

# Crescimento econômico e desigualdade de renda: uma análise sobre pobreza e extrema pobreza na Região Nordeste do Brasil\*

Vladimir Faria dos Santos\*\*

Wilson da Cruz Vieira\*\*\*

*Doutor em Economia Aplicada e Professor Adjunto do Departamento de Ciências Econômicas de Campos da Universidade Federal Fluminense (UFF) e do Instituto de Ciências da Sociedade e Desenvolvimento Regional (ESR) Doutor em Ciências (Economia Aplicada) e Professor Associado do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (UFV)*

## Resumo

Este artigo tem como objetivo investigar a contribuição de dois fenômenos — crescimento econômico e redistribuição de renda — para a queda na pobreza absoluta da Região Nordeste do Brasil, no período de 2003 a 2012. Para isso, utilizou-se um método de decomposição baseado na teoria dos jogos cooperativos, especificamente no Valor de Shapley. Os resultados mostraram que o crescimento da renda foi o componente que mais explicou a queda na pobreza. Além disso, o rendimento proveniente do trabalho foi a categoria que mais contribuiu para variações na renda domiciliar *per capita* do nordeste brasileiro.

**Palavras-chave:** crescimento econômico; desigualdade de renda; Valor de Shapley

## Abstract

*This article aims to investigate the contribution of two factors — economic growth and income redistribution — to the fall in absolute poverty of the Northeast region of Brazil in the period from 2003 to 2012. To this end, we used decompositions based on the Shapley value, a solution concept for cooperative games. The results showed that the income growth was the component which most explained the fall in poverty from 2003 to 2012. In addition, labor income was the factor which most contributed to income per capita changes in the Northeast of Brazil.*

**Keywords:** economic growth; income inequality; Shapley value

## 1 Introdução

Em dezembro de 2015, a Declaração Universal dos Direitos Humanos completou 67 anos. Entre os direitos fundamentais do ser humano está o de um padrão de vida que garanta saúde e bem-estar, o que inclui alimentação, vestuário, habitação, cuidados médicos, dentre outros. No entanto, para boa parte da população mundial, isso não é assegurado. De acordo com a estimativa da Food and Agriculture Organization (FAO) (2010), órgão ligado à Organização das Nações Unidas (ONU), aproximadamente um bilhão de pessoas passa fome no mundo. Em virtude dessa situação, não apenas o direito à alimentação é violado, mas também os em relação à saúde, a uma moradia digna, à educação de qualidade, etc.

\* Artigo recebido em 19 jun. 2016  
Revisor de Língua Portuguesa: Breno Camargo Serafini

\*\* E-mail: vladi\_fs@yahoo.com.br

\*\*\* E-mail: wwieira@ufv.br

Embora haja alimentos suficientes para saciar a fome de toda a população do Planeta, uma grande parcela dela não possui renda suficiente para adquiri-los. Segundo a FAO (2009), mais de um bilhão de pessoas vive com menos de um dólar por dia, enquanto, para a Organização Mundial da Saúde (OMS) (1999), sobreviver com menos de dois dólares por dia é uma realidade para, aproximadamente, a metade da população mundial.

Ainda que a quantidade de pessoas desnutridas tenha caído entre 2009 e 2010 (a primeira vez em 15 anos), a parcela de seres humanos extremamente pobres — isto é, que não dispõe do mínimo necessário em termos de alimentação — ainda é significativa. Conforme a FAO (2010), do total de indivíduos nessa situação, a maioria vive em países em desenvolvimento, onde eles representam cerca de 16% do total dos habitantes dessas nações.

No caso do Brasil, a pobreza é um grave problema que tem raízes históricas. Desde que era colônia, o País já apresentava um grande contingente de pessoas que não tinham recursos suficientes para satisfazer suas necessidades básicas, isto é, viviam na miséria. A partir daí, o Brasil vem mantendo, em um alto patamar, esse desequilíbrio social.

É importante ressaltar que a pobreza brasileira tem caráter regional, sendo que sua incidência, independentemente dos indicadores utilizados, é mais elevada na Região Nordeste. Em 2012, por exemplo, a proporção de pobres, na Região, era cerca de 27%, a maior entre as cinco regiões do País.

Embora o número de pessoas pobres na Região Nordeste ainda seja grande, o que se vem observando, sobretudo a partir do ano de 2003, é uma queda nítida desse número. Comparando os anos de 2003 e 2012, a proporção de pobres diminuiu em mais de 50%, conforme a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) dos respectivos anos, passando de 58% para 27%.

Essa redução significativa pode estar relacionada a uma distribuição de renda menos desigual na Região Nordeste, tendo em vista que o número de pessoas abaixo da linha de pobreza pode variar conforme haja alterações no crescimento econômico e/ou na concentração de renda. No que tange à distribuição de rendimentos, observou-se que, na Nordeste, houve melhora entre os anos de 2003 e 2012. Conforme o Índice de Gini, a queda na desigualdade de renda foi de 6,5% no período citado, passando de 0,581 para 0,543.

Embora uma distribuição menos desigual da renda possa contribuir para a queda na pobreza, o crescimento nos rendimentos também é um fator importante nesse quesito. Como já ressaltado, o número de pobres pode cair tanto por meio da diminuição da desigualdade como pelo aumento da renda. Considerando os microdados das PNADs de 2003 e 2012, o crescimento do rendimento domiciliar *per capita* na Região Nordeste do Brasil foi superior a 77%. Esse significativo incremento de renda sugere que a queda na pobreza pode estar mais relacionada ao crescimento dos rendimentos do que à diminuição em sua concentração. Nesse sentido, a análise dos componentes da renda torna-se importante para explicar a redução do número de pobres.

Em virtude do crescimento dos rendimentos e da redução na desigualdade, observada nos últimos anos na Região Nordeste, este artigo tem como objetivo investigar as características da pobreza em termos de sua inter-relação com a desigualdade e com o crescimento econômico, no período de 2003 a 2012.

Além disso, por conta do significativo crescimento nos rendimentos, pretendeu-se desagregar o rendimento domiciliar *per capita* em suas diversas categorias, a saber: renda do trabalho; previdência; aluguéis e doações; juros e Bolsa Família; e outras rendas.

