

ELASTICIDADE DA POBREZA NOS DOMICÍLIOS NORDESTINOS: O IMPACTO DA RENDA E DESIGUALDADE DA RENDA (2001 a 2009)

Jorge Luiz Mariano da Silva^{*}
Janaina Ottonelli^{**}
Solange Regina Marin^{***}

Resumo: O Plano Brasil Sem Miséria indicou que 9,6 milhões de nordestinos viviam em situação de extrema pobreza em 2010. Conforme a abordagem unidimensional, a pobreza pode ser entendida como insuficiência de renda monetária. A renda monetária e a desigualdade de renda podem influenciar os níveis de pobreza, a primeira no sentido de reduzi-la e a segunda no sentido de aumentá-la. Dessa forma, o objetivo deste estudo é verificar quanto variou a pobreza no Nordeste, na última década, dadas as variações na renda e na desigualdade de renda. Para isso, estima-se um modelo por dados em painel usando informações da PNAD, de 2001 a 2009. Os resultados da estimação mostraram que a desigualdade de renda possui efeitos maiores sobre a proporção de pobres do que um aumento na renda monetária. Isso denota que o crescimento econômico sem a promoção da igualdade de renda é insuficiente para a redução da pobreza.

Palavras-chave: Pobreza. Renda. Desigualdade de Renda. Nordeste. Dados em Painel

Código JEL: I32, I14, D31

Abstract: The Brazil Without Misery Plan indicate 9.6 million people in the Northeast live in extreme poverty in 2010. As the one-dimensional approach to poverty can be understood as a failure of monetary income. The monetary

* Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Norte. E-mail: jdal@ufrnet.br

** Mestranda do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Norte. E-mail: janainaottonelli@gmail.com.

*** Professora do Programa de Pós-Graduação em Economia e Desenvolvimento da Universidade Federal de Santa Maria. E-mail: marin@smail.ufsm.br

income and income inequality can influence the levels of poverty, first in order to reduce it and the second in order of increasing it. Thus, the objective of this study is to see how varied the poverty in the Northeast in the last decade given the variations in income and income inequality. For this, we estimate a panel data model by using information from PNAD in the years 2001 to 2009. The estimation results show that income inequality has major effects on the proportion of poor than an increase in monetary income. This indicates that economic growth without promoting equality of income is insufficient to reduce poverty.

Keywords: Poverty. Income. Income Inequality. Northeast. Panel Data

JEL Code: I32, I14, D31

1. INTRODUÇÃO

A presença da pobreza no Nordeste se deve a fatores históricos relacionados à ocupação do território e à formação econômica baseada na concentração de terras, trabalho escravo e exploratório, que, junto a fatores climáticos, resultaram também na desigualdade de renda. A população nordestina enfrenta a deficiência de oferta de serviços básicos (saúde, educação, saneamento e segurança), presença de trabalho infantil, baixa renda monetária, dependência de transferências governamentais e constantes secas que acentuam as desigualdades e a pobreza.

Devido a este quadro, o Nordeste tem sido alvo de políticas de desenvolvimento nas últimas décadas e, recentemente, de políticas de combate à fome e de redução da pobreza por meio dos programas de transferência de renda. O Plano Brasil Sem Miséria⁶ apontou que, em 2010, 9,6 milhões de nordestinos viviam em situação de extrema pobreza, ou seja, com renda monetária *per capita* inferior a R\$70,00. Desse total, 48% estavam na área urbana e 52% na área rural, e representavam 59% dos extremamente pobres no país (BRASIL, 2011b).

⁶Lançado pelo Decreto 7.492 de 2 de Junho de 2011 da Presidência da República, este plano tem como objetivo “promover a inclusão social e produtiva da população extremamente pobre, tornando residual o percentual dos que vivem abaixo da linha de extrema pobreza.” (BRASIL, 2011a, p. 1).

O conceito de pobreza que permeia os dados de pobreza do Plano Brasil Sem Miséria, e que será usado neste trabalho, está estritamente vinculado à ideia de que o único fator explicativo da pobreza é a insuficiência de renda. Nessa abordagem unidimensional da pobreza o número de pobres pode ser encontrado por meio de uma linha de pobreza, que consiste na determinação de um valor monetário que permita às pessoas levarem uma vida digna. Quando se considera essa abordagem como definição de pobreza, alguns estudos apontam que o crescimento econômico é capaz de reduzir a pobreza e a desigualdade de renda de aumentá-la.

Nessa linha, com base em Adams Jr. (2004), levanta-se a seguinte questão: qual é a variação da elasticidade da pobreza, dada uma variação na renda domiciliar *per capita* e na desigualdade de renda? O objetivo deste estudo é verificar quanto variou a pobreza no Nordeste, na última década, dadas as variações na renda e na desigualdade de renda de forma a gerar informações importantes que possam servir de base na elaboração de políticas públicas. Para atingir o objetivo, estimou-se um modelo por dados em painel para verificar as elasticidades, por meio das informações da PNAD para os domicílios pertencentes aos estados nordestinos, nos anos de 2001 a 2009.

Além desta parte introdutória, são apresentadas algumas considerações sobre a relação entre a pobreza, entendida como insuficiência de renda, o crescimento econômico e a desigualdade de renda. Em seguida, apresenta-se a metodologia empregada e o modelo econométrico estimado. Então são mostrados os resultados da estimação e, por fim, são feitas algumas considerações finais.

2. POBREZA UNIDIMENSIONAL: CONCEITO E RELAÇÃO COM A RENDA E A DESIGUALDADE DE RENDA

A pobreza é definida neste trabalho pela abordagem unidimensional⁷, em que apenas uma dimensão é considerada no seu

⁷ Além da visão unidimensional da pobreza existe também a visão multidimensional relacionada à Abordagem das Capacitações de Sen (1981, 1985, 2000, 2002), que considera outros indicadores para medir a pobreza (como indicadores de saúde, educação, saneamento, habitação), além do indicador insuficiência de renda. Alguns

cálculo: a renda. Essa dimensão se refere às realizações de uma sociedade ou país representado por um vetor ou uma distribuição e a unidade de análise pode ser individual, familiar ou domiciliar (FOSTER e SEN, 1997; FOSTER, 2006). Segundo Sen (1976), a medição da pobreza unidimensional envolve duas etapas: a identificação e agregação. Na primeira etapa, da identificação, é preciso perguntar “quem é pobre?”, de forma a identificar na população os pobres e os não-pobres. A ferramenta principal para essa identificação consiste no estabelecimento de uma linha de pobreza (z), de forma que o indivíduo é considerado pobre se tiver renda monetária inferior ao valor da linha de pobreza e é considerado não-pobre se tiver renda monetária superior a z .

