

Elasticidade-renda e elasticidade-desigualdade da pobreza no Nordeste brasileiro¹

Jair Andrade de Araújo²
Francisco José Silva Tabosa³
Ahmad Saeed Khan⁴

Resumo – O presente artigo estima a elasticidade-renda e a elasticidade-desigualdade da pobreza no Nordeste e nas áreas rurais e urbanas, utilizando como indicador de pobreza os seguintes índices: P_0 (proporção de pobres), P_1 (hiato da pobreza) e P_2 (hiato quadrático da pobreza), controladas pela renda média familiar per capita, e o índice de Gini, como indicador de desigualdade. Os dados foram obtidos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (Pnad) do período de 1995 a 2009 (IBGE, 2009). Estima-se o modelo econométrico para dados em painel com efeitos fixos e efeitos aleatórios. Os resultados mostram que a redução da desigualdade tem mais impacto sobre a queda dos níveis de pobreza do que sobre o crescimento da renda média, e que as políticas de combate à pobreza devem ser diversificadas, ou seja, devem variar segundo a área (rural ou urbana) a que forem destinadas.

Palavras-chave: desigualdade de renda, Nordeste, pobreza.

Income elasticity and inequality elasticity of poverty in the Brazilian Northeast

Abstract – This work estimates income elasticity and inequality elasticity of poverty in the Brazilian Northeast and in rural and urban areas, using as a poverty index the following: P_0 (headcount), P_1 (poverty gap) and P_2 (squared poverty gap), controlled by average family income per capita, and the Gini index as an inequality index. Data was obtained from the Pnad (National Research by Household Sample) in the 1995 to 2009 period. An econometric model is estimated for panel data with fixed effects and random effects. The results show that inequality reduction has more impact on lowering poverty levels than on growth of average income, and that policies focused on fighting poverty should be diversified, i.e., should vary according to the region (urban or rural area) in which that policy shall be implemented.

Keywords: income inequality, Brazilian Northeast, poverty.

¹ Original recebido em 9/11/2011 e aprovado em 11/11/2011.

² Doutor em Economia, professor adjunto dos cursos de Economia e Finanças da Universidade Federal do Ceará (UFC), campus Sobral, pesquisador do Laboratório de Estudos Regionais (LER). Rua Tibúrcio Cavalcante, 187, Apt. 901, Fortaleza, CE, CEP 60125-100. Tel. (88)3613-2829. E-mail: jairandrade@ufc.br

³ Economista, Doutor em Economia, professor adjunto dos cursos de Economia e Finanças da Universidade Federal do Ceará (UFC), campus Sobral, pesquisador do Laboratório de Estudos Regionais (LER). Av. Bezerra de Menezes, 2.048/304, São Gerardo, Fortaleza, CE, CEP 60325-002. E-mail: franze@caen.ufc.br

⁴ Engenheiro-agrônomo, Ph. D., professor titular do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará (UFC), pesquisador do CNPq. Campus do Pici, s/n, Bloco 826, Fortaleza, CE, CEP 60000-000. Tel. (85)3366-9721. E-mail: saeed@ufc.br

Introdução

A despeito das diversas alterações na política econômica e das flutuações no desempenho econômico, a economia brasileira continua a apresentar um processo de concentração de renda. Mesmo nos períodos com elevadas taxas de crescimento econômico e apesar dos avanços tecnológicos experimentados pelo País, os índices de pobreza e desigualdade continuam entre os mais altos do mundo. Sem dúvida essa característica limita o processo de desenvolvimento do País.

Até 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 (ROCHA, 2006). Isso fica evidente em regiões com elevados níveis de desigualdade de renda.

A região Nordeste, desde a década de 1950, tem sido alvo de grandes ações por parte de políticas governamentais, em virtude de a região não conseguir reduzir a pobreza na mesma proporção que o fazem as regiões desenvolvidas, mesmo nos períodos de alto crescimento da economia nacional (MONTEIRO NETO, 1997).

Após o Censo de 1960, surgiu uma série de trabalhos pioneiros, como os de Ferreira e Litchfield (2000), Fishlow (1972) e Hoffmann e Duarte (1972), dedicados a analisar problemas relacionados à pobreza, ao crescimento econômico e à desigualdade de renda, tanto em análise nacional quanto em regional. Os autores identificaram elevados índices de pobreza e desigualdade de renda na região Nordeste, a despeito dos bons resultados obtidos, por vários programas desenvolvidos na região, de combate à pobreza.