## 2 Relação entre nível de pobreza, crescimento e desigualdade

---

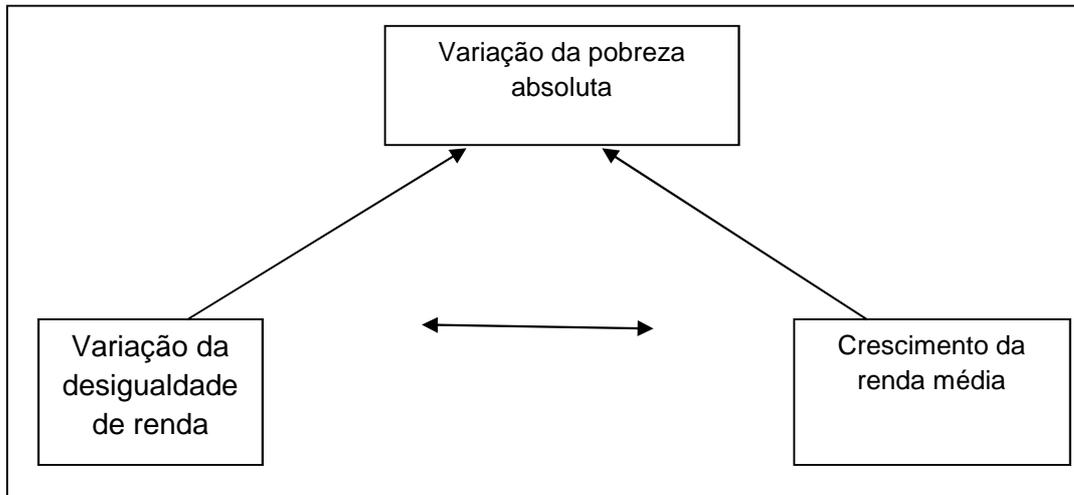
A redução na pobreza é determinada pela taxa de crescimento da renda média da população e pela sua redistribuição (queda na desigualdade). Portanto, de acordo com Bourguignon (2004), há uma clara relação entre pobreza, crescimento e desigualdade de renda. Essa relação é ilustrada na Figura 1.

Conforme a Figura 1, é possível descrever a variação na pobreza como função do crescimento econômico e da redistribuição da renda (desigualdade). Todavia é importante enfatizar que há uma inter-relação entre desigualdade e crescimento. Kuznets (1955) foi um dos pioneiros a abordar a relação existente entre iniquidade e crescimento econômico. O autor introduziu a famosa curva do U-invertido, que estabelece que, inicialmente, a distribuição de renda se torna mais desigual à medida que a renda cresce; porém, com o desenvolvimento do país, essa tendência se reverte, e a distribuição torna-se mais igualitária.

Após o trabalho de Kuznets (1955), diversos outros (teóricos e empíricos) surgiram, com o intuito de verificar a relação entre crescimento econômico e desigualdade de renda. Dentre esses, citam-se Kaldor (1957), Alesina e Rodrik (1991), Person e Tabellini (1994), Li e Zou (1998), Barro (2000), Forbes (2000), García-Peñalosa e Turnovsky (2006) e Jin (2009).

Figura 1

Inter-relação entre crescimento, desigualdade e pobreza



FONTE: Bourguignon (2004).

As evidências empíricas e teóricas não são conclusivas. Há trabalhos que encontraram uma relação negativa entre crescimento e desigualdade. Alesina e Rodrik (1991), por exemplo, desenvolveram um modelo de crescimento econômico endógeno, utilizando trabalho e capital como fatores de produção, para analisar o relacionamento entre política e crescimento econômico, considerando os conflitos distributivos existentes entre os agentes. Por meio do teorema do votante mediano, os autores verificaram que a desigualdade é um fator que reduz o crescimento econômico, visto que a má distribuição de renda tende a influenciar o votante mediano a preferir maior tributação sobre o capital, que, por sua vez, reduz o crescimento da renda.

Seguindo a mesma linha de Alesina e Rodrik (1991), Persson e Tabellini (1994) desenvolveram um modelo teórico para relacionar crescimento econômico, desigualdade de renda e instituições políticas. De forma geral, o resultado dos autores evidenciou uma relação negativa entre desigualdade e crescimento. A explicação para isso estaria no fato de que a má distribuição da renda tende a gerar políticas que não protegem os direitos de propriedade e não permitem a completa apropriação privada dos retornos do investimento. Nesse cenário, portanto, os incentivos ao investimento são baixos, e, por consequência, a taxa de crescimento econômico fica aquém do que poderia acontecer.

Por outro lado, há estudos que não encontraram relação negativa entre a má distribuição de riqueza e o crescimento da economia. Como exemplo, pode-se citar García-Peñalosa e Turnovsky (2006). Esses autores analisaram a relação entre crescimento e desigualdade de riqueza baseados na pressuposição de que a taxa de crescimento da economia e a distribuição de renda são, ambas, endógenas e influenciadas por mudanças estruturais e políticas macroeconômicas. Seus resultados evidenciaram que taxas de crescimento maiores estão associadas à distribuição mais desigual da riqueza.

Li e Zou (1998) também investigaram o relacionamento entre desigualdade e crescimento. Assim como García-Peñalosa e Turnovsky (2006), os autores observaram, de forma tanto teórica como empírica, que, ao incorporar o consumo público na função de utilidade, a má distribuição de renda pode proporcionar taxas de crescimento maiores. Esse mesmo resultado foi obtido por Forbes (2000), que encontrou uma relação positiva, no curto e no médio prazo, entre crescimento e desigualdade.

É importante enfatizar que há também trabalhos que verificaram relação ambígua em seus resultados. Dentre esses, podem-se citar Barro (2000) e Jin (2009). Especificamente, Barro (2000) encontrou uma relação negativa entre crescimento e desigualdade em países pobres, mas uma relação positiva quando foram considerados os países mais ricos. É importante também ressaltar a discussão que há sobre o efeito do crescimento econômico sobre a pobreza e sua inter-relação com o nível de desigualdade.

Como já foi destacado, o crescimento econômico e a iniquidade distributiva estão inter-relacionados, sendo que a eficiência com que o primeiro afeta a pobreza depende de como a renda é distribuída. Conforme Heltberg (2002), uma distribuição de renda desigual é um sério impedimento para que haja redução do número de pobres. De forma geral, o efeito do crescimento da renda sobre a pobreza é, em si, uma função do grau de desigualdade. Isto é, quanto menos desigual for a distribuição de rendimentos, maior tende a ser o impacto gerado pelo progresso econômico (elevação da renda).

Ravallion (1997) também forneceu uma importante contribuição nesse sentido. As perguntas que esse autor buscou responder foram as seguintes: as pessoas pobres que moram em países cuja desigualdade de renda é elevada possuem as mesmas perspectivas de escapar da pobreza que aquelas que vivem em países com baixa desigualdade? Há a possibilidade de que a desigualdade, em um patamar muito elevado, impeça a redução da pobreza absoluta, mesmo havendo condições iniciais e políticas que são favoráveis ao crescimento econômico? Em última instância, essas perguntas buscam relacionar os três componentes já citados (pobreza, desigualdade e crescimento econômico). Por meio de um modelo empírico, Ravallion (1997) observou que a alta desigualdade tende a reduzir o impacto favorável do crescimento sobre a pobreza. Conforme os resultados desse autor, a elasticidade com respeito ao crescimento econômico reduz-se, fortemente, com o aumento da concentração de renda. Em outras palavras, o efeito do crescimento da renda sobre a pobreza é menor em países com alta desigualdade do que em países com baixa iniquidade distributiva. Nesse cenário, políticas que busquem conciliar crescimento e redistribuição seriam a melhor estratégia para combater a pobreza, como foi enfatizado por Barros e Mendonça (1995). No entanto, esses autores ressaltaram que, no caso do Brasil, o alto índice de desigualdade permitiria que a pobreza fosse diminuída, de forma significativa, sem que houvesse crescimento econômico, necessitando, entretanto, a redução dos níveis de concentração de renda a patamares similares aos observados nos países da América Latina.