As linhas de pobreza (z) mais conhecidas são: linha de pobreza absoluta (z_a) e linha de pobreza relativa (z_r). A primeira, (z_a), não depende do tamanho de toda a distribuição. Geralmente baseia-se no custo de um conjunto de bens e serviços considerados necessários para se ter uma vida satisfatória. Por exemplo, quantidade de calorias ao dia necessárias a uma pessoa para satisfazer as necessidades mais básicas. A segunda, (z_r), depende do tamanho de toda a distribuição. Por exemplo, metade (ou menos) do valor do salário mínimo vigente.

Dessa forma, a linha de pobreza permite que um formulador de políticas públicas identifique um grupo de pessoas, que são sujeitas a serem atendidas por diferentes programas de assistência social. Santos (2007) destaca que este valor deve incluir necessidades nutricionais, de habitação, vestuário, transportes, etc. Comim e Bagolin (2002) argumentam que esta linha precisa contemplar a renda ou gasto necessário para levar uma vida decente e os indivíduos com renda abaixo deste mínimo são todos classificados em um grupo homogêneo. A linha de pobreza pode ser considerada, portanto, como um ponto de referência, pois o objetivo de um formulador de políticas deve ser o de elevar os pobres acima da linha de pobreza⁸.

trabalhos que tratam da pobreza multidimensional são: Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (1997; 2007; 2010); Comim e Bagolin (2002); Barros, Carvalho e Franco (2003); Rolim (2005); Picolotto (2005); Silva e Barros (2006); Santos (2007); Codes (2008); Marin e Ottonelli (2008); Ottonelli *et al.* (2011).

⁸ Alguns estudos que discutem a definição e cálculo da linha de pobreza: Rocha (1993, 2003, 2006) e Barros e Mendonça (1997).

O segundo problema apontado por Sen (1976), consiste na agregação da população pobre por meio de uma medida da pobreza unidimensional, que busca responder à pergunta “quão pobre é a sociedade?”. Desse modo, é possível descobrir a quantidade de pobres existentes em dado local. Uma ferramenta para responder à pergunta é calcular medidas de pobres proposta por Foster-Greer-Thorbecke (1984) como proporção de pobres, hiato de pobreza e hiato quadrado (severidade) da pobreza.

Barros *et al.* (2000) afirmam que a magnitude da pobreza como insuficiência de renda está relacionada à escassez agregada de recursos e à má distribuição dos recursos existentes. Sen (1976) sugeriu que a desigualdade de renda entre os pobres também é uma importante dimensão da pobreza. Portanto, a pobreza pode ser influenciada pela renda e também pela desigualdade de renda, a primeira no sentido de reduzi-la e a segunda no sentido de agravá-la.

Borguignon (2002) chamou a relação entre pobreza, renda e desigualdade de “triangular”. Da relação entre o crescimento econômico e a redução da pobreza mede-se a elasticidade renda e

se essa elasticidade é elevada, políticas públicas de combate à pobreza baseadas no crescimento econômico são mais eficientes. Caso contrário, estratégias de redução da pobreza deveriam envolver uma combinação de crescimento econômico com algum tipo de redistribuição de renda. (TABOSA, ARAÚJO e KHAN, 2012, p. 7)

Segundo Rocha (2003), a melhora distributiva tem papel estratégico para o Brasil por três razões. Primeiro, por uma questão de justiça. Segundo, por ser disfuncional, pois o alto nível de desigualdade de renda já atingido gera situações de conflito insustentáveis, especialmente onde os contrastes de renda, riqueza e poder são mais críticos. E, terceiro, porque as oportunidades “naturais” de crescimento econômico são predominantemente concentradoras, o que exige ações específicas do poder público no sentido não só de evitar o agravamento. Mas também de promover a diminuição da desigualdade de renda para a redução da pobreza, em especial, a absoluta.

Estudos que investigam a relação da pobreza com a renda e a desigualdade de renda têm apontado um maior impacto da desigualdade sobre a pobreza, do que o crescimento da renda. Ravallion e Chen (1997) usaram dados de 45 países e concluíram que o crescimento tem pouco efeito sobre a pobreza quando a desigualdade é elevada. Tabosa, Araújo e Khan (2012) estimaram as elasticidades renda e desigualdade da pobreza para as famílias das áreas rurais e urbanas do Brasil no período de 1995 e 2009, usando dados da PNAD, e concluíram que a redução da desigualdade de renda tem mais impacto na queda dos níveis de pobreza em detrimento ao crescimento da renda média. Oliveira e Lima (2003) estimaram as elasticidades da renda média, da concentração de renda e das transferências intergovernamentais em relação à pobreza nos municípios brasileiros em 1991 e 2000 e verificaram que as maiores elasticidades são da concentração.

Chen e Wang (2001) estudaram a China nos anos 90 e concluíram que a pobreza foi reduzida pelo crescimento econômico e a concentração de renda contribuiu para aumentá-la. Marinho e Soares (2003) estudaram os estados brasileiros no período de 1985 a 1999 e concluíram que o crescimento da renda tem sido a estratégia preferida para combater a pobreza. Portanto, assume-se que o crescimento econômico e a desigualdade de renda são fatores que influenciam a pobreza. O primeiro no sentido de reduzi-la e o segundo de aumentá-la. Além disso, pode-se afirmar que “políticas de combate à pobreza por meio do crescimento são mais eficientes quando acompanhadas da redistribuição de renda” (TABOSA, ARAÚJO, KHAN, 2012, p. 8).

3. ASPECTOS METODOLÓGICOS

3.1 Base de dados

Com o objetivo de gerar informações e contribuir para o estudo da pobreza no Nordeste, verificaram-se as elasticidades renda e a desigualdade de renda da pobreza para os domicílios dos estados nordestinos no período de 2001 a 2009. Para isso, utilizou-se de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), publicada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para os domicílios. A variável pobreza é investigada por meio da proporção de

pobres, calculada para os pobres e extremamente pobres. A variável renda é a renda média domiciliar *per capita* extraída da PNAD, determinada pela média aritmética dos domicílios. A variável desigualdade de renda consiste no Índice de Gini. Ressalta-se que todas as variáveis monetárias deste trabalho foram atualizadas para valores reais de 2009, utilizando-se o Índice Nacional de Preços ao Consumidor.

