

## RELAÇÕES ENTRE BEM-ESTAR, CRESCIMENTO ECONÔMICO E POBREZA NO BRASIL: UMA ANÁLISE PARA ÀREAS URBANAS E RURAIS

Francisco Tabosa<sup>1</sup>  
José Vieira Filho<sup>2</sup>

### RESUMO

O objetivo deste estudo foi analisar a existência de relações entre a pobreza nos meios urbano e rural das unidades federativas brasileiras com os níveis de crescimento econômico e bem-estar. Para isso, utilizou o modelo de Vetores Autorregressivos para dados em painel (PVAR) e informações sobre renda, pobreza e bem-estar dos estados brasileiros, abordando o período de 2002 a 2015. O presente estudo se difere dos demais já realizados sobre o tema em função do método aplicado, ainda não utilizado nessa área de estudo. Os resultados do modelo VAR em painel mostraram que, tanto para áreas urbanas quanto para rurais, a existência de uma relação inversa entre crescimento econômico e pobreza, e nível de bem-estar com pobreza. Assim, aumentos de renda *per capita*, associados com a redução dos níveis de desigualdade (e conseqüentemente aumento do bem-estar social), são fundamentais para a redução dos níveis de pobreza no Brasil.

**Palavras-chaves:** Bem-estar; Pobreza; Crescimento econômico; PVAR.

### RELATIONSHIPS BETWEEN WELFARE, ECONOMIC GROWTH AND POVERTY IN BRAZIL: AN ANALYSIS FOR URBAN AND RURAL AREAS

### ABSTRACT

The objective of this study was to analyze the existence of relationships between poverty in urban and rural areas of Brazilian federative units with levels of economic growth and welfare. For this, it used the Autoregressive Vectors model for panel data (PVAR) and information on income, poverty and welfare of the Brazilian states, covering the period from 2002 to 2015. The present study differs from others already carried out on the subject, depending on the method applied, not yet used in this area of study. The results of the panel VAR model showed that, for both urban and rural areas, the existence of an inverse relationship between economic growth and poverty, and level of welfare with poverty. Thus, increases in per capita income, associated with a reduction in inequality levels (and consequently an increase in welfare), are fundamental for reducing poverty levels in Brazil.

**Keywords:** Welfare; Poverty; Economic growth; PVAR.

**JEL:** O40, I32.

## 1 INTRODUÇÃO

A pobreza é um fato presente e persistente em praticamente todos os países, diferenciando-se apenas quanto ao grau de severidade. No Brasil, assim como na

---

<sup>1</sup> Doutorado em Economia pelo CAEN/UFC (2010). Atualmente é Professor Adjunto da Universidade Federal do Ceará (UFC). E-mail: [franzetabosa@ufc.br](mailto:franzetabosa@ufc.br)

<sup>2</sup> Doutor em Teoria Econômica pela Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP) Pesquisador do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). E-mail: [jose.vieira@ipea.gov.br](mailto:jose.vieira@ipea.gov.br)



maioria dos países latino-americanos, o aspecto histórico aponta uma alta quantidade de pessoas em condição de pobreza. Entretanto, essa situação apresentou uma constante reversão, principalmente nas décadas de 1990 e 2000 (BARROS, 2009).

Como explicação da redução da proporção de pobres em âmbito brasileiro, pode-se destacar o ritmo do crescimento econômico e suas consequências na dinâmica socioeconômica nacional; além de melhorias do bem-estar social de sua população (PINHO NETO; BARRETO, 2014; HOFFMANN, 2001; TABOSA et al., 2016; SOUZA et al., 2019; RAMOS, 2015; RAVALLION, 2016).

Conforme Hoffmann (2001), o crescimento econômico possui uma considerável redução nos níveis de pobreza no Brasil. Entretanto, destaca o autor que, para a grande parte do país, a redução das desigualdades apresenta-se como escape emergencial da condição de pobreza. Além disso, o crescimento aplicado de forma insustentável, aliado a um cenário de instabilidade, contribui para que o quadro da desigualdade se agrave mais ainda, o que provoca uma elevação nos níveis de pobreza.