No Brasil, há trabalhos que buscaram quantificar a contribuição do crescimento e da redistribuição da renda sobre a pobreza. Ferreira, Leite e Litchfield (2008), por exemplo, utilizaram um método, proposto por Datt e Ravallion (1992), para decompor a variação na pobreza em dois componentes: crescimento e concentração (desigualdade). Os autores analisaram três subperíodos, abrangendo os anos de 1981 a 2004. Houve queda na proporção de pobres nos seguintes períodos: 1993-2004 e 1981-2004. No primeiro, o fator crescimento foi o principal responsável pela queda do número de pobres, enquanto o fator redistribuição reforçou o efeito crescimento. Todavia, ao considerar o segundo período, a redução observada nos índices de pobreza deveu-se, exclusivamente, ao fator crescimento.

Assim como Ferreira, Leite e Litchfield (2008), Marinho e Soares (2003) também aplicaram a decomposição de Datt e Ravallion (1992). Os autores avaliaram os 26 estados do Brasil, para o período de 1985 a 1999. Na maioria dos estados, o crescimento da renda foi o principal responsável pela variação na pobreza. Especificamente nos estados da Região Nordeste, 55,7% da mudança na proporção de pobres foi devido a esse fator.

Em uma análise para o Estado de Minas Gerais, Araújo, Figueirêdo e Salvato (2009) estudaram, para o período de 1970 a 2000, a inter-relação entre crescimento, desigualdade e pobreza. Os autores usaram um método de decomposição baseado no Valor de Shapley e verificaram que a variação da renda média foi o principal componente para explicar a variação na pobreza e na extrema pobreza.

Por outro lado, Barros *et al.* (2006) constataram que, entre os anos de 2001 e 2004, a redução na concentração de renda brasileira explicou, completamente, a queda na pobreza. Esse resultado está relacionado ao fato de que a renda *per capita*, no período, sofreu redução e que a desigualdade declinou.

## 3 Metodologia

Para alcançar os objetivos propostos, utilizou-se uma metodologia de decomposição baseada na teoria dos jogos cooperativos, especificamente no Valor de Shapley. Para melhor entender esse método, é necessário apresentar, primeiramente, uma breve discussão a seu respeito.

### 3.1 Valor de Shapley

O Valor de Shapley é um conceito de solução para jogos cooperativos que permite ou sugere a divisão de lucros ou custos comuns advindos de uma grande coalizão. Seja  $N = \{1, 2, \dots, m\}$  um conjunto finito de jogadores. Então, um subconjunto não vazio de  $N$  é chamado de coalizão.

Para cada coalizão  $S \subseteq N$ ,  $v(S)$  é um valor, positivo ou negativo, que está disponível para a divisão entre os membros da coalizão  $S$ . Essa divisão é realizada com base na contribuição marginal média de cada jogador à coalizão.

Conforme Osborne e Rubinstein (1994), a contribuição marginal do jogador  $i$  para qualquer coalizão  $S$ , com  $i \notin S$ , em um dado jogo, pode ser mensurada da seguinte maneira:

$$\Delta_i(S) = v(S \cup \{i\}) - v(S). \quad (1)$$

Assim, o Valor de Shapley do jogador  $i$ , denotado por  $\phi_i^S(v)$ , é dado por:

$$\phi_i^S(v) = \frac{1}{|N|!} \sum_{R \in \mathfrak{R}} \Delta_i(S_i(R)), \text{ para cada } i \in N, \tag{2}$$

em que  $\mathfrak{R}$  é o conjunto de todas ordenações de  $|N|!$ , e  $S_i(R)$  é o conjunto dos jogadores antecedentes a  $i$  na ordenação  $\mathfrak{R}$ . Por conversão,  $0! = 1$  e  $v(\emptyset) = 0$ .

### 3.2 Decomposição de Shapley<sup>1</sup>

Para demonstrar a decomposição de Shapley, é necessário, primeiramente, definir uma linha de pobreza, que, nesse caso, será denotada por  $z$ . Dessa forma, o nível de pobreza no tempo  $t$  pode ser expresso como uma função,  $P(\mu_t, L_t)$ , da renda média ( $\mu_t$ ) e da Curva de Lorenz ( $L_t$ ). O fator de crescimento na variação da pobreza, entre o período  $t$  e  $t+n$ , é denotado por  $G = \frac{\mu_{t+n} - \mu_t}{\mu_t} = \frac{\mu_{t+n}}{\mu_t} - 1$ , enquanto o fator redistribuição, que é relacionado com a Curva de Lorenz, é dado por  $D = L_{t+n} - L_t$ .

Neste trabalho, foram adotadas as medidas de pobreza  $P_\alpha$ , desenvolvidas por Foster, Greer e Thorbecke (1984). Essas medidas são amplamente utilizadas na literatura que trata da pobreza. Então, uma variação na classe  $P_\alpha$  é dada pela seguinte equação:

$$\Delta P_\alpha = P_\alpha(\mu_{t+n}, L_{t+n}) - P_\alpha(\mu_t, L_t) \tag{3}$$

Substituindo o fator crescimento,  $G = \frac{\mu_{t+n} - \mu_t}{\mu_t}$ , e o fator redistribuição,  $D = L_{t+n} - L_t$ , na equação (3), obtem-se:

$$\begin{aligned} \Delta P_\alpha &= P_\alpha(\mu_t(1+G), L_t + D) - P_\alpha(\mu_t, L_t) \\ &= v_\alpha(G, D) \end{aligned} \tag{4}$$

A expressão do lado direito de (4), portanto, é a função  $v$  que fornece a contribuição, conjuntamente, de  $G$  e  $D$  para a variação de  $P_\alpha$ . O próximo passo, então, é obter, individualmente, as parcelas de  $G$  e  $D$ .