A determinação do valor da linha de pobreza usado neste trabalho teve como base o Decreto Nº 6.917 de 30 de julho 2009 da Presidência da República em que o Programa Bolsa Família passaria a atender as famílias em situação de extrema pobreza e pobreza caracterizadas pela renda familiar mensal *per capita* de, respectivamente, até R\$70,00 e até R\$140,00 (BRASIL, 2009). Este é um programa de transferência de renda a unidades familiares em situação de pobreza e extrema pobreza e que tenham em sua composição: gestantes, nutrizes, crianças entre zero e doze anos ou adolescentes até quinze anos que necessitam de complementação de renda para levarem uma vida digna. Foi criado pela Lei nº 10.836 de 9 de janeiro de 2004 com a finalidade de unificar programas de transferência de renda do Governo Federal⁹ (BRASIL, 2004).

O indicador de pobreza absoluta utilizado pertence à classe de medidas de pobreza propostas por Foster-Greer-Thorbecke (1984): proporção de pobres, hiato de pobreza e severidade da pobreza. O primeiro índice, que foi usado neste trabalho, o *headcount index* (P_0), mede a proporção da população que é pobre. É uma média popular porque é fácil de entender e de medir. A segunda medida de insuficiência de renda é o *poverty gap index* (P_1) que mede o grau em que os indivíduos estão abaixo da linha de pobreza (o hiato de pobreza) como uma proporção da linha de pobreza. A soma destes

⁹ Como os seguintes programas: Programa Nacional de Renda Mínima vinculado à Educação - Bolsa Escola, instituído pela Lei nº 10.219, de 11 de abril de 2001, do Programa Nacional de Acesso à Alimentação - PNAA, criado pela Lei nº 10.689, de 13 de junho de 2003, do Programa Nacional de Renda Mínima vinculada à Saúde - Bolsa Alimentação, instituído pela Medida Provisória nº 2.206- 1, de 6 de setembro de 2001, do Programa Auxílio-Gás, instituído pelo Decreto nº 4.102, de 24 de janeiro de 2002, e do Cadastro Único do Governo Federal, instituído pelo Decreto nº 3.877, de 24 de julho de 2001 (BRASIL, 2004).

hiatos de pobreza dá o custo mínimo para eliminar a pobreza, se as transferências forem o alvo perfeito. Esta medida não reflete mudanças na desigualdade entre os pobres (WBI, 2005). A terceira medida a ser discutida é o *squaredpoverty gap* (“*povertyseverty*”) *index* (P_2) mede o quadrado do hiato da pobreza em relação à linha de pobreza. Os índices de pobreza P_0 , P_1 e P_2 são definidos, respectivamente, como:

$$P_0 = \frac{N_p}{N} \quad P_1 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{G_i}{z} \quad P_2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{G_i}{z} \right)^\alpha \quad (1)$$

Em que: N é o total da população (ou amostra); N_p é o número de pobres; z é a linha de pobreza; G_i é o hiato da pobreza e α é um parâmetro; quando o valor de α é maior o índice coloca mais peso sobre a posição dos mais pobres, portanto é uma medida de sensibilidade do índice de pobreza (WBI, 2005).

O indicador de desigualdade de renda usado foi o coeficiente de Gini. Esse coeficiente tem como base a Curva de Lorenz, uma curva de frequência acumulada que compara a distribuição de uma variável específica (exemplo renda) com a distribuição uniforme que representa igualdade (WBI, 2005). Essa curva relaciona em cada percentil a fração acumulada da população com a fração acumulada da renda. O coeficiente de Gini pode assumir valor entre zero e um, sendo o valor um interpretado como total desigualdade de renda (LITCHFIELD, 1999). Pode ser definido como:

$$Gini = \frac{1}{2n^2 \bar{y}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j| \quad (2)$$

Em que: n é o número de pessoas da amostra; y_i é a renda do indivíduo i ; $\bar{y} = (1/n) \sum y_i$ uma média aritmética da renda.

Para o cálculo da proporção de pobres, proporção de extremamente pobres e do Índice de Gini utilizou-se *software* livre DAD (DUCLOS *et al.*, 2003).

3.2 Modelo econométrico

Neste estudo, utilizou-se um painel equilibrado que permite a estimação do modelo com dados em série temporal e dados de corte combinados; portanto tem uma dimensão espacial e outra temporal. É considerado equilibrado (ou balanceado) porque os indivíduos no conjunto de dados, neste artigo os domicílios dos estados nordestinos, foram observados o mesmo número de vezes (GREENE, 2008). Apresenta a vantagem de controlar a heterogeneidade presente nos indivíduos. Além disso, é adequado ao estudo da dinâmica da mudança, pois ao proporcionar dados mais informativos, mais variabilidade, mais graus de liberdade e mais eficiência, permite o estudo de modelos comportamentais mais complexos e enriquece a análise empírica (GUJARATI, 2006).

Existem duas técnicas para estimar a o modelo de dados em painel: o modelo de efeitos fixos e o modelo de efeitos aleatórios. O primeiro modelo busca controlar os efeitos das variáveis omitidas que variam entre os indivíduos e permanecem constantes ao longo do tempo. Cada indivíduo possui um intercepto distinto, mas que é constante ao longo do tempo, que capta as diferenças entre os indivíduos que estão na amostra. Neste modelo, os efeitos individuais podem ser correlacionados com os demais regressores e o estimador dos mínimos quadrados ordinários (OLS) é um estimador consistente e eficiente do modelo. No modelo de efeitos aleatórios, o intercepto varia de um indivíduo para o outro, mas não ao longo do tempo. Portanto, a diferença entre os dois modelos consiste no tratamento dado ao intercepto. Neste segundo modelo, supõe-se que não há correlação entre os efeitos individuais e as demais variáveis aleatórias, sendo a sua estimação feita pelos mínimos quadrados generalizados (GLS) (GUJARATI, 2006; HOLLAND e XAVIER, 2005).