Entre as principais causas da pobreza na região, aqueles autores destacaram as seguintes: diferenças entre as características individuais natas (raça, gênero, inteligência ou riqueza inicial); diferenças entre as características individuais adquiridas (nível educacional, experiência profissional); acesso ao crédito; e fatores demográficos

(meio urbano e meio rural, formação de domicílio, de fertilidade, coabitação ou separação domiciliar).

Rocha (2003) mostrou que houve uma queda acentuada da pobreza na região e no País durante a década de 1970 e metade da década de 1980. A hiperinflação, associada à estagnação apresentada na segunda metade da década de 1980 e primeira metade da década de 1990, serviu para aumentar a pobreza. A segunda metade da década de 1990 trouxe consigo a estabilidade de preços, e essa, por sua vez, deu uma contribuição significativa para a redução da pobreza no País e na região. Entretanto, após essa queda significativa, houve uma incômoda manutenção da proporção de pobres na região, em um período marcado pela estagnação econômica e pelas fortes restrições à utilização de recursos governamentais.

Carneiro (2003) revelou uma forte concentração de pobres no Nordeste, sendo essa concentração contundente nas suas áreas rurais. Por exemplo, no período de 1993 a 1998, a pobreza caiu menos nas áreas rurais e nas áreas urbanas de pequeno e médio portes do Nordeste. Consequentemente, a pobreza ficou mais concentrada nessas áreas.

A percepção de traços de pobreza é mais visível nas megacidades de São Paulo e do Rio de Janeiro do que nas cidades de pequeno e médio porte e na zona rural. Essa constatação sugere a necessidade de um foco maior das políticas públicas sobre os pobres habitantes dessas regiões. Daí a importância de se conhecer a dimensão e o perfil da pobreza rural no Nordeste, que sirvam de subsídios para a elaboração de políticas de combate à pobreza naquela local.

Conforme se observa na Tabela 1, em 1995 a região Nordeste possuía 50,66% dos pobres do Brasil. Em 2008, o percentual de pobres da região passou para 53,09%, ou seja, houve um aumento da participação do número de pobres da região Nordeste no Brasil, apesar de o número de pobres no Nordeste em 1981 (26.231.589 in-

Tabela 1. Número de indivíduos pobres no Brasil e em suas regiões.

| Região | Ano | | | |
|--------------------|------------|------------|------------|------------|
| | 1995 | 2001 | 2005 | 2008 |
| Centro-Oeste | 2.732.552 | 3.003.663 | 2.664.071 | 1.682.270 |
| Norte | 3.114.296 | 4.410.528 | 6.148.868 | 4.860.753 |
| Nordeste | 26.231.589 | 28.719.015 | 27.327.747 | 22.011.073 |
| Sul | 6.083.134 | 6.194.775 | 4.968.278 | 3.382.090 |
| Sudeste | 13.622.855 | 16.160.921 | 14.367.748 | 9.524.733 |
| Brasil | 51.784.426 | 58.488.902 | 55.476.712 | 41.460.919 |
| Nordeste/BR (em %) | 50,66 | 49,10 | 49,26 | 53,09 |

Fonte: dados do Ipea (2011).

divíduos) ter sido menor do que o número de pobres em 2008 (22.011.073 indivíduos).

Este estudo se propõe a determinar o efeito da redução da desigualdade de renda e do crescimento econômico sobre a redução dos níveis de pobreza na região Nordeste. Isso pode ser encontrado em modelos que calculam as elasticidades de um fator em relação ao outro.

A determinação dessas elasticidades é fundamental para subsidiar políticas de crescimento econômico e redistribuição de renda, tendo em vista que a redução da pobreza é influenciada tanto pelo crescimento econômico quanto pela desigualdade de renda. Com este estudo, pretende-se, então, não apenas apontar as áreas em que a pobreza e a desigualdade da população evoluíram de forma dramática, como também identificar as formas de subsidiar a formulação de políticas eficazes de combate à pobreza.

Este trabalho vai estimar a elasticidade-renda e elasticidade-desigualdade da pobreza na região Nordeste e nas áreas rurais e urbanas. O P_0 – proporção de pobres, o P_1 – hiato de pobreza, o P_2 – hiato quadrático de pobreza, a renda média familiar per capita e o índice de Gini são as variáveis utilizadas no modelo econométrico para explicar o comportamento da pobreza e da desigualdade. A metodologia empregada será a utilização de técnica de painel.