Dado que há somente dois fatores ( $G$  e  $D$ ), as ordenações possíveis são  $N! = 2! = 2$ , ou seja:  $\{G, D\}$  e  $\{D, G\}$ . As contribuições marginais do crescimento e da redistribuição para uma dada mudança da pobreza ( $\Delta P$ ) são dadas no Quadro 1:

Quadro 1

Decomposição do Valor de Shapley

Contribuições marginais	Ordenação de N!	Cálculos das contribuições marginais
G	{G, D}	$v(G) - v(\emptyset) = v(G)$
	{D, G}	$v(D, G) - v(D) = v(D, G) - v(D)$
	Somatório	$v(D, G) - v(D) + v(G)$
D	{G, D}	$v(G, D) - v(G) = v(G, D) - v(G)$
	{D, G}	$v(D) - v(\emptyset) = v(D)$
	Somatório	$v(G, D) - v(G) + v(D)$

Por meio do Quadro 1 e tomando  $N! = 2$ , é possível encontrar o Valor de Shapley referente aos componentes crescimento ( $G$ ) e redistribuição ( $D$ ), respectivamente:

$$\phi_G^S(v) = \frac{1}{2} [v(G, D) - v(D) + v(G)] \tag{5}$$

<sup>1</sup> Esta seção é baseada em Baye (2006).

$$\phi_D^S(v) = \frac{1}{2} [v(G, D) - v(G) + v(D)] \quad (6)$$

Na ausência de crescimento, G toma o valor de zero, e a variação na pobreza decorrente somente da redistribuição torna-se, conforme a equação (46):

$$v(D) = P(\mu_t, L_{t+n}) - P(\mu_t, L_t). \quad (7)$$

Por outro lado, assumindo que  $D = 0$ , tem-se:

$$v(G) = P(\mu_{t+n}, L_t) - P(\mu_t, L_t). \quad (8)$$

Substituindo as equações (4), (7) e (8) pelas equações (5) e (6), encontra-se, respectivamente, a expressão completa das contribuições do crescimento e da redistribuição sobre a mudança nas classes  $P_\alpha$ :

$$\begin{aligned} \phi_{\alpha G}^S(v) &= \frac{1}{2} \{P_\alpha(\mu_{t+n}, L_{t+n}) - P_\alpha(\mu_t, L_t) - [P_\alpha(\mu_t, L_{t+n}) - P_\alpha(\mu_t, L_t)] \\ &+ [P_\alpha(\mu_{t+n}, L_t) - P_\alpha(\mu_t, L_t)]\} = \frac{1}{2} \{P_\alpha(\mu_{t+n}, L_{t+n}) - P_\alpha(\mu_t, L_{t+n}) + P_\alpha(\mu_{t+n}, L_t) - P_\alpha(\mu_t, L_t)\} \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \phi_{\alpha D}^S(v) &= \frac{1}{2} \{P_\alpha(\mu_{t+n}, L_{t+n}) - P_\alpha(\mu_t, L_t) - [P_\alpha(\mu_{t+n}, L_t) - P_\alpha(\mu_t, L_t)] \\ &+ [P_\alpha(\mu_t, L_{t+n}) - P_\alpha(\mu_t, L_t)]\} \\ &= \frac{1}{2} \{P_\alpha(\mu_{t+n}, L_{t+n}) - P_\alpha(\mu_{t+n}, L_t) + P_\alpha(\mu_t, L_{t+n}) - P_\alpha(\mu_t, L_t)\} \end{aligned} \quad (10)$$

Diante disso, é possível verificar que a variação total na pobreza é a soma dos componentes crescimento e redistribuição dado pelas contribuições de Shapley:

$$\Delta P_\alpha = \phi_{\alpha G}^S(v) + \phi_{\alpha D}^S(v) \quad (11)$$

Dentre os trabalhos que aplicaram o método, tem-se Baye (2006). O autor aplicou a decomposição de Shapley, para quantificar a contribuição do crescimento e da desigualdade para a variação na pobreza, na República de Camarões. De acordo com os resultados, a pobreza, em Camarões, aumentou entre os anos de 1984 e 1996. Por conta da queda na renda média, o fator crescimento foi o principal responsável pela piora nos índices de pobreza.

Zhang e Wan (2006) também aplicaram a metodologia de decomposição baseada no Valor de Shapley. Os autores tinham como objetivo analisar a evolução da pobreza rural na China. Foi observado que a pobreza, na área rural, aumentou na segunda metade da década de 90 do século passado e que a desigualdade foi a principal responsável por esse crescimento.

O trabalho de Kolenikov e Shorrocks (2005) analisa a pobreza de diversas regiões da Rússia. Para isso, usa a decomposição de Shapley. Dentre os resultados encontrados pelos autores, observou-se que a variação na pobreza regional era devida, principalmente, às diferenças na desigualdade entre as regiões.

É importante destacar que a decomposição baseada no Valor de Shapley apresenta algumas vantagens com relação a outros similares (por exemplo, decomposição de Datt e Ravallion), tais como: inexistência de um resíduo (o método é exato) e simetria entre os períodos inicial e final<sup>2</sup>.

### 3.3 Medidas de pobreza

Como foi enfatizado, para aplicar a decomposição de Shapley é necessário, primeiramente, definir as medidas de pobreza. As medidas que serão utilizadas neste trabalho pertencem à classe  $P_\alpha$ , especificamente  $P_0$ ,  $P_1$  e  $P_2$ , que representam, conforme Ferreira e Litchfield (2000), a proporção de pobres; o déficit de pobreza, diferença entre a linha de pobreza e os rendimentos dos pobres; e a desigualdade entre os pobres, respectivamente. A classe  $P_\alpha$  foi desenvolvida por Foster, Greer e Thorbecke (1984) e pode ser sintetizada da seguinte forma:

<sup>2</sup> Para mais detalhes sobre métodos de decomposição, ver Baye (2006).

$$P_{\alpha} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left( \frac{z - y_i}{z} \right)^{\alpha}, \alpha = 0,1,2, \quad (12),$$

em que  $z$  é linha de pobreza,  $y_i$  é a renda domiciliar *per capita* do  $i$ -ésimo domicílio, e  $q$  é o número de domicílios.

Por meio da equação (12), nota-se que a linha de pobreza é de fundamental importância para obter os índices. No Brasil, não há uma linha de pobreza oficial, e sua escolha é feita de forma arbitrária. Assim, optou-se por utilizar, conforme Hoffmann (2000) e Helfand, Rocha e Vinhais (2009), as linhas de pobreza e extrema pobreza baseadas no salário mínimo (SM). A linha de pobreza absoluta foi fixada em meio salário mínimo de 2003, enquanto a de extrema pobreza, em um quarto do SM.

### 3.4 Fonte e tratamento dos dados

A base de dados utilizada neste trabalho foi oriunda da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, referente aos anos de 2003 e 2012. Optou-se por iniciar a análise a partir de 2003, porque foi o ano em que a desigualdade e a pobreza começaram a declinar de forma significativa e persistente. A linha de pobreza e o rendimento domiciliar *per capita* (*proxy* para crescimento econômico) foram corrigidos, para refletir os valores de setembro de 2012, utilizando o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)<sup>3</sup>.

O *software* que foi utilizado para realizar as estimativas é o STATA 12. A decomposição da variação da pobreza foi calculada usando o Distributive Analyse Stata Package (DASP), em sua versão 2.1, desenvolvido por Araar e Duclos (2009).