Segundo Greene (2008), para verificar qual é o modelo mais indicado a ser estimado efetua-se o teste de Hausman¹⁰, que assume uma distribuição qui-quadrada e verifica a existência de correlação entre os efeitos individuais e as diferentes variáveis explicativas. O

¹⁰ O teste de especificação de Hausman é definido como: $H = (\beta_{EA} - \beta_{EF})' (\beta_{EF} - \beta_{EF})^{-1} (\beta_{EA} - \beta_{EF})$ onde β_{EA} corresponde aos estimadores dos efeitos aleatórios; β_{EF} aos estimadores dos efeitos fixos; e $(\sum_{EF} - \sum_{EA})$ a matriz composta pela diferença entre as variáveis dos estimadores de efeitos fixos e aleatórios (GREENE, 2008).

teste possui as seguintes hipóteses:

H_0 : os estimadores dos efeitos fixos e efeitos aleatórios não diferem

H_A : os estimadores dos efeitos fixos e efeitos aleatórios diferem

Se a hipótese nula (H_0) do teste for aceita então não existe correlação entre os efeitos individuais e as variáveis explicativas, isto é, que as estimativas de GLS são consistentes e o modelo de efeitos aleatórios deve ser utilizado. Se a hipótese alternativa (H_A) for aceita, assume-se que existe correlação entre os efeitos individuais e as variáveis explicativas, isto é, o modelo de efeitos aleatórios é inconsistente, deve-se empregar o modelo de efeitos fixos.

Desse modo, o modelo de efeitos fixos segue o modelo encontrado em Greene (2008):

$$y_{it} = \alpha + X_{it}^j \beta + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Em que: y_{it} é o valor da unidade dependente para a unidade i no instante t ; α o valor do intercepto; X_{it}^j é o valor da j -ésima variável explicativa para a unidade i no instante t ($j = 1, \dots, K$); e ε_{it} é o termo de erro para a i -ésima unidade em t (GREENE, 2008).

Neste modelo, o termo correspondente aos efeitos individuais (α) mantém-se constante ao longo do tempo (t), sendo possível tratá-lo de forma aleatória para destacar a heterogeneidade individual. Para isso, o termo de efeitos individuais (α) passa a ser considerado como: $\alpha_{it} = \alpha_{it} + \mu_i$ em que $E(\mu_i) = 0$ (TABOSA, ARAÚJO e KHAN, 2012).

Como o objetivo do trabalho é verificar a elasticidade da pobreza na Região Nordeste, dadas variações na desigualdade da renda e na renda domiciliar *per capita*, estima-se o modelo log-linear abaixo:

$$\ln Pobre_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 \ln Gini_{it} + \beta_2 \ln Rpc_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Em que:

$\ln Pobre_{it}$ = consiste no logaritmo natural da proporção de pobres e da proporção de extremamente pobres do estado i no tempo t , ponderado para os domicílios particulares permanentes e calculado com base nas linhas de pobreza e extrema pobreza vigente no Programa Bolsa Família de, respectivamente, R\$140,00 e R\$70,00;

$\ln Gini_{it}$ = consiste no logaritmo natural do Índice de Gini do estado i no tempo t ;

$\ln Rpc_{it}$ = consiste no logaritmo natural da renda média domiciliar *per capita* do estado i no tempo t ;

β_1 = elasticidade desigualdade da pobreza;

β_2 = elasticidade renda da pobreza;

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

t = anos (2001,..., 2009).

Além disso, são estimadas as elasticidades renda e a desigualdade de renda para cada estado nordestino, por meio do método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), usando e equação (4), os dados dos domicílios da PNAD, para o mesmo período. Busca-se verificar quais foram as elasticidades em cada estado.

Marinho e Soares (2003) encontraram para os estados do Nordeste elasticidades renda e desigualdade abaixo de 1% no período de 1985 a 1999. Além disso, outros autores afirmaram que a desigualdade impacta mais nos níveis de pobreza do que o crescimento econômico. Dessa forma, espera-se verificar os valores das elasticidades de forma a verificar a existência de uma relação negativa entre a renda domiciliar *per capita* e a proporção de pobres, pois um aumento na renda faz com que ocorra uma redução no número de pobres e uma relação positiva entre a desigualdade de renda e a proporção de pobres.

4. ELASTICIDADE DA POBREZA NO NORDESTE: CARACTERIZAÇÃO E RESULTADOS

Antes de discutir os resultados das estimações das elasticidades renda e desigualdade de renda da pobreza, faz-se uma caracterização das informações usadas na estimação para o Nordeste a fim de verificar sua evolução.

A Figura 1 mostra a proporção de domicílios extremamente pobres nos estados do Nordeste. Ressalta-se que são considerados como extremamente pobres aqueles domicílios com renda monetária *per capita* inferior a R\$70,00 (BRASIL, 2011b). Em 2001, os estados com a maior proporção (na cor mais escura) foram Maranhão, Piauí, Ceará e Alagoas e os de menor proporção de extremamente pobres (na cor mais clara) foram Rio Grande do Norte e Sergipe. Em 2009, os estados com a maior proporção foram Maranhão e Alagoas e os de menor foram Rio Grande do Norte, Sergipe e Bahia. A proporção de domicílios extremamente pobres variava de 12% a 21% entre os estados, em 2001, e passou a variar de 6% a 11%, em 2009. Percebe-se uma grande redução da proporção de domicílios extremamente pobres nos estados. No entanto, destaca-se o valor ainda alto da proporção nos estados de Maranhão e Alagoas.

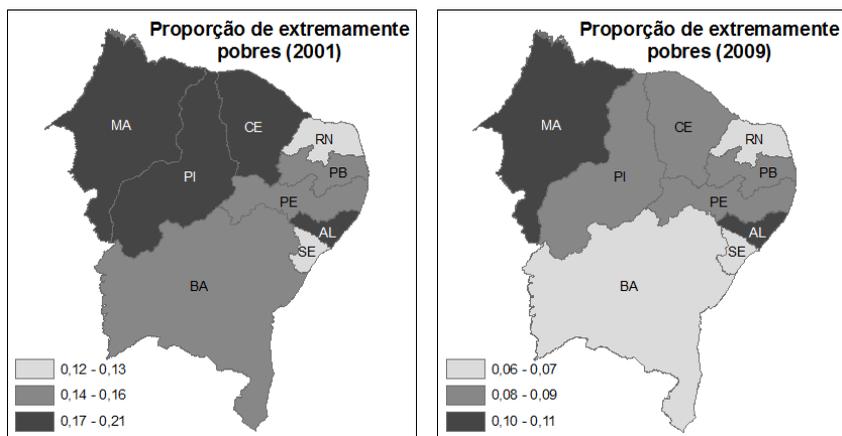


Figura 1 – Proporção de domicílios extremamente pobres nos estados do NE (2001 e 2009).