É fato que a melhoria nos indicadores socioeconômicos brasileiros foi dada em boa parte pelo crescimento econômico. Como comparação, nota-se que, entre as décadas de 1990 e 2000, a concentração de renda passou por uma situação de agravamento em muitos países desenvolvidos e em desenvolvimento, como é o caso da China, dos Estados Unidos e da Suécia, por exemplo, onde o crescimento dava-se em elevadas taxas (RAVALLION, 2016; PINHO NETO; BARRETO, 2014). Porém, o percentual de pobres reduziu-se de forma bem mais significativa nesses países. No que diz respeito ao Brasil, nota-se que, com as taxas de crescimento obtidas, o país conseguiu obter uma redução generalizada da pobreza, aliada a uma redução também nos níveis de desigualdade (RAMOS, 2015).

A pobreza e a desigualdade, porém, apresentam-se de formas diferenciadas, quando observadas pela ótica da situação censitária dos indivíduos. Para Ney e Hoffmann (2009), a pobreza no meio rural brasileiro dá-se de maneira mais intensa, se comparada ao meio urbano. Os autores destacam que fatores, tais como a má distribuição dos meios de produção agrícolas, o baixo nível educacional, a baixa

remuneração do trabalho e a pouca ou nenhuma incidência de políticas sociais podem atuar como agravante da condição de pobreza nesse meio.

Além disso, Ney e Hoffmann (2009) demonstram que a alta concentração fundiária dificulta a obtenção de renda por meio de atividades agrícolas. Nesse sentido, a renda não agrícola pode complementar o rendimento familiar dos agricultores com pouca ou nenhuma terra, e ainda fornecer os insumos necessários para a manutenção da lavoura e cobertura de prejuízos nessas atividades.

Assim, a hipótese formulada nesse trabalho é a de que no Brasil a intensidade da pobreza faz com que ocorra um transbordamento de indivíduos pobres, impulsionados principalmente pelo maior crescimento econômico e melhorias do bem-estar social de sua população, impelidas pela redução da desigualdade de renda. Tendo em vista essas considerações, questiona-se na presente pesquisa se existem relações entre a pobreza nos meios urbano e rural dos estados brasileiros, bem como se pode haver interferência do crescimento econômico e do bem-estar social na condição de pobreza.

Assim, o objetivo deste estudo foi analisar a existência de relações entre a pobreza nos meios urbano e rural das unidades federativas brasileiras com os níveis de crescimento econômico e bem-estar. Para isso, utilizou o modelo de Vetores Autorregressivos para dados em painel (PVAR) e informações sobre renda, pobreza e bem-estar dos estados brasileiros, abordando o período de 2002 a 2015<sup>3</sup>.

Cabe destacar que existe uma vasta literatura no tocante ao estudo das relações entre pobreza, crescimento econômico e bem-estar, por exemplo, os estudos desenvolvidos por Ney e Hoffmann (2009), Hoffmann (2005), Annengues *et al.* (2015) e Araújo *et al.* (2009). No entanto, o presente estudo difere dos demais ligados ao assunto em função do método aplicado.

Nesse sentido, o presente estudo é subdividido em cinco sessões, sendo que a primeira refere-se à parte introdutória. A segunda descreve o embasamento teórico seguido na pesquisa, e a terceira sessão é destinada ao embasamento metodológico sob o qual o trabalho foi constituído. A quarta sessão destina-se à demonstração dos

---

<sup>3</sup> Utilizou-se informações a partir de 2002 devido à falta de informações nas PNADS para as áreas rurais na região Norte.

resultados e a explanação das discussões, e a quinta sessão corresponde às conclusões.

## **2 REVISÃO DE LITERATURA**

### **2. 1 Função do Bem-Estar Social**

Existem diversas maneiras pelas quais o crescimento econômico pode influenciar o bem-estar e a distribuição de renda. Sendo que a análise do bem-estar social se preocupa, principalmente, como a renda total deve ser dividida entre os diferentes indivíduos (PINHO NETO; BARRETO, 2014; MARINHO et al., 2004). Mensurar o desenvolvimento econômico ou bem-estar tem sido um desafio, já que muitas medidas propostas<sup>4</sup> possuem vantagens e limitações (MARINHO et al., 2004). Segundo Just *et al.* (2004), a percepção de uma função de bem-estar remonta a Bentham e está ligada à medição da utilidade de uma determinada sociedade, mediante as utilidades dos indivíduos.