O artigo é composto por seis seções, além desta introdução, considerada a primeira. A segunda seção faz um breve histórico sobre desigualdade de renda, crescimento econômico e pobreza na região Nordeste. A terceira seção define e discute a base de dados. A quarta seção apresenta o modelo econométrico e os métodos de estimação empregados. A quinta seção analisa os resultados obtidos da estimação do modelo econométrico. Por último, na sexta seção, são feitas as considerações finais.

Revisão de literatura

Esta seção dedica-se a realizar uma revisão na literatura, no propósito de verificar a relação existente entre pobreza e crescimento econômico, bem como entre pobreza e desigualdade de renda na região Nordeste. A interação entre essas variáveis permite as condições necessárias para se diagnosticar em que magnitude o aumento da renda ou a redução da desigualdade impactaria a redução da pobreza.

Conforme dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2001), o quadro de pobreza na região Nordeste ao longo das últimas décadas apresentou baixa mobilidade nos seus indicadores. Na zona rural nordestina, esses indicadores são mais preocupantes porque essa região é fruto histórico de desigual posse da ter-

ra, de políticas públicas limitadas, de um sistema de exploração equivocado, de instabilidade nas relações de trabalho e, por fim, de condições climáticas adversas.

Para Barreto (2005), o combate à pobreza deve ser acompanhado de políticas que promovam a queda da desigualdade, sendo essa mais relevante do que políticas de expansão da renda. Ainda segundo esse autor, os problemas de desequilíbrio regional, como é o caso da região Nordeste, devem ser combatidos por meio de políticas de crescimento econômico, acompanhadas de uma melhor distribuição de renda. A uma conclusão semelhante chegaram Menezes e Pinto (2005).

Silveira Neto (2005), investigando a origem da baixa elasticidade da proporção de pobres, relativa ao crescimento, na região Nordeste, ensina que há duas determinantes da baixa elasticidade: a alta intensidade da pobreza e a participação dos pobres nos benefícios do crescimento. No primeiro caso, se a renda média crescer, não serão muitos os indivíduos capazes de ultrapassar a linha de pobreza, tornando a proporção de pobres menos elástica ao crescimento. No segundo caso, o principal fator é a desigualdade de renda na região.

De acordo com Siqueira e Siqueira (2006), o Nordeste continua sendo a região do País com maior desigualdade de renda. Enquanto, no País, a renda mensal dos 10% mais ricos da população brasileira representava, em 2003, 16,9 vezes a dos 40% mais pobres, na região Nordeste essa relação era de 18,2 vezes, diante de 15,1 vezes na região Sudeste e de 13,9 vezes na região Sul. A concentração de renda vem caindo ano a ano no País, mas os números a partir de 1995 revelam que a queda no Nordeste tem sido mais lenta do que nas outras duas regiões mais populosas do país. Em 1995, os 10% mais ricos do Nordeste obtinham do trabalho 20,6 vezes o que recebiam os 40% mais pobres. A redução para as 18,2 vezes em 2003 foi equivalente a 2,4

vezes. Tanto no Sudeste quanto no Sul, a queda foi maior. No Sudeste, a relação em 1995, era igual à do Nordeste em 2003 (18,2 vezes).

Manso et al. (2008) concluíram que a desigualdade na região Nordeste reduziu 6,24% entre os anos de 1997 e 2007, enquanto a proporção de pobres reduziu 21,36% no mesmo período. Segundo os autores,

[...] Esses resultados muitas vezes são influenciados pelo comportamento da desigualdade. Desta forma, é fundamental na análise do padrão de crescimento, o desempenho dos efeitos distributivos da renda, uma vez que o crescimento econômico tem seu efeito potencializado sobre a redução da pobreza se vier acompanhado pela redução da desigualdade. (MANSO et al., 2008, p. 3).

Segundo Barreto et al. (2008), no Nordeste, aproximadamente 54% da população foi considerada pobre em 2005, enquanto a proporção de pobres nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste é menos da metade desse número, situando-se por volta de 20%. No Norte, a proporção de pobres também é muito elevada, passando dos 40% nesse ano. E no Nordeste, o problema é dramático, uma vez que, possuindo em torno de 28% da população brasileira, concentra mais de 46% de seus pobres.

Base de dados

Na estimação do modelo econométrico descrito na próxima seção para os estados nordestinos no período de 1995 a 2009⁵, utilizou-se dados retirados das Pesquisa Nacional por Amostragem Domiciliar (Pnads), publicados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2009)⁶. A análise foi realizada tanto nas áreas rurais quanto nas urbanas.