## 4 Resultados e discussão

As estimativas de pobreza absoluta dependem da escolha de uma linha que separa os pobres dos não pobres. No Brasil, como já citado, não há uma linha de pobreza (LP) oficial. Assim, utilizou-se meio salário mínimo de setembro de 2003 para defini-la enquanto tal e um quarto do SM para a extrema pobreza. Essas linhas foram corrigidas para refletir os valores de setembro de 2012, utilizando o INPC do IBGE. O salário mínimo em 2003 era de R\$ 240, o que gerou uma linha de pobreza e de extrema pobreza de R\$ 120 e R\$ 60 respectivamente. Esses valores, em 2012, corresponderam, respectivamente, a R\$ 191,62 e R\$ 95,81.

Com base nessas linhas, foram calculados os índices de pobreza da classe Foster, Greer e Thorbecke (FGT) para os anos de 2003 e 2012, que podem ser observados na Tabela 1.

Tabela 1

Medidas de pobreza da classe Foster, Greer e Thorbecke na Região Nordeste do Brasil — 2003 e 2012

ÍNDICES DE POBREZA	POBREZA		EXTREMA POBREZA	
	2003	2012	2003	2012
$P_0$ .....	0,5780	0,2699	0,2893	0,1001
Erro-padrão .....	0,006	0,005	0,006	0,004
$P_1$ .....	0,2773	0,1124	0,1151	0,0449
Erro-padrão .....	0,004	0,003	0,003	0,002
$P_2$ .....	0,1728	0,0675	0,0682	0,0282
Erro-padrão .....	0,004	0,002	0,002	0,001

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2012).

Conforme a Tabela 1, que apresenta também os respectivos erros-padrão, nota-se o grande problema que é a pobreza e a indigência na Região Nordeste. Considerando a proporção de pobres ( $P_0$ ), observa-se que, em 2003, mais da metade da população nordestina vivia abaixo da LP. Em outras palavras, 57,8% dos habitantes da Região viviam com renda domiciliar *per capita* inferior a R\$ 191,62 (valores de setembro de 2012).

<sup>3</sup> A justificativa por utilizar o salário mínimo de 2003, e não o de 2012, para gerar as linhas de pobreza é devido ao fato de que qualquer aumento real do SM contribui para a queda na pobreza. Se fosse utilizado o SM de 2008, a linha de pobreza seria superestimada, o que subestimaria o feito do crescimento real do SM sobre a redução na pobreza e na extrema pobreza.

Ainda que o índice  $P_0$  seja uma boa medida para refletir a situação da pobreza, ele não leva em conta a distância dos rendimentos dos pobres em relação à LP, ou seja,  $P_0$  não tem a capacidade de captar a profundidade (intensidade) da pobreza. A medida  $P_1$  (déficit de pobreza), por outro lado, fornece essa informação. De acordo com esse índice, observa-se que, em 2003, os rendimentos dos indivíduos estavam, na média, bem abaixo da LP (0,277).

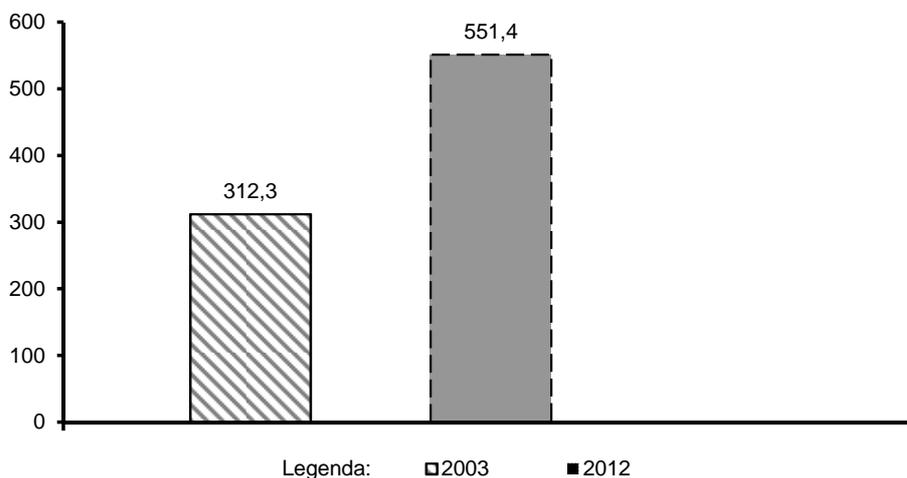
O índice  $P_2$ , diferentemente de  $P_0$  e  $P_1$ , incorpora a desigualdade de rendimentos existentes entre os pobres, isto é, ele é capaz de mostrar quão dispersos são os indivíduos abaixo da linha de pobreza. Em 2003, esse índice foi de cerca de 0,173. Além de possuir uma grande quantidade de pobres e elevado déficit de pobreza, a Região Nordeste também possuía grande dispersão entre os indivíduos abaixo da LP. Isto é, a desigualdade de renda entre os pobres era extremamente grande.

Com relação ao ano de 2012, verificou-se uma melhora expressiva. Houve queda na pobreza de acordo com todas as medidas. A proporção de pobres diminuiu, aproximadamente, 30 pontos percentuais (p.p.), o que mostra que um número significativo de pessoas ultrapassou a linha de pobreza. O déficit de pobreza também melhorou de forma intensiva. Seu valor caiu cerca de 60%, indicando que aqueles indivíduos que permaneceram abaixo da LP ficaram menos pobres. Por fim, a queda de 61% no índice  $P_2$  sugere que os rendimentos entre as pessoas mais pobres da Região Nordeste ficaram menos desiguais.

Na Tabela 1 também é possível observar os índices da classe FGT aplicados à extrema pobreza. Por extrema pobreza (*food poverty*), entende-se a insuficiência de rendimentos para atender às necessidades mínimas de alimentação (Rocha, 1996). Nesse sentido, nota-se que, do total de pobres existentes em 2003, metade deles não tinha renda suficiente para adquirir uma cesta alimentar que pudesse suprir suas necessidades calóricas<sup>4</sup>. Embora esses números sejam elevados, eles estão numa trajetória descendente. Em menos de 10 anos, a proporção de pessoas abaixo da linha de indigência caiu, aproximadamente, 19 p.p., o que mostra que uma grande parte da população nordestina passou a ter renda domiciliar *per capita* acima de R\$ 95,81. A mesma tendência de queda é verificada nos outros dois índices. A redução de  $P_1$  e  $P_2$  foi de 61% e 59% respectivamente, revelando que as pessoas indigentes ficaram mais próximas da linha de extrema pobreza e que a desigualdade de renda entre elas se tornou menos acentuada.

A queda significativa dos índices de pobreza e de indigência está estreitamente relacionada ao crescimento nos rendimentos da população nordestina. Esse crescimento pode ser observado na Figura 1.

Figura 1

Rendimento domiciliar *per capita* médio na Região Nordeste do Brasil — 2003 e 2012

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2012).