Determinadas propriedades desejáveis são, em geral, atribuídas à função do bem-estar social - FBES<sup>5</sup>. Esta deve ser individualista e atender ao princípio de Pareto, de tal forma que se a renda de um indivíduo eleva e as das demais pessoas não diminui, a função deve registrar um avanço no bem-estar ou a inalterabilidade. E, além do mais, a função deve contemplar a origem da simetria ou anonimato, sendo aditiva nas utilidades individuais<sup>6</sup>.

De acordo com Vieira e Monasterio (2011), a mensuração do bem-estar é, rotineiramente, empregado para se aferir a eficiência de escolhas políticas. Dessa forma, esses padrões providenciam um completo ordenamento dos indivíduos ao diminuir a distribuição de renda a um único número. Logo, sendo essa análise fornecedora de uma medida cardinal de bem-estar, é imprescindível apontar uma maneira funcional apropriada para a função de bem-estar social, seguindo o seu

---

<sup>4</sup> Dentre as medidas mais utilizadas, destacam-se a proposta por Sen (1973), PIB *per capita* e o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH).

<sup>5</sup> Ver Atkinson, 1970

<sup>6</sup> As formas de mensurar pobreza dividem-se, basicamente, em duas abordagens: a) os “bem-estarista” – que se baseiam na comparação individual advinda dos níveis de utilidades obtidos a partir da renda ou consumo e; b) os “não bem-estaristas” – que podem considerar pouco ou desconsiderar informações provenientes de funções de utilidade.

embasamento, supondo que há uma notória medida de bem-estar, bem como sua mensuração e comparabilidade entre os indivíduos, denominada por  $y$  e a lista de valores para  $n$  pessoas de uma comunidade é dada por:  $y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$ .

Sequencialmente, descreve a introdução de três propriedades básicas para a função de bem-estar social: (1) *Individualização*, em que a FBES não diminui e é individualizada, se o nível de bem-estar em qualquer estado social puder ser descrito como  $W = W(y_1, y_2, \dots, y_n)$  e se  $y^B \geq y^A \Rightarrow W(y^B) \geq W(y^A)$ , em que sugere que o bem-estar social no estado B é tão bom ou maior quanto o bem-estar no estado A, contudo, se os valores de  $y$  caracterizam o bem-estar das pessoas, tal propriedade atende ao princípio de Pareto; (2) *Imparcialidade*, onde a FBES é simétrica se, para qualquer estado social,  $W(y_1, y_2, \dots, y_n) = W(y_2, y_1, \dots, y_n) = W(y_n, y_2, \dots, y_1)$ , for verdadeira, em que a descrição do bem-estar individual analisa as diferenças interpessoais das necessidades ou outros atributos significativos; (3) *Estrutura aditiva*, se a FBES pode ser descrita como sendo  $W(y_1, y_2, \dots, y_n) = \sum_{i=1}^n V_i(y_i)$ , a estrutura aditiva tem uma racionalidade, alude que  $W_i$  é independente de  $y_j$  (Vieira e Monastério, 2011; Pinho Neto e Barreto, 2014).

Logo, se as três propriedades são atendidas, então é possível escrever a FBES como:  $W(y_1, y_2, \dots, y_n) = \sum_{i=1}^n V_i(y_i)$ , em que, nessa expressão,  $V$  tem a mesma forma para cada pessoa e  $V_i(y_i)$  cresce logo que  $y_i$  aumenta. O número  $V(y_i)$  pode ser explicado como a utilidade social, e a função  $V$  é a função de utilidade social ou função de avaliação. A taxa com a qual este indicador aumenta é  $V(y_i) = \frac{dV(y_i)}{dy_i}$ .

Com isso, estima-se que nenhum dos pesos de bem-estar pode ser negativo levando em consideração a primeira propriedade. A FBES é estritamente côncava, isto é, conforme  $y_i$  se expande, o peso do bem-estar tenderá sempre a cair. O motivo pelo qual há precisão de ser uma função côncava decorre do fato de que a função de bem-estar agrega o processo da desigualdade.