A variável renda é a renda familiar per capita extraída da Pnad, que é calculada dividindo-se

⁵ A Pnad não foi realizada no ano 2000. Para preencher essa lacuna, resolveu-se tirar as médias aritméticas das variáveis dos anos de 1999 e 2001.

⁶ As áreas rurais e urbanas utilizadas no presente estudo foram das novas delimitações que o IBGE passou a utilizar a partir do ano 2000.

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 para cada um dos estados.

Observe-se que todas as variáveis monetárias deste trabalho foram atualizadas para valores reais de 2009, utilizando-se o índice nacional de preços ao consumidor (INPC), tendo como base o ano de 2009.

Neste artigo, caracterizaram-se como pobres as famílias que vivem com renda familiar per capita insuficiente para satisfazer suas necessidades básicas. Assim sendo, os indicadores de pobreza absoluta utilizados são os pertencentes à classe proposta por Foster et al. (1984), a saber: a) a proporção de pobres (P_0); b) o hiato médio da pobreza (P_1), que mede a sua intensidade; e c) o hiato médio quadrático da pobreza (P_2), que mede sua severidade. Para a construção desses indicadores, a linha de pobreza adotada foi a de $\frac{1}{2}$ salário mínimo para os estados brasileiros. Os índices de pobreza P_0 , P_1 e P_2 são definidos, respectivamente, como

$$P_0 = \frac{q}{n}$$

$$P_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z - y_i}{z} \right)$$

$$P_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^2$$

em que n é total de indivíduos e q é o número de pessoas com renda per capita familiar y_i abaixo da linha de pobreza z .

A medida de desigualdade de renda utilizada é o índice de Gini, oriundo da renda familiar per capita extraída das Pnads. Esse índice é frequentemente 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. Para determinar esse índice, ordena-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.

Modelo econométrico

Neste estudo, utilizou-se um painel equilibrado e dois tipos de especificação: a) o modelo de efeitos fixos; e b) o modelo de efeitos aleatórios, sendo ambas as extensões do modelo linear clássico.

O primeiro modelo constitui um caso específico da família dos modelos de efeitos fixos, em que se procura conjugar o critério de parcimônia com a heterogeneidade dos dados, admitindo que os coeficientes $\beta_{i,t}$ sejam idênticos para todas as unidades seccionais (estados), com a exceção do termo de constante α . Sendo assim, o modelo linear pode ser expresso como mostrado na equação (1),

$$\ln P_{j,i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_1 \ln RM_{i,t} + \beta_2 \ln G_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

em que

$\ln P_{j,i,t}$ = logaritmo natural de P_j do estado i no período t .

$\ln RM_{i,t}$ = logaritmo natural da renda média per capita do estado i no período t .

$\ln G_{i,t}$ = logaritmo natural do índice de Gini do estado i no período t .

$j = 0$ (proporção de pobres), 1 (hiato médio da pobreza) e 2 (hiato médio quadrático da pobreza).

β_1 = elasticidade-renda da pobreza.

β_2 = elasticidade-desigualdade da pobreza.

i = estados (1, ..., 9).

t = períodos (1995, ..., 2009).

Observa-se que o termo correspondente aos efeitos individuais (α) mantém-se constante

ao longo do tempo (t), e é preferível tratá-lo de forma aleatória, e não determinista, a fim de se destacar a heterogeneidade individual de cada variável. Sendo assim, o vetor de “constantes” do modelo (1) passa a ser considerado como aleatório: $\alpha = \alpha + \mu_t$, em que $E(\mu_t) = 0$.

De acordo com Greene (2000), a escolha entre uma das especificações (a fixa ou a aleatória) deve ser procurada nos pressupostos comportamentais da base de dados. No entanto, a literatura especializada recomenda utilizar o teste de especificação de Hausman. Vale salientar que a utilização de uma especificação incorreta poderá conduzir a problemas de especificação ou de consistência dos estimadores (GREENE, 2000). O teste de especificação está definido na equação (2),

$$H = (\beta_{EA} - \beta_{EF})' (\Sigma_{EF} - \Sigma_{EA})^{-1} (\beta_{EA} - \beta_{EF}) \quad (2)$$

em que

β_{EA} corresponde aos estimadores de efeitos aleatórios.

β_{EF} corresponde aos estimadores de efeitos fixos.

$(\Sigma_{EF} - \Sigma_{EA})$ é a matriz, composta pela diferença entre as variâncias dos estimadores de efeitos fixos e aleatórios.