Fonte: Elaborado com dados da PNAD.

A Figura 2 mostra a proporção de domicílios pobres nos estados do Nordeste. Ressalta-se que são considerados como pobres

aqueles com renda monetária *per capita* inferior a R\$140,00 (BRASIL, 2011b) e esta medida incorpora a proporção de extremamente pobres. Em 2001, os estados com a maior proporção de extremamente pobres (na cor mais escura) foram Maranhão, Piauí e Alagoas e os de maior proporção (na cor mais clara) foram Rio Grande do Norte e Sergipe. Em 2009, o estado com a maior proporção foi Alagoas e os de menor foram Rio Grande do Norte, Pernambuco, Sergipe e Bahia. A proporção de variava de 34% a 46%, em 2001, passou a variar de 19% a 28%, em 2009. Percebe-se uma grande redução da proporção de pobres nos estados, com resultados parecidos aos encontrados para a proporção de extremamente pobres, com destaque para Alagoas que permanece alta proporção de pobres no período.

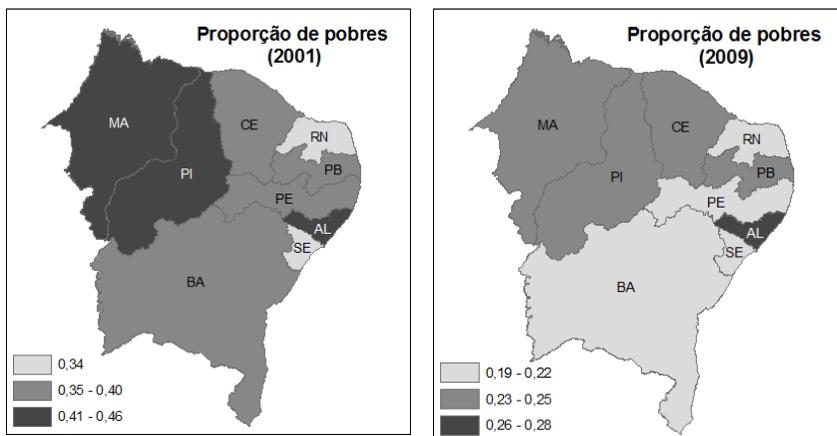


Figura 2 – Proporção de domicílios pobres nos estados do NE (2001 e 2009).
Fonte: Elaborado com dados da PNAD.

A Figura 3 mostra o Índice de Gini dos nove estados da Região Nordeste. Em 2001, os estados com menor desigualdade de renda foram Rio Grande do Norte e Sergipe e os de maior desigualdade de renda foram Piauí, Ceará, Paraíba, Pernambuco e Alagoas. Em 2009, o estado com a menor desigualdade foi Ceará e os de maior desigualdade foram Pernambuco e Sergipe. O índice que variava de 0,55 a 0,61, em 2001 e em 2009, respectivamente pouco mudou, pois a variação do índice foi de 0,54 a 0,60. O intervalo do

Índice de Gini permaneceu praticamente inalterado no período. No entanto, quando se observam os mapas, pode-se verificar que no Piauí, Pernambuco, Alagoas e principalmente Ceará houve redução da desigualdade. Em Sergipe, ocorreu o contrário, houve aumento da concentração de renda nos domicílios.

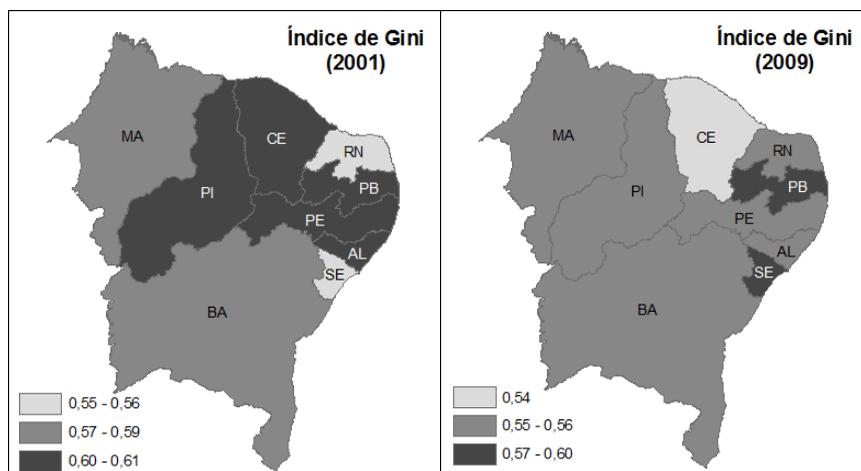


Figura 3 – Índice de Gini dos estados nordestinos (2001 e 2009).

Fonte: Elaborado com dados da PNAD.

A Figura 4 mostra a renda domiciliar *per capita* dos nove estados da Região Nordeste. Em 2001, os estados com menor valor da renda foram Maranhão, Alagoas e Piauí e os com maior valor da renda foram Ceará, Pernambuco e Bahia. Em 2009, os estados com menor renda permaneceram os mesmos, enquanto os com maior foram Bahia, Pernambuco e Rio Grande do Norte. A renda variava de R\$295,00 a R\$473,00, em 2001, e passou a variar de R\$408,00 a R\$588,00, em 2009. Verifica-se um aumento na renda em todos os estados e isso pode estar relacionado ao aumento das transferências de renda pelo Governo Federal, como mostra o Gráfico 1.

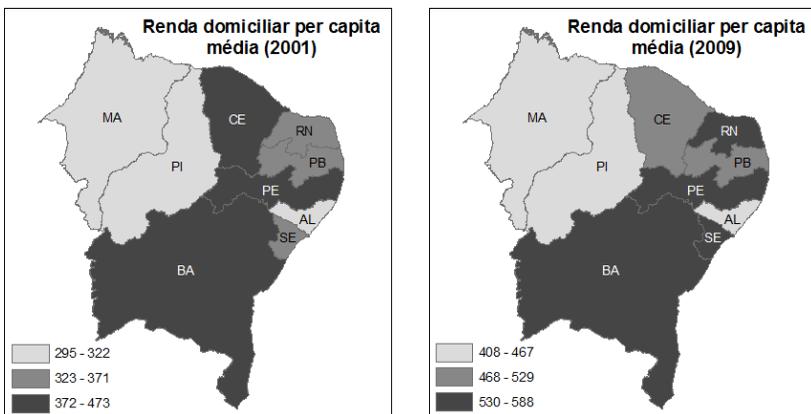


Figura 4 – Renda domiciliar *per capita* média dos estados nordestinos em 2001 e 2009.