Por meio da Figura 1, observa-se que, entre os anos de 2003 e 2012, a renda domiciliar *per capita* (RDPC), na Região Nordeste, cresceu, aproximadamente, 77%. Todavia é importante frisar que o aumento na renda domiciliar *per capita* não necessariamente reduz a pobreza. É importante saber quais são as pessoas que estão sendo beneficiadas por tal crescimento. No intuito de analisar quais são os grupos que obtiveram os melhores ganhos, calculou-se a taxa de crescimento da renda média por décimo da distribuição (Tabela 2).

<sup>4</sup> É importante frisar que a PNAD não registra a produção de autoconsumo. Esse fato pode levar a uma superestimação da pobreza e da extrema pobreza.

Tabela 2

Taxa percentual de crescimento da renda *per capita* média, por décimo da distribuição, na Região Nordeste do Brasil — 2003-12

DÉCIMOS	REGIÃO NORDESTE
Primeiro .....	108,8
Segundo .....	108,2
Terceiro .....	105,6
Quarto .....	104,6
Quinto .....	101,3
Sexto .....	94,7
Sétimo .....	90,0
Oitavo .....	79,6
Nono .....	67,1
Décimo .....	56,8

FORNTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2012).

Conforme a Tabela 2, em todos os décimos da distribuição, houve crescimento significativo da renda *per capita* média no período 2003-12, embora nem todos tenham se beneficiado de forma homogênea. A parcela da população que forma a base da distribuição teve o melhor desempenho. A renda *per capita* média dos 10 por cento mais pobres mais que dobrou em nove anos (108,8%). Já para as pessoas do segundo décimo da distribuição, o crescimento foi de 108,2%. O aumento observado no período foi de suma importância para a queda do número de pobres e de indigentes na Região Nordeste.

Pelo que já foi discutido, a queda na pobreza pode ser explicada tanto pelo crescimento da renda como por sua redistribuição. De acordo com o que foi apresentado até o momento, a Nordeste teve ganhos expressivos em termos de rendimentos; porém, é necessário considerar os benefícios advindos da redistribuição de renda. A questão da desigualdade, então, pode ser melhor observada, quando se considera a parcela da renda total apropriada pelos décimos da distribuição (Tabela 3).

Tabela 3

Parcela dos rendimentos apropriados pelos décimos da distribuição, na Região Nordeste do Brasil — 2003 e 2012

DÉCIMOS	2003	2012
Primeiro .....	0,009	0,011
Segundo .....	0,020	0,024
Terceiro .....	0,028	0,033
Quarto .....	0,037	0,042
Quinto .....	0,046	0,053
Sexto .....	0,059	0,065
Sétimo .....	0,076	0,082
Oitavo .....	0,102	0,107
Nono .....	0,149	0,144
Décimo .....	0,476	0,438

FORNTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2012).

Conforme a Tabela 3, verifica-se que os 10% mais ricos da Região Nordeste continuam com a enorme fatia da renda total. Em 2003, essa parcela da população detinha mais de 47% da renda gerada na Região. Por outro lado, considerando o mesmo ano, o primeiro décimo da distribuição não detinha nem 1% da renda total, o que mostra o grande problema distributivo. Embora a desigualdade de rendimentos ainda seja alta, o cenário melhorou de 2003 para 2012. O topo da distribuição perdeu participação na renda total, passando de 47,5% para 43,8% (uma queda de 8,0%), enquanto o primeiro décimo aumentou sua fração, passando de 0,009 para 0,01 (crescimento de 22%). Portanto, houve uma melhor redistribuição de renda na Região Nordeste do País.

Por meio das Tabelas 2 e 3, não é possível saber, *a priori*, qual fator foi mais importante para explicar a queda na pobreza, se foi o crescimento nos rendimentos ou a queda na desigualdade. Assim, utilizou-se a decomposição baseada no Valor de Shapley, para quantificar a contribuição exata de cada fator. Os resultados e os respectivos erros-padrão podem ser vistos na Tabela 4.

Tabela 4

Decomposição da pobreza e da extrema pobreza, segundo crescimento ( $\phi_G^S$ ) e redistribuição ( $\phi_D^S$ ), na Região Nordeste do Brasil — 2003-12

ÍNDICES DE POBREZA	POBREZA			EXTREMA POBREZA		
	$\phi_G^S(v)$	$\phi_D^S(v)$	$\Delta P_i$	$\phi_G^S(v)$	$\phi_D^S(v)$	$\Delta P_i$
$P_0$ .....	-0,2518	-0,0562	-0,3080	-0,1462	-0,0425	-0,1887
Erro-padrão .....	0,0116	0,0148	0,0081	0,0074	0,0096	0,0074
$P_1$ .....	-0,1330	-0,0319	-0,1649	-0,0567	-0,0134	-0,0701
Erro-padrão .....	0,0065	0,0085	0,0056	0,0030	0,0045	0,0041
$P_2$ .....	-0,0847	-0,0206	-0,1053	-0,0324	-0,0074	-0,0398
Erro-padrão .....	0,0042	0,0058	0,0044	0,0018	0,0030	0,0029

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2012).

De acordo com a Tabela 4, nota-se que, pela magnitude dos erros-padrão, é possível rejeitar a hipótese de que os componentes são estatisticamente iguais a zero, sendo que a grande maioria está no nível de 1%. Assim, a variação na pobreza é influenciada pelos dois componentes, crescimento e desigualdade.

No que se refere às estimativas dos componentes, observa-se que, numa situação em que a distribuição de renda permanecesse constante — isto é, ao seu nível de 2003 —, o crescimento da renda domiciliar *per capita* média teria sido responsável pela redução de, aproximadamente, 25 p.p. na proporção de pobres ( $P_0$ ). Em termos de extrema pobreza, o componente crescimento teria reduzido o nível de indigência, dada a desigualdade constante, em 14,6 p.p. O fator redistribuição (desigualdade) reforçou o efeito crescimento, embora em menor proporção. Em um cenário em que o crescimento econômico tivesse permanecido inalterado, a queda da desigualdade teria reduzido a pobreza em 5,6 p.p. e a extrema pobreza em 4,3 p.p. Portanto, considerando a variação total da pobreza (-0,3080), o crescimento da RDPC foi responsável por, aproximadamente, 82% dessa variação. No que tange à extrema pobreza, o componente crescimento explicou 77% da variação no índice.

Ao considerar o índice  $P_1$  (déficit da pobreza), observa-se que o seu valor variou em, aproximadamente, -0,16. Desse total, o crescimento nos rendimentos contribuiu com 81%, e o fator redistribuição, com 19%. Em termos de extrema pobreza, o componente crescimento explicou 81% da variação de -0,0701, enquanto o componente redistribuição explicou 19% da variação no índice  $P_1$ .

Com relação ao índice  $P_2$ , a decomposição de Shapley mostrou que o crescimento na renda foi o principal responsável por sua redução. Em outros termos, se a redistribuição de renda tivesse permanecido constante entre os anos de 2003 e 2012, o índice  $P_2$  teria caído, em decorrência da elevação nos rendimentos, 0,0847, o que representa cerca de 80% da variação total. A contribuição do fator redistributivo foi menor, isto é, 20% da redução em  $P_2$  foi resultado da diminuição do grau de desigualdade. O efeito do crescimento nos rendimentos repete-se, quando se considera a extrema pobreza, cabendo a ele a principal contribuição (81%).