É interessante observar também, para fins de esclarecimento, mais uma restrição que deve ser imposta à função do bem-estar social: a elasticidade deve ser constante. Isto é, a aversão relativa à desigualdade deve ser constante. Sendo assim,  $V(y_i)$  deve ser escrita como:  $V(y_i) = \frac{y_i^{1-\varepsilon}-1}{1-\varepsilon}$ , em que  $\varepsilon$  é o parâmetro de aversão à

desigualdade e não negativo; levando em consideração a propriedade da concavidade estrita, na qual havendo uma elevação na renda de uma pessoa, o peso do bem-estar desse mesmo indivíduo decresce e o parâmetro  $\varepsilon$  aponta a intensidade do arrefecimento. Quanto mais alto o  $\varepsilon$ , maior será a taxa de declínio no peso do bem-estar proporcional ao crescimento da renda. Porém se o parâmetro  $\varepsilon = 0$ , então não existe aversão à desigualdade; e se  $\rightarrow \varepsilon \rightarrow \infty$ , a sociedade dá total prioridade à igualdade.

Assim, de acordo com Mukhopadhaya (2001), Marinho *et al.* (2004) e Figueiredo e Ziegelmann (2009), a medida proposta por Sen (1973) atende a todas as propriedades acima. Logo, a medida de bem estar é definida como:

$$W(Y, G) = Y(1 - G) \quad (1)$$

Em que  $Y$  representa a renda média *per capita* e  $(1-G)$  é a medida de igualdade de distribuição de renda.

Diversos estudiosos passaram a acoplar a suas pesquisas, sobre o bem-estar social, questões ligadas às mudanças na renda média e às variações na distribuição de renda entre os indivíduos. Assim, percebe-se, aparentemente, que há evidências de que a pobreza se relaciona substancialmente ao bem-estar social, a ponto de ser possível realizar análise de bem-estar, voltando-se para as variações nos indicadores de pobreza (PINHO NETO; BARRETO, 2014).

## 2.2 Relação triangular: pobreza, crescimento e desigualdade

A existência de uma relação envolvendo os níveis de pobreza, crescimento econômico e desigualdade de renda é explorada na literatura como forma de explicar as mudanças sofridas em âmbito socioeconômico em diversas áreas. Esse conceito é utilizado, por exemplo, nos estudos de Ravallion (2001), Ravallion (2005), Dollar e Kraay (2000) e Adams Júnior (2004), os quais demonstram que a pobreza absoluta possui uma relação positiva com a desigualdade de renda e uma relação negativa com o crescimento econômico, construindo a denominada relação triangular.

A partir de um estudo sobre as interligações entre pobreza e desigualdade em âmbito global, Ravallion e Chen (1997) concluíram que, em países com menor

desigualdade de renda, os níveis de pobreza possuem um alto grau de sensibilidade ao crescimento. Entretanto, em países com níveis de desigualdade mais elevados, o crescimento econômico possui pouco efeito sobre a pobreza.

Em um cenário mais recente, esse conceito foi utilizado por Fosu (2015) em um estudo sobre o progresso na redução da pobreza na África sub-saariana. Além disso, a relação triangular entre pobreza, crescimento e desigualdade foi utilizada por Fosu (2010) em um estudo sobre redução da pobreza e desenvolvimento econômico em um aspecto global. Foi abordada ainda no estudo de Taques e Mazzutti (2010), no qual foi verificado que a evolução nos níveis de crescimento econômico e a redução das desigualdades possuem ligação direta com o desempenho socioeconômico de uma determinada sociedade.

Para Ravallion (2016) existe um grande debate na literatura econômica sobre as questões que ligam o crescimento econômico à desigualdade de renda e a pobreza, ligado ao questionamento referente ao fato de o crescimento econômico globalizado ser capaz de facilitar o progresso contra a pobreza e as desigualdades. Ainda sobre o estudo de Ravallion (2016), esse questionamento se dá devido a uma visão clássica e ainda sustentada atualmente de que o crescimento econômico em uma economia capitalista é necessariamente desigual.