A estatística desse teste será sob a hipótese nula da ortogonalidade entre os efeitos individuais aleatórios e os regressores, ou seja, de que o estimador de efeitos aleatórios é o apropriado: uma distribuição assintótica χ^2 com K graus de liberdade. Se a hipótese nula não puder ser aceita, o modelo de efeitos fixos será o que apresenta os melhores estimadores, enquanto os estimadores do modelo de efeitos aleatórios continuam consistentes, mas não podem ser considerados eficientes.

Resultados e discussão

Antes de definir pelo modelo mais apropriado, realizou-se o teste de Hausman, para definir se o modelo possui efeito fixo ou aleatório.

Efetuada o teste, a estatística do teste para os dados do Nordeste (área total) foi igual a 1,01 para P_0 , a 0,69 para P_1 e a 1,37 para P_2 . Comparando esses valores com o valor crítico da qui-quadrado com dois graus de liberdade ao nível de significância de 5%, aceita-se a presença de efeitos aleatórios para P_0 , P_1 e P_2 .

Nas áreas rurais, os resultados do teste de Hausman foram iguais a 8,29 para P_0 , a 0,29 para P_1 e a 1,23 para P_2 . Nos dois últimos casos, o modelo apropriado é o de efeito aleatório, enquanto, para P_0 , o modelo apropriado é o de efeito fixo. Já nas áreas urbanas, os resultados do teste de Hausman foram iguais a 1,76 para P_0 , a 9,45 para P_1 e a 10,45 para P_2 . Nos dois últimos casos, o modelo apropriado é o de efeito fixo, enquanto, para P_0 , o modelo apropriado é o de efeito aleatório.

A Tabela 2 apresenta os resultados das elasticidades para os índices de pobreza P_0 , P_1 e P_2 no Nordeste (área total). Todos os coeficientes estimados são estatisticamente significantes a 99% de confiança. Para P_0 , a elasticidade-renda da pobreza apresentou valor igual a -0,5394, ou seja, um aumento da renda média per capita em 10% ocasiona reduções de 5,394% na proporção de pobres. Já a elasticidade-desigualdade da pobreza apresentou valor igual a 0,8714. Portanto, uma redução da desigualdade de renda (índice de Gini) em 10% ocasiona uma redução de 8,714% na proporção de pobres.

Analisando o P_1 , a elasticidade-renda da pobreza para o Brasil apresentou valor igual a -0,7783. Logo, um aumento de 10% na renda média per capita ocasiona uma redução de 7,783% no hiato médio da pobreza. Já a elasticidade-desigualdade da pobreza apresentou valor igual a 1,8024, ou seja, uma redução de 10% na desigualdade de renda (índice de Gini) ocasiona uma redução de 18,024% no hiato médio da pobreza.

Em relação a P_2 , a elasticidade-renda da pobreza apresentou um valor igual a -0,9037. Isso indica que um aumento de 10% na renda média per capita ocasiona uma redução

Tabela 2. Elasticidade-renda da pobreza e elasticidade-desigualdade da pobreza no Nordeste (área total), no período de 1995 a 2009.

| Var. explicativa | $P_0^{(1)}$ | $P_1^{(1)}$ | $P_2^{(1)}$ |
|------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| lnRM | - 0,5394 (- 28,77) | - 0,7783 (- 36,99) | - 0,9037 (- 34,84) |
| lnG | 0,8714 (11,84) | 1,8024 (21,92) | 2,2069 (21,67) |
| Constante | 3,0907 (30,98) | 4,3556 (38,94) | 4,8866 (35,40) |
| R^2 | 0,9436 | 0,9637 | 0,9615 |
| R^2 ajustado | 0,9213 | 0,9572 | 0,9538 |

⁽¹⁾ Modelo de efeito aleatório; valores do teste t entre parênteses.

de 9,037% no hiato médio quadrático da pobreza. Já a elasticidade-desigualdade da pobreza apresentou valor igual a 2,2069. Portanto, uma redução de 10% na desigualdade de renda (índice de Gini) ocasiona uma redução de 22,069% no hiato médio quadrático da pobreza.

A Tabela 3 apresenta as elasticidades para os índices de pobreza P_0 , P_1 e P_2 nas áreas rurais. Todos os coeficientes estimados são estatisticamente significantes em um nível de confiança de 99%. Para P_0 , a elasticidade-renda da pobreza rural apresentou valor igual a -0,3743, ou seja, um aumento da renda média rural per

capita em 10% ocasiona reduções de 3,743% na proporção de pobres na área rural. Já a elasticidade-desigualdade da pobreza rural apresentou valor igual a 0,2580, implicando que uma redução da desigualdade de renda rural (índice de Gini rural) em 10% ocasiona uma redução de 2,580% na proporção de pobres na área rural.