Fonte: Elaborado com dados da PNAD.

O Gráfico 1 mostra que em todos os estados houve aumento da renda, com destaque para o ano de 2004, quando foi implementado o programa de distribuição de renda Bolsa Família.

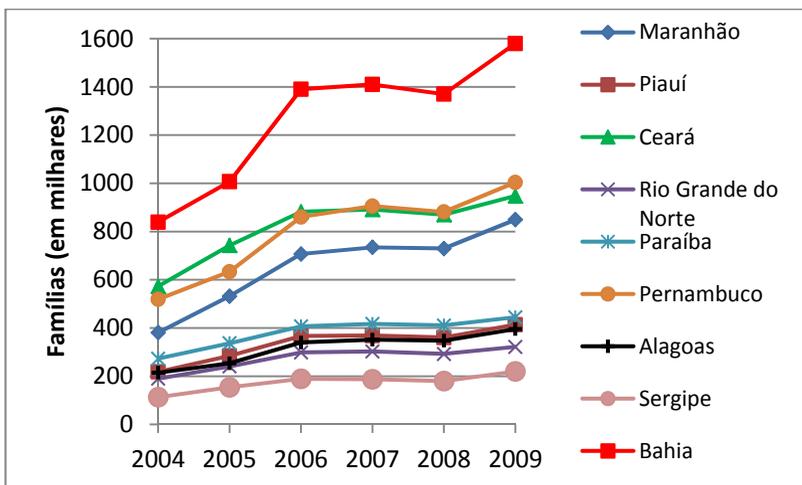


Gráfico 1: Evolução das famílias (em milhares) atendidas pelo Programa Bolsa Família nos estados nordestinos (2004 a 2009).

Fonte: Elaborado com dados do MDS.

Verifica-se que a Bahia é o estado com o maior número de famílias atendias pelo programa, chegando a mais de 1,5 milhões em 2009, enquanto Sergipe foi o de menor número com mais de 200 mil no mesmo ano. Observa-se que o número de atendidos pelo programa mantém relação com a população de cada estado.

As informações apresentadas nas figuras mostram a elevação da renda, a redução na proporção de pobres e na desigualdade de renda no período analisado. Dessa forma, estimou-se o modelo econométrico para verificar as elasticidades renda e desigualdade de renda da pobreza.

Para decidir sobre qual o modelo mais adequado a ser estimado, realizou-se o teste de Hausman para definir se o modelo possui efeito fixo ou aleatório. Os valores encontrados para o teste para os dados do Nordeste foram iguais a 7,04 para proporção de pobres e 6,96 para proporção de extremamente pobres. Comparando estes valores ao valor crítico da qui-quadrado com dois graus de liberdade ao nível de significância de 5%, se aceita a presença de efeitos fixos para ambos. A Tabela 1 mostra os resultados da estimação do modelo de efeitos fixos.

Tabela 1 – Resultado da estimação pelo modelo de efeitos fixos das elasticidades renda e desigualdade de renda da pobreza na Região Nordeste (2001 a 2009)

Variável	Proporção de Pobres		Proporção de Extremamente Pobres	
	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
Constante	7,65867*	0,00	9,19395*	0,00
LnGini	1,99279*	0,00	2,55149*	0,00
LnRpc	-1,27536*	0,00	-1,64318*	0,00
R-quadrado	0,963610		0,941120	
R-quadrado ajustado	0,958412		0,932709	
F-statistic	185,3630		111,8864	
Teste Hausman	7,03648 (0,03)		6,95865 (0,03)	

Fonte: Resultados da estimação.

Nota: (*) significa que a correlação é significativa a 1%.

Quando se observam os valores das estimações para o modelo fixo, tem-se um R^2 de valor alto que significa que as variações nas variáveis independentes explicam as variações na variável dependente. A estatística F também mostrou que o modelo global é estatisticamente significativo.

Para a proporção de pobres tem-se que um aumento de 1% no índice de Gini pode aumentá-la em 1,99% e um aumento de 1% na renda domiciliar *per capita* pode reduzi-la em 1,27%. Para a proporção de extremamente pobres tem-se que um aumento de 1% no índice de Gini pode aumentá-la em 2,55% e um mesmo aumento na renda domiciliar *per capita* pode reduzi-la em 1,64%. Verifica-se que a proporção de extremamente pobres são mais sensíveis às variáveis consideradas do que a proporção de pobres.

A Tabela 2 mostra o resultado da estimação das elasticidades renda e desigualdade de renda dos pobres e extremamente pobres para cada estado nordestino. Quando se observa os resultados das elasticidades para a proporção de pobres, verifica-se que para a maioria dos estados a elasticidade desigualdade de renda tem maior impacto na pobreza do que a elasticidade renda, com exceção de Sergipe, onde a renda apresenta maior influência sobre a redução da pobreza do que a desigualdade de renda. Os valores da elasticidade da desigualdade de renda ficaram entre 0,58% (Sergipe) e 3,26% (Pernambuco), mostrando que dado um aumento na desigualdade a pobreza aumenta. Os valores da elasticidade da renda ficaram entre 0,98% (Piauí) e 1,44% (Alagoas), mostrando que dado um aumento na renda a pobreza reduz.

Os resultados se mostraram os esperados. Quando se analisa a elasticidade da pobreza, é possível verificar que o aumento da renda reduz a pobreza e a desigualdade de renda aumenta a pobreza. No entanto, observa-se que ambas as proporções são mais sensíveis a variações no índice de Gini do que a variações na renda domiciliar *per capita*. As elasticidades renda e desigualdade foram superiores a 1%, como encontrado por Marinho e Soares (2003), denotando uma maior sensibilidade da pobreza a essas medidas.