A relação triangular entre pobreza, crescimento econômico e desigualdade de renda foi abordada nos estudos de Borghignon (2002), Marinho e Araújo (2012) e Tabosa et al (2016), como fator de interação, de maneira que o crescimento econômico foi medido nesses estudos por meio dos níveis de renda *per capita* dos indivíduos. Assim, além de outros fatores, as oscilações referentes aos níveis de pobreza podem ser advindas tanto de movimentações na renda quanto de oscilações na distribuição dos recursos. Essas interações são responsáveis por moldar a dinâmica socioeconômica de uma determinada região no decorrer do tempo.

Datt *et al.* (2016) realizam um estudo sobre os impactos das disparidades e do crescimento econômico na pobreza inserida na Índia, levando em consideração os efeitos do processo de urbanização daquele país, no qual foi destacado que as interações entre esses fenômenos mostram causas semelhantes quando analisadas nos meios urbano e rural separadamente. Entretanto, nesse procedimento, o

crescimento econômico e a desigualdade de renda incidem na pobreza sob diferentes graus de impacto em cada um dos meios descritos.

As relações entre crescimento econômico e desigualdade de renda estão inseridas no cenário brasileiro sobre diferentes formas a depender da região analisada. Durante a década de 2000, observou-se um crescimento econômico pautado em taxas crescentes. Entretanto, esse fenômeno não foi capaz de eliminar as disparidades e heterogeneidades entre os estados e as regiões brasileiras. Nesse sentido, tem-se destaque para as regiões Norte e Nordeste, as quais apresentaram no referido período os maiores indicadores de desigualdade, aliados a altos níveis de pobreza e baixas taxas de crescimento econômico (MOREIRA et al., 2010).

A sensibilidade da pobreza em relação ao crescimento econômico e a desigualdade de renda é medida na literatura econômica por meio das elasticidades renda e desigualdade. Nesse sentido, o valor absoluto dessas elasticidades possibilita informar se a redução da pobreza ocorre de maneira mais eficiente por meio de intervenções na distribuição dos recursos ou no crescimento econômico. Ressalta-se que, quando essas elasticidades são aplicadas à economia brasileira, esses resultados indicam que, no Brasil, a pobreza é mais sensível a oscilações nos níveis de desigualdade do que em relação aos níveis de crescimento econômico (PINTO; OLIVEIRA, 2010; TABOSA et al., 2016; SOUZA et al., 2019; SOUZA et al., 2021).

Pinto e Oliveira (2010) verificam os impactos do crescimento econômico e da desigualdade de renda no Brasil, considerando um período de treze anos (1995-2007). Constataram uma elasticidade-crescimento de (- 1,09), conseqüentemente, o aumento de 1% no crescimento econômico nacional seria responsável por reduzir a pobreza em 1,09% naquele período. Tendo em vista esse resultado, Pinto e Oliveira (2010) consideram esse crescimento como pró-pobre, de forma que as elevações nos níveis de crescimento reduziriam a condição de pobreza em níveis substanciais.

Estudos elaborados sobre a pobreza no Brasil demonstram que políticas públicas de combate a esse fenômeno devem concentrar maiores esforços em relação à redução da desigualdade de renda. Em uma conjuntura mais recente, Tabosa *et al.* (2016) concluíram, com base na utilização de um modelo dinâmico de dados em painel, que políticas públicas que estejam associadas à redução das desigualdades surtem

mais efeitos sobre a redução da pobreza do que medidas fixadas apenas no crescimento econômico.

Além disso, a abordagem de Ravallion (2004) utilizada por Silveira Neto (2014) considera a perspectiva de crescimento pró-pobre formalizada tanto na indicação de redução da pobreza por meio de um indicador absoluto, o qual está associado à dinâmica da renda, quanto a exigência de que os considerados pobres apresentem variações nos níveis de renda maiores do que as variações observadas para os aqueles considerados não pobres.