Por seguinte, analisando P_1 , a elasticidade-renda da pobreza rural apresentou valor igual a -0,6298. Logo, um aumento de 10% na renda média rural per capita ocasiona uma redução de 6,298% no hiato médio da pobreza rural. Já a elasticidade-desigualdade da pobreza rural

Tabela 3. Elasticidade-renda da pobreza e elasticidade-desigualdade da pobreza no Nordeste, em áreas rurais, no período de 1995 a 2009.

| Var. explicativa | $P_0^{(2)}$ | $P_1^{(1)}$ | $P_2^{(1)}$ |
|------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| lnRM | - 0,3743 (- 18,96) | - 0,6298 (- 32,62) | - 0,7888 (- 34,69) |
| lnG | 0,2580 (4,62) | 0,6665 (13,37) | 0,9800 (17,08) |
| Constante | 1,8628 (17,34) | 2,9332 (27,84) | 3,6020 (29,04) |
| R^2 | 0,8551 | 0,9387 | 0,9651 |
| R^2 ajustado | 0,7538 | 0,9055 | 0,9209 |

⁽¹⁾ Modelo de efeito aleatório; valores do teste t entre parênteses.

⁽²⁾ Modelo de efeito fixo; valores do teste t entre parênteses.

apresentou valor igual a 0,6665. Consequentemente, uma redução de 10% na desigualdade de renda rural (índice de Gini rural) ocasiona uma redução de 6,665% no hiato médio da pobreza rural.

Quanto a P_2 , a elasticidade-renda da pobreza rural apresentou valor igual a -0,7888, ou seja, um aumento de 10% na renda média rural per capita ocasiona uma redução de 7,888% no hiato médio quadrático da pobreza rural. Já a elasticidade-desigualdade da pobreza rural apresentou valor igual a 0,9800. Portanto, uma redução de 10% na desigualdade de renda rural (índice de Gini rural) ocasiona uma redução de 9,800% no hiato médio quadrático da pobreza rural.

A Tabela 4 apresenta as elasticidades para os índices de pobreza P_0 , P_1 e P_2 nas áreas urbanas. Todos os coeficientes estimados são estatisticamente significantes em um nível de confiança de 95%. Para P_0 , a elasticidade-renda da pobreza urbana apresentou valor igual a -0,2740. Por conseguinte, um aumento da renda média urbana per capita em 10% ocasiona reduções de 2,740% na proporção de pobres na área urbana. Já a elasticidade-desigualdade da pobreza urbana apresentou valor igual a 1,9926. Infere-se disso que uma redução da desigualdade de renda urbana (índice de Gini urbano) em

10% ocasiona uma redução de 9,926% na proporção de pobres na área urbana.

Em relação a P_1 , a elasticidade-renda da pobreza urbana apresentou valor igual a -0,3458, ou seja, um aumento de 10% na renda média urbana per capita ocasiona uma redução de 3,458% no hiato médio da pobreza urbana. Já a elasticidade desigualdade da pobreza urbana apresentou valor igual a 2,2509. Logo, uma redução de 10% na desigualdade de renda urbana (índice de Gini urbano) ocasiona uma redução de 22,509% no hiato médio da pobreza urbana.

Finalmente, em relação a P_2 , a elasticidade-renda da pobreza urbana apresentou valor igual a -0,3937, ou seja, um aumento de 10% na renda média urbana per capita ocasiona uma redução de 3,937% no hiato médio quadrático da pobreza urbana. Já a elasticidade-desigualdade da pobreza urbana apresentou valor igual a 2,6153. Consequentemente, uma redução de 10% na desigualdade de renda urbana (índice de Gini urbana) ocasiona uma redução de 26,153% no hiato médio quadrático da pobreza urbana.