Tabela 2 – Resultado da estimação das elasticidades renda e desigualdade de renda da pobreza nos estados do Nordeste (2001 a 2009)

Estados	Proporção de Pobres		Proporção de Extremamente Pobres	
	Elasticidade de Desigualdade	Elasticidade e Renda	Elasticidade Desigualdade	Elasticidade Renda
Maranhão	1,83814* (0,00)	-1,20458* (0,00)	2,80070* (0,00)	-1,32621* (0,00)
Piauí	2,12364* (0,00)	-0,98117* (0,00)	3,43971** (0,02)	-1,36038* (0,00)
Ceará	2,51998* (0,00)	-1,30930* (0,00)	3,69908* (0,00)	-1,42434* (0,00)
Rio Grande do Norte	1,61822* (0,00)	-1,35465* (0,00)	-0,0147424 (0,00)	-1,83270* (0,00)
Paraíba	2,26242* (0,00)	-1,35048* (0,00)	2,92070** (0,02)	-1,69237* (0,00)
Pernambuco	3,25882* (0,00)	-1,22310* (0,00)	3,53806* (0,00)	-1,52976* (0,00)
Alagoas	2,49268* (0,00)	-1,44223* (0,00)	2,49268* (0,00)	-1,44223* (0,00)
Sergipe	0,581452 (0,00)	-1,29122* (0,00)	0,620909 (0,00)	-1,92072* (0,00)
Bahia	2,57988* (0,00)	-1,34661* (0,00)	6,02326* (0,00)	-1,32749* (0,00)

Fonte: Resultados da estimação.

Nota: (*) significa que a correlação é significativa a 1% e (**) significativa a 5%. Entre parênteses encontra-se o p-valor.

Dessa forma, os resultados encontrados mostraram que o crescimento da renda não está “compensando” a redução da pobreza em função da desigualdade de renda existente, sendo as políticas de combate à pobreza através do crescimento mais efetivas se acompanhadas da redistribuição de renda, de acordo com Tabosa, Araújo e Khan (2012), Ravallion (1997) e Bouguignon (2002).

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os domicílios dos estados nordestinos apresentaram para o período analisado crescimento da renda *per capita* e redução do número de pobres. Dentre outros fatores, esta melhora pode estar relacionada ao crescente número de famílias atendidas pelos programas de transferência de renda. No entanto, a desigualdade na renda permaneceu praticamente igual no período analisado.

Os resultados das elasticidades renda e desigualdade de renda da pobreza mostraram-se os esperados. Pode-se verificar que um aumento na desigualdade de renda possui efeitos maiores sobre a redução da proporção de pobres do que um aumento na renda monetária. A proporção de domicílios extremamente pobres se mostrou mais sensível às variações na desigualdade e na renda. Isso mostra que o crescimento econômico sem a promoção da igualdade de renda é insuficiente para a redução da pobreza.

No entanto, os resultados encontrados para Sergipe chamam a atenção por mostrar que a renda monetária tem maior impacto na pobreza do que a desigualdade da renda, ao contrário do encontrado para os demais estados. Essa informação chama a atenção para as diferenças entre os estados e mostra a necessidade de se verificar mais de perto a evolução das informações consideradas e as realidades enfrentadas.

Portanto, a análise da pobreza, de forma a gerar informações a serem consideradas pelos formuladores de políticas públicas, mostra que estratégias de redução da desigualdade de renda são mais eficazes na redução da pobreza. Além disso, pontua-se que políticas de combate a pobreza teriam que articular políticas de melhoria distributiva com políticas de incentivo à educação, melhora na saúde e criação de novos postos de trabalho, por exemplo, para que os indivíduos conseguissem de forma mais efetiva sair da situação de penúria por meio de oportunidades como o acesso ao trabalho. Tais informações podem ser importantes ferramentas de avaliação da pobreza de forma a promover ações mais eficientes e de efeitos duradouros.

REFERÊNCIAS

ADAMS JR., R. H. Economic Growth, Inequality and Poverty: Estimating the Growth Elasticity of Poverty. **Word Development**, v. 32, n. 12, pp. 1980-2014, Elsevier, 2004.

BARROS, R. P. de; CARVALHO, M. de; FRANCO, S. O Índice de Desenvolvimento Familiar (IDF). **Texto para Discussão nº. 986**, Brasília: IPEA, 2003.

BARROS, R. P., HENRIQUES, R., MENDONÇA, R. Desigualdade e Pobreza no Brasil: retrato de uma estabilidade inaceitável. **RBCS**, vol. 15, n. 42, fevereiro, 2000.

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

BOURGUIGNON, F. The growth elasticity of poverty reduction: explaining heterogeneity across countries and time periods. Paris/Fr: DELTA, 2002. (Working Paper, 2002-03).

BRASIL (2004). Lei n. 10.836, de 9 de janeiro de 2004. Cria o Programa Bolsa Família e dá outras providências. **Presidência da República**. Brasília, DF, 9 jan. 2004. Disponível em: <<http://www.mds.gov.br/bolsafamilia/legislacao-1/leis/2004/Lei%2010836.pdf>>. Acesso em: 26 jan. 2012.

BRASIL (2009). Decreto Nº 6.917 de 30 de Julho de 2009. Altera os arts. 18, 19 e 28 do decreto nº 5.209, de 17 de setembro de 2004, que regulamenta a Lei nº 10.836, de 9 de janeiro de 2004, que cria o Programa Bolsa Família. **Presidência da República**. Brasília, 30 jul. de 2009. Disponível em: <<http://www.mds.gov.br/bolsafamilia/legislacao-1/decretos/2009/Decreto%206917.pdf>>. Acesso em: 08 dez. 2011.

BRASIL (2011a). Decreto Nº 7.492 de 2 de Junho de 2011. Institui o Plano Brasil Sem Miséria. **Presidência da República**. Brasília, 02 jun. de 2011. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2011-2014/2011/Decreto/D7492.htm>. Acesso em: 27 mar. 2012.

BRASIL (2011b). Nota MDS: O perfil da Extrema Pobreza no Brasil com base nos dados preliminares do universo do Censo 2010. **Ministério do Desenvolvimento Social e Combate a Fome**. Brasília, 02 mai. de 2011. Disponível em: <http://www.brasilsemmiseria.gov.br/wp-content/themes/bsm2nd/perfil_extrema_pobreza.pdf>. Acesso em: 27 mar. 2012.

CHEN, S. WANG, Y. **China's Growth and Proverty Reducion: 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).

COMIM, F.; BAGOLIN, I. P. Aspectos qualitativos da pobreza no Rio Grande do Sul. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 23, n. especial, p. 467-490, 2002.