Ainda que o fator redistribuição não tenha contribuído significativamente, entre os anos de 2003 e 2012, para a diminuição da pobreza da Região Nordeste, há trabalhos cujos resultados, para o Brasil, deram um peso maior para esse componente. Como exemplo, pode-se citar Helfand, Rocha e Vinhais (2009). Os autores utilizaram a metodologia de Datt e Ravallion (1992), para decompor a variação da pobreza rural nos componentes crescimento e desigualdade. Dentre os seus resultados, eles encontraram que, no Brasil, no período 1998-2005, a queda da desigualdade teve papel mais importante para explicar a redução do número de pobres do que o crescimento.

Como foi visto, a renda domiciliar *per capita* foi de extrema relevância para que a pobreza e a indigência caíssem, de forma significativa, na Região Nordeste. Em virtude disso, buscou-se desagregar a RDPC em suas diversas categorias, a saber: renda do trabalho; previdência; aluguéis e doações; juros e Bolsa Família; e outras rendas. O objetivo foi quantificar a contribuição de cada um dos tipos de renda na variação da RDPC. A Tabela 5 mostra os resultados.

Considerando a Tabela 5, observa-se que a renda domiciliar *per capita* depende, fundamentalmente, dos rendimentos provenientes do trabalho, cuja participação, na RDPC, ficou, em torno, de 73% em 2003 e 71% em 2012. Esse resultado mostra a importância do trabalho na composição da renda domiciliar da população nordestina. Entre 2003 e 2012, os rendimentos do trabalho tiveram forte crescimento na Região, o que sugere que a quantidade de empregos cresceu. De acordo com a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) (Brasil, 2011), o número de postos de trabalho aumentou, entre 2003 e 2012, cerca de 69%. Com relação à contribuição para a variação na RDPC, a renda do trabalho explicou 68% do aumento da renda domiciliar, cujo crescimento foi de 77%.

Tabela 5

Composição da renda domiciliar *per capita* (RDPC) na Região Nordeste do Brasil — 2003 e 2012

DISCRIMINAÇÃO	2003	2012
<b>Renda domiciliar <i>per capita</i></b>		
Média .....	312,3	551,4
<b>Renda do trabalho</b>		
Média .....	227,5	391,2
Participação no total (%) .....	0,73	0,71
<b>Previdência</b>		
Média .....	57,9	95,6
Participação no total (%) .....	0,18	0,17
<b>Aluguéis e doações</b>		
Média .....	7,2	7,5
Participação no total (%) .....	0,02	0,01
<b>Juros e Bolsa Família</b>		
Média .....	5,0	27,8
Participação no total (%) .....	0,02	0,05
<b>Outras rendas</b>		
Média .....	14,7	29,3
Participação no total (%) .....	0,05	0,05

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2012).

O rendimento advindo da previdência foi o segundo tipo de renda com maior participação na RDPC. Conforme a Tabela 5, nota-se que, em 2003, essa categoria correspondeu a 18% da renda domiciliar *per capita*. Em 2012, houve ligeira queda, porém se manteve como um componente importante na composição da RDPC. Resultado semelhante foi encontrado em Helfand, Rocha e Vinhais (2009), porém para as áreas rurais do Brasil. De acordo com esse trabalho, as aposentadorias e pensões contribuem, de forma significativa, nos rendimentos das famílias rurais, perdendo, somente, para a renda do trabalho.

Em termos de contribuição para a variação na RDPC, a variável previdência explicou, aproximadamente, 16% do crescimento nos rendimentos, o que reflete a relevância das aposentadorias na composição da renda domiciliar. Essa importância está diretamente relacionada às mudanças inseridas na Constituição de 1988, cujas alterações, de acordo com Ferreira (2006), levaram a um aumento significativo na quantidade de benefícios pagos e no seu valor médio, sobretudo nas áreas rurais. Segundo Brandt (2001 *apud* Ferreira, 2006), no período de 1988 a 2000, houve crescimento de 71,6% no número de benefícios pagos pela Previdência.

Um ponto que merece destaque refere-se à renda “juros e Bolsa Família”. Como pode ser observado (Tabela 5), entre 2003 e 2012, esse tipo de renda aumentou expressivamente. Na Região Nordeste, houve crescimento de, aproximadamente, 285%. A explicação para essa forte elevação pode estar em sua composição. Essa variável inclui os juros advindos da poupança e de outras aplicações financeiras, os dividendos, os rendimentos de programas sociais (como o Bolsa Família, por exemplo) e outros rendimentos. A partir de 2002, os programas sociais que tinham como objetivo transferir renda para os mais pobres se expandiram de forma considerável. Diante disso, o aumento significativo da variável “juros e Bolsa Família” pode ter ocorrido em virtude da expansão dos programas de transferência direta de renda, embora se deva considerar que parte desse crescimento esteja relacionado também com o crescimento dos rendimentos financeiros no período de análise.

## 5 Conclusões

A partir de 2003, a pobreza começou — ao menos no período recente — a declinar de forma mais nítida. Na Região Nordeste, a queda no número de pessoas abaixo da linha de pobreza foi de, aproximadamente, 30 pontos percentuais. Essa redução pode ser explicada pelo crescimento verificado nos rendimentos e pela melhoria nos índices de desigualdade. Porém, entre os anos de 2003 e 2012, o principal determinante para a redução nos índices de pobreza foi o crescimento nos rendimentos. A redistribuição de renda reforçou o efeito crescimento, mas em proporção bem menor.

Considerando que o crescimento da renda domiciliar *per capita* foi de fundamental importância para a redução da pobreza e da extrema pobreza na Região Nordeste, desagregou-se a RDPC em suas várias categorias. Dessa maneira, foi possível observar que o rendimento do trabalho foi a categoria que mais contribuiu com a variação na renda da população da Região.

Embora o crescimento dos rendimentos tenha sido fundamental para reduzir o número de pessoas abaixo da linha de pobreza e de indigência, a redistribuição de renda é um objetivo que deve ser perseguido, dada a longa distância que separa os mais ricos dos mais pobres na Região Nordeste. A diferença que há, em termos de iniquidade de renda, entre a Nordeste e as demais regiões do Brasil, é extremamente elevada, o que sugere que a desigualdade social tem grande margem para cair. Então, dada a relação negativa entre redistribuição de renda e pobreza, é possível que o número de pobres e de indigentes se reduza de forma mais intensa.