De forma geral, com exceção da proporção de pobres nas áreas rurais (P_0 rural), os resultados apontaram que a redução da desigualdade tem mais impacto sobre a queda dos níveis de pobreza na região Nordeste do

Tabela 4. Elasticidade-renda da pobreza e elasticidade-desigualdade da pobreza nas áreas urbanas do Nordeste, no período de 1995 a 2009.

| Var. explicativa | $P_0^{(1)}$ | $P_1^{(2)}$ | $P_2^{(2)}$ |
|------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| $\ln RM$ | - 0,2740 (- 1,95) | - 0,3458 (- 7,85) | - 0,3937 (- 7,71) |
| $\ln G$ | 1,9926 (2,59) | 2,2509 (9,09) | 2,6153 (9,10) |
| Constante | 2,1445 (2,35) | 1,9970 (7,23) | 2,0386 (6,36) |
| R^2 | 0,0777 | 0,5690 | 0,5652 |
| R^2 ajustado | 0,0746 | 0,5090 | 0,4994 |

(1) Modelo de efeito aleatório; valores do teste t entre parênteses.

(2) Modelo de efeito fixo; valores do teste t entre parênteses.

que sobre o crescimento da renda média. Isso ocorre porque, em regiões pobres, com elevado nível de desigualdade de renda (elevadas desigualdades iniciais), como é o caso do Nordeste, aumentos de renda são repassados de forma desproporcional (ou desigual) para a população pobre da região. Por isso, políticas de combate à pobreza orientadas para o crescimento são mais efetivas quando acompanhadas da redistribuição de renda, de acordo com resultados obtidos por Barreto (2005), Barreto et al. (2008), Bourguignon (2002), Lopez e Seven (2004), Marinho e Soares (2003), Menezes e Pinto (2005) e Ravallion (1997, 2004).

A elasticidade-renda da pobreza apresenta, em todos os casos, um coeficiente com um valor (em termos absolutos) inferior a 1. Isso implica dizer que os aumentos da renda são repassados para os pobres de forma menos proporcional. Logo, de acordo com Ravallion (2004), no Nordeste não está ocorrendo crescimento pró-pobre.

Outro ponto interessante foi que os coeficientes das elasticidades-renda da pobreza nas áreas rurais são maiores (em valores absolutos) do que nas áreas urbanas. Portanto, o crescimento econômico tem mais impacto sobre a pobreza rural do que sobre a pobreza urbana. No entanto, os coeficientes das elasticidades desigualdade da pobreza nas áreas urbanas são maiores do que nas áreas rurais. Isso pode ser explicado pelo fato de que, nas áreas rurais, o índice de desigualdade de renda (índice de Gini) é menor do que em áreas urbanas, onde estão concentrados os maiores níveis de produção da região. Logo, o impacto do efeito desigualdade na pobreza rural é menor do que em áreas urbanas.

Considerações finais

Este artigo procurou identificar, por meio da elasticidade-renda e da elasticidade-desigualdade da pobreza, qual seria a política mais adequada à redução da pobreza nos estados nordestinos, tanto em áreas totais quanto em rurais e urbanas. Para isso, utilizou-se o P_0 – pro-

porção de pobres, o P_1 – hiato da pobreza, o P_2 – hiato quadrático da pobreza, a renda média familiar per capita e o índice de Gini, que são as variáveis utilizadas no modelo econométrico para explicar o comportamento da pobreza e da desigualdade. No que concerne ao método para calcular tais elasticidades, fez-se uso de dados em painel, obtidos nas Pnads do período de 1995 a 2009.

Os resultados apontam que, nas áreas rurais e urbanas, políticas de redução da desigualdade têm mais impacto sobre a queda nos três níveis de pobreza (proporção de pobres, hiato da pobreza e severidade da pobreza) do que simplesmente políticas voltadas para o crescimento da renda média. Logo, os resultados apontaram que a redução da desigualdade tem mais impacto sobre a queda dos níveis de pobreza que simplesmente o crescimento da renda média.

A elasticidade-renda da pobreza (total, rural e urbana) apresentou um coeficiente com um valor (em termos absolutos) inferior a 1. Isso implica dizer que os aumentos da renda são repassados para os pobres de forma menos proporcional. Logo, de acordo com Ravallion (2004), no Nordeste não está ocorrendo crescimento pró-pobre. Quanto à elasticidade desigualdade da pobreza (total, rural e urbana), a redução da desigualdade ocasiona reduções mais que proporcionais na pobreza, com exceção das áreas rurais, e de P_0 para áreas totais.

Assim sendo, para os governos reduzirem a pobreza (independentemente do seu nível), são necessárias políticas que também visem à redução da desigualdade. Não se descarta, porém, a importância dos programas focados no crescimento da renda média, embora tenham apresentado uma sensibilidade inferior ao efeito da redução da desigualdade.