DUCLOS, J. Y.; ARAAR, A.; FORTIN, C. **DAD: A software for distributive analysis/analyse distributive**, MIMAP programme, International Development Research Centre, Government of Canada, and CIRPÉE, Université Laval <<http://www.mimap.ecn.ulaval.ca>>, 2003.

FOSTER, J. E. Poverty Indices. In: JANVRY, A. de; KANBUR, R. (eds), **Poverty, Inequality and Development: Essays in Honor to Erik Thorbecke**. New York: Springer Science, 2006.

FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. A Class of Decomposable Poverty Measures. **Econometrica**, v. 52, n. 3, pp. 761-766, may. 1984.

FOSTER, J. E.; SEN, A. K. On Economic Inequality: After a Quarter Century. Annex to the Expanded Edition of A. Sen. **On Economic Inequality**. Oxford: Clarendon Press. Section A.6, 1997.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 6th ed., New Jersey: Pearson Prentice Hall, 2008.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

HOLLAND, M.; XAVIER, C. L. Dinâmica e competitividade setorial das exportações brasileiras: uma análise de painel para o período recente. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 14, n. 1 (24), pp. 85-108, jan./jun. 2005.

LITCHFIELD, J. A. **Inequality**: Methods and Tools. World Bank, March 1999.

PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS (PNAD). **Microdados – Pesquisa Básica**. Brasil, Rio de Janeiro: IBGE, 2001 a 2009. 9 CD-ROM.

MARIN, S. R.; OTTONELLI, J. Medida Multidimensional de Pobreza: um exercício em Palmeira das Missões – RS. **REDES**, Santa Cruz do Sul, v. 13, n. 3, p. 241 - 265, set/dez. 2008.

MARINHO, E.; SOARES, F. Impacto do crescimento econômico e da concentração de renda sobre a redução da pobreza nos estados brasileiros. In: Anais do Encontro Nacional e Economia, 31, Porto Seguro, BA, 2003. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2003/artigos/B36.pdf>>. Acesso em 10 abr. 2012.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO SOCIAL E COMBATE A FOME (MDS). **Secretaria de Avaliação e Gestão da Informação**. Disponível em: <<http://www.mds.gov.br>>. Acesso em: 26 jan. 2012.

OLIVEIRA, C.; LIMA, F. S. Impacto do crescimento, da concentração da renda e das transferências intergovernamentais sobre a pobreza nos municípios brasileiros. In: **Anais do Encontro Regional de Economia**, 9, Fortaleza, CE, 2003. Disponível em: <http://www.bnb.gov.br/content/aplicacao/ETENE/Anais/docs/mesa1_0_texto3.pdf>. Acesso em 10 abr. 2012.

OTTONELLI, J.; MARIN, S. R.; PORSSSE, M., GLASENAPP, S. A importância das medidas multidimensionais de pobreza para a administração pública: um exercício em Palmeira das Missões (RS). **Revista de Administração Pública**, Jun 2011, vol.45, no.3, p.837-859.

PICOLOTTO, V. da C. Pobreza como privação de capacitações no Rio Grande do Sul. In: **Anais do Encontro De Economia da Região Sul**, 8, 2005, Porto Alegre: ANPEC SUL, 2005.

PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO (PNUD). **Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil**, 2003. Disponível: <<http://www.pnud.org.br/rdh/>>. Acesso: 05/06/07.

PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO (PNUD). **Human Development Report 1997**: Human Development to eradicate poverty. New York: Oxford University Press, 1997.

PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO (PNUD). **Human Development Report 2007/2008**: Fighting climate change – Human solidarity in a divided world. New York: Oxford University Press, 2007.

PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO (PNUD). **Human Development Report 2010**: The Real Wealth of Nations – Pathways to Human Development. New York: Palgrave Macmillan, 2010.

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, May. 1997.

ROCHA, S. **Pobreza no Brasil**: Afinal, de que se trata? Rio de Janeiro, FGV, 2003.

ROCHA, S. Renda e pobreza no Brasil. **Rev. Bras. Estudos Pop.** 10(1-2), pp. 99-106. 1993.

ROCHA, S. Pobreza e Indigência no Brasil – algumas evidências empíricas com base na PNAD 2004. **Nova Economia**, Belo Horizonte, 16 (2), pp. 265-299, mai./ago., 2006.

ROLIM, C. Um índice de pobreza humana municipal para o Brasil. **Texto 17/2005**. Curitiba: CMDE/UFPR, 2005.

SANTOS, L. M. **Pobreza como privação de liberdade**: Um estudo de caso na favela do Vidigal no Rio de Janeiro. Dissertação (Mestrado

em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia. Rio de Janeiro: Universidade Federal Fluminense, 2007.

SEN, A. K. **Desenvolvimento como liberdade**. São Paulo: Companhia das Letras, 2000.

SEN, A. K. **Desigualdade Reexaminada**. Rio de Janeiro: Record, 2001 [1992].

SEN, A. K. Poverty: as ordinal approach to measurement. **Econometrica**, v. 44, pp. 437-46, mar. 1976.

SEN, A. K. **Poverty and Famines: An essay an entitlement and deprivation**. Oxford: Clarendon Press, 1981.

SEN, A. K. **Rationality and Freedom**. London: The Belknap Press of Harvard University Press, 2002.

SEN, A. K. Well-Being, agency and freedom (the Dewey Lectures, 1984). **The Journal of Philosophy**, v. 82, n. 4, p. 169-221, 1985.

SILVA, M. C. P. da; BARROS, R. P. Pobreza Multidimensional no Brasil. In **Anais do XXXIV Encontro Nacional da Anpec**, 2006. Disponível: http://www.anpec.org.br/encontro_2006.htm. Acesso: 10 de jul. 2007.

TABOSA, F. J. S.; ARAÚJO, J. A.; KHAN, A. S. **Elasticidades Renda e Desigualdade da Pobreza no Brasil**. Sobral: Laboratório de Estudos Regionais (LER), 2012. (Texto para Discussão 02). Disponível em: http://www.ler.ufc.br/arquivos/Texto%20para%20Discussao_02.pdf >. Acesso em 10 abr. 2012.

WORLD BANK INSTITUTE (WBI). **Introduction to Poverty Analysis**, 2005. Disponível em: http://info.worldbank.org/etools/docs/library/93518/Hung_0603/Hu_0603/HandbookPovertyAnalysisEng.pdf >. Acesso em: 10 de dez. 2011.