A visão de crescimento por meio da abordagem pró-pobre foi verificada para o Brasil no estudo de Pinto e Oliveira (2010). Constataram os autores que esse tipo de crescimento colaborou em poucas proporções, no que diz respeito à redução da pobreza nos estados do País. Silveira Neto (2014) determina que, embora tendo em vista a natureza do crescimento pró-pobre por meio da dinâmica da renda, os anos de 2000 expressaram resultados mais favoráveis em relação à redução da pobreza, se comparado a períodos anteriores.

Em uma abordagem teórica, Barreto (2005) indica que o crescimento é um fator primordial para a redução da incidência da pobreza, de maneira que os efeitos desse processo atribuem maiores efeitos sobre os mais pobres, quando são acompanhados de políticas de caráter redistributivo, fato que concretiza a desigualdade como determinante da pobreza, que, por sua vez, se liga com o crescimento.

De acordo com Chu (2003), para que países subdesenvolvidos possam obter um estado de crescimento, no qual se possa ao mesmo tempo reduzir a pobreza, é necessário que sejam instaladas medidas que reduzam as ineficiências ligadas aos incentivos da produção, principalmente no que diz respeito às pessoas com menores níveis de renda.

Em uma abordagem voltada para o Brasil, as relações entre pobreza e crescimento foram analisadas por Araújo *et al.* (2009). No referido estudo, os autores efetuam uma decomposição temporal da pobreza, com o intuito de mensurar o impacto do crescimento que é dado pela renda, bem como da concentração de renda nos níveis de pobreza. Nesse sentido, comprova-se no referido estudo que a pobreza exprime variações decorrentes de modificações na renda média e na desigualdade de renda.

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1. Base de dados

Os dados utilizados no presente trabalho foram obtidos por meio da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), disponibilizada anualmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Nesse sentido, utiliza-se o índice de Foster, Greer e Thorbecke (1984) para obter a proporção de indivíduos considerados pobres ( $P0$ ):

$$P0 = \frac{q}{n} \quad (2)$$

Em que  $P0$  informa proporção de pobres,  $q$  representa a quantidade de pobres e  $n$  representa o número de indivíduos. Para a construção desse índice, considera-se como pobre o indivíduo detentor de um montante inferior à linha de pobreza. Para tanto, a linha de pobreza utilizada é advinda do Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade (IETS), a qual delimita um valor de referência para cada unidade de federação considerando o ano e a situação censitária. Além disso, a renda utilizada foi obtida por meio da divisão do rendimento mensal domiciliar pela quantidade de indivíduos residentes por domicílio, sendo todos os valores corrigidos monetariamente pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), para de dezembro de 2015.

A desigualdade de renda utilizada foi obtida por meio do cálculo do índice de concentração de Gini, descrito por Hoffmann (1998) como sendo dada por  $G = \frac{\alpha}{\alpha+\beta}$ , em que  $\beta$  representa a área entre a Curva de Lorenz e o eixo das abcissas, e  $\alpha$  representa a área entre a perfeita igualdade de renda e a Curva de Lorenz. Ressalta-se que as variáveis utilizadas se encontram dispostas na forma logarítmica, a fim de encontrar o valor das elasticidades, tendo em vista os efeitos espaciais englobados. Já a medida de bem-estar social segue a proposta por Sen (1973), definida na equação (1), apresentada na seção 2.1.

Os dados utilizados englobam o período de quatorze anos, os quais estão dispostos entre 2002 e 2015<sup>7</sup>. Ressalta-se que a utilização desse período se dá pela disponibilidade de informações referentes ao meio rural para todas as unidades de federação estudadas. As análises são feitas para o meio rural e o meio urbano, sendo esses delimitados pela PNAD por cada uma das 26 unidades de federação e o Distrito Federal.

### 3.2. Modelo de vetores Autorregressivos para Dados em Painel (PVAR)

Para analisar as relações entre pobreza, crescimento econômico e bem-estar social nos estados brasileiros, optou-se pela utilização do modelo VAR em painel, que possui a mesma estrutura dos modelos VAR padrão, incluindo as Unidades Federativas e o Distrito Federal como análise de *cross-sections*.

No intuito de mensurar os efeitos dos choques do crescimento econômico e do bem-estar sobre a pobreza nos estados brasileiros, será estimado o seguinte