Outro ponto interessante foi que os coeficientes das elasticidades-renda da pobreza nas áreas rurais são maiores do que nas áreas urbanas. Logo, o crescimento econômico tem mais impacto sobre a pobreza rural do que sobre a pobreza urbana. No entanto, os coeficientes das

elasticidades desigualdade da pobreza nas áreas urbanas são maiores do que nas áreas rurais. Logo, o impacto do efeito desigualdade sobre a pobreza rural é menor do que em áreas urbanas.

Referências

- BARRETO, F. A. F. D. **Crescimento econômico, pobreza e desigualdade de renda: o que sabemos sobre eles?** Fortaleza: LEP-CAEN, 2005. 18 p. (Série Ensaio sobre Pobreza, n. 1).
- BARRETO, F. A. F. D.; OLIVEIRA, V. H. de; FRANÇA, J. M. de. **O que mais importa no combate à pobreza, crescimento econômico ou redução da desigualdade: evidências para as regiões brasileiras.** Fortaleza: LEP-CAEN, 2008. (Série Ensaio sobre Pobreza, n. 16).
- BOURGUIGNON, F. The growth elasticity of poverty reduction: explaining heterogeneity across countries and time periods. In: EICHER, T.; TURNOVSKY, S. **Inequality and growth: theory and policy implications.** Cambridge: The MIT Press, 2002. p. 3-26.
- CARNEIRO, F. G. Perfil da pobreza e aspectos funcionais dos mercados de trabalho no Brasil. In: POBREZA e mercados no Brasil: uma análise de iniciativas de políticas públicas. Brasília, DF: Cepal: DFID, 2003. p. 117-166.
- FERREIRA, F. H. G.; LITCHFIELD, J. A. Desigualdade de pobreza e bem estar no Brasil: 1981/95. In: HENRIGUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil.** Rio Janeiro: Ipea, 2000. p. 49-80.
- FISHLOW, A. Brazilian size distribution of income. **American Economic Review**, Nashville, v. 62, n. 2, p. 391-402, 1972.
- FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. **Econometrica**, Evaston, v. 52, n. 3, p. 761-766, 1984.
- GREENE, W. H. **Econometric analysis.** New Jersey: Prentice-Hall, 2000.
- HOFFMANN, R.; DUARTE, J. B. A distribuição da renda no Brasil. **Revista de Administração de Empresa**, Rio de Janeiro, v. 2, p. 46-66, 1972.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo demográfico 2000.** Rio de Janeiro, 2001.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD): 1995-2009.** Rio de Janeiro, 2009. 1 CD-ROM.
- IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **Ipeadata.** Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 10 jan. 2011.
- LOPEZ, J. H.; SEVEN, L. **The mechanics of growth-poverty-inequality relationship.** [S.l.]: The World Bank, 2004. Mimeo.
- 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.** Fortaleza: LEP-CAEN, 2008. 21 p. (Série Ensaio sobre Pobreza, n. 17).
- 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, 31., 2003, Porto Seguro. **Anais...** Porto Seguro: Anpec, 2003. p. 1-16.
- MENEZES, T. A.; PINTO, R. F. É preciso esperar o bolo crescer, para depois repartir? In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 8., 2005, Fortaleza. **Anais...** [Rio de Janeiro: Anpec], 2005. p. 1-25.
- MONTEIRO NETO, A. **Desigualdades setoriais e crescimento ao PIB no nordeste: uma análise do período 1970/1995.** Brasília, DF: Ipea, 1997. (Texto para Discussão, 481).
- RAVALLION, M. Can high-inequality developing countries escape absolute poverty? **Economic Letters**, Washington, DC, v. 56, n. 1, p. 51-57, 1997.
- RAVALLION, M. **Pro-poor growth: a primer.** Washington, DC: World Bank, 2004. 36 p. (Policy Research Working Papers, n. 3242).
- ROCHA, S. **Pobreza no Brasil: afinal de que se trata?** 3. ed. Rio de Janeiro: FGV, 2006.
- ROCHA, S. **Pobreza no Nordeste: a evolução nos últimos trinta anos (1970-1999).** Fortaleza: Banco do Nordeste, 2003.
- SILVEIRA NETO, R. da M. Quão pró-pobre tem sido o crescimento econômico no Nordeste? Evidências para o período 1991-2000. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 36, n. 4, p. 483-507, 2005.
- SIQUEIRA, M. L.; SIQUEIRA, M. L. Desigualdade de renda no nordeste brasileiro: uma análise de decomposição. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 11., 2006, Fortaleza. **Anais...** [Rio de Janeiro]: Anpec, 2006. p. 3-17.