 2007.

Eigenvalue	Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Estatística do traço λ_{trace} calculado	Estatística do traço λ_{trace} valor crítico ao nível de 5%.	Estatística do traço λ_{trace} valor crítico ao nível de 1%.
0,3454	$r=0$	$r>0$	17,8718	29,7970	35,4581

**indica que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 5%.

*indica que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 1%.

Fonte: Dados da pesquisa.