Além disso, é importante frisar que o benefício gerado pela diminuição da concentração de renda não se resume apenas ao seu efeito direto sobre a pobreza, mas também ao indireto. Como observado anteriormente, há autores que encontram evidências que mostraram que o impacto do crescimento econômico sobre a pobreza depende do grau de desigualdade inicial; sendo este menor, e considerando um dado crescimento do produto (rendimentos), a queda do número de pobres tende a ser mais intensa. Os expressivos ganhos de rendimentos, observados entre os anos de 2003 e 2012, poderiam ter reduzido a pobreza num montante maior, caso a renda da população da Região Nordeste fosse mais bem distribuída.

## Referências

---

- ALESINA, A.; RODRIK, D. **Distributive politics and economic growth**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1991. (NBER Working Paper, n. 3668).
- ARAAR, A.; DUCLOS, J. Y. **DASP: distributive analysis stata package**. [S.l.]: Laval University, 2009.
- ARAÚJO, T. F. **As inter-relações entre pobreza, desigualdade e crescimento nas mesorregiões mineiras, 1970-2000**. 2007. 193f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2007.
- ARAUJO, T. F.; FIGUEIRÊDO, L.; SALVATO, M. A. As inter-relações entre pobreza, desigualdade e crescimento nas mesorregiões mineiras - 1970-2000. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 39, n. 1, p. 81-120, 2009.
- BARRO, R. J. Inequality and growth in a panel of countries. **Journal of Economic Growth**, [S.l.], v. 5, n. 1, p. 5-32, 2000.
- BARROS, R. P. de *et al.* **Consequências e causas imediatas da queda recente da desigualdade de renda brasileira**. Rio de Janeiro: Ipea, 2006. (Texto para Discussão, n. 1.201).
- BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. S. P. **A evolução do bem-estar, pobreza e desigualdade no Brasil desde 1960**. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, v. 25, n. 1, p. 115-164, 1995.
- BAYE, F. M. Growth, redistribution and poverty changes in Cameroon: a Shapley decomposition analysis. **Journal of African Economics**, [Oxford], v. 15, n. 4, p. 543-570, 2006.
- BOURGUIGNON, F. **The poverty-growth-inequality triangle**. Washington, DC: World Bank, 2004.
- BRASIL. **Ministério do Trabalho e Emprego**. Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). 2011. Disponível em: <[http://bi.mte.gov.br/bgcaged/caged\\_anuario\\_rais/caged\\_anuario\\_raistela14.php](http://bi.mte.gov.br/bgcaged/caged_anuario_rais/caged_anuario_raistela14.php)>. Acesso em: 5 out. 2011.
- DATT, G.; RAVALLION, M. **Growth and redistribution components of changes in poverty measures: a decomposition with application to Brazil and India in the 1980s**. Journal of Development Economics, [S.l.], v. 38, p. 275-295, 1992.
- FERREIRA, C. R. Aposentadorias e distribuição da renda no Brasil: uma nota sobre o período 1991 a 2001. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 60, n. 3, p. 247-260, 2006.
- FERREIRA, F. H. G.; LITCHFIELD, J. A. **Desigualdade, pobreza e bem-estar social no Brasil — 1981/95**. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. cap. 2.
- FERREIRA, F.; LEITE, P.; LITCHFIELD, J. The rise and fall of Brazilian inequality: 1981–2004. **Macroeconomic Dynamics**, [Cambridge], v. 12, n. S2, p. 199-230, 2008.
- FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION (FAO). Poverty. 2009. Disponível em: <<http://www.fao.org/kids/en/poverty.html>>. Acesso em: 16 out. 2009.

- FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION (FAO). **The State of Food Insecurity in the World: addressing food insecurity in protracted crises**. Rome, 2010. Disponível em: <<http://www.fao.org/docrep/013/i1683e/i1683e.pdf>>. Acesso em: 18 jul. 2011.
- FORBES, K. J. A reassessment of the relationship between inequality and growth. **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 90, n. 4, p. 869-887, 2000.
- FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. **A class of decomposable poverty measures**. *Econometrica*, New York, v. 52, n. 3, p. 761-766, 1984.
- GARCÍA-PEÑALOSA, C.; TURNOVSKY, S. J. Growth and income inequality: a canonical model. **Economic Theory**, [S.l.], v. 28, n. 1, p. 25-49, 2006.
- HELFAND, S. M.; ROCHA, R.; Vinhais, H. E. F. Pobreza e desigualdade de renda no Brasil rural: uma análise da queda recente. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 39, n. 1, p. 67-88, 2009.
- HELTBERG, R. **The poverty elasticity of growth**. [S.l.]: United Nations University; World Institute for Development Economics Research, 2002.
- HOFFMANN, R. Mensuração da desigualdade e da pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. cap. 3.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: PNAD 2012**. 2012. Disponível em: <[http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2012/default\\_sintese.shtm](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2012/default_sintese.shtm)>. Acesso em: 17 out. 2016.
- JIN, Y. A note on inflation, economic growth, and income inequality. **Macroeconomic Dynamics**, [Cambridge], v. 13, n. 1, p. 138-147, 2009.
- KALDOR, N. A model of economic growth. **Economic Journal**, St. Andrews, v. 67, n. 268, p. 591-624, 1957.
- KOLENIKOV, S.; SHORROCKS, A. A decomposition analysis of regional poverty in Russia. **Review of Development Economics**, [Malden, MA], v. 9, p. 25-49, 2005.
- KRAAY, A. When is growth pro-poor? Evidence from a panel of countries. **Journal of Development Economics**, [S.l.], v. 80, p. 198-227, 2006.
- KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 45, n. 1, p. 1-28, 1955.
- LI, H. Y.; ZOU, H. F. Income inequality is not harmful to growth, theory and evidence. **Review of Development Economics**, [Malden, MA], v. 2, n. 3, p. 318-334, 1998.
- MARINHO, E.; SOARES, F. Impacto do crescimento econômico e da concentração de renda sobre a redução da pobreza nos estados brasileiros. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 31., 2003, Porto Seguro. **Anais...** Niterói: ANPEC, 2003. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2003/artigos/B36.pdf>>. Acesso em: 17 out. 2016.
- ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE. **Poverty and health**. [S.l.], 1999. Disponível em: <[http://apps.who.int/gb/archive/pdf\\_files/EB105/ee5.pdf](http://apps.who.int/gb/archive/pdf_files/EB105/ee5.pdf)>. Acesso em: 16 out. 2009.
- OSBORNE, M. J.; RUBINSTEIN, A. **A course in game theory**. Cambridge: MIT Press, 1994.
- PERSSON, T.; TABELLINI, G. Is inequality harmful for growth? **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 84, n. 3, p. 600-621, 1994.
- RAVALLION, M. **Can high-inequality developing countries escape absolute poverty?** *Economics Letters*, [S.l.], v. 56, p. 51-57, 1997.
- ROCHA, S. **Renda e pobreza: os impactos do Plano Real**. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 1996. (Texto para Discussão, n. 439).
- ZHANG, Y.; WAN, G. The impact of growth and inequality on rural poverty in China. **Journal of Comparative Economics**, [S.l.], v. 34, p. 694-712, 2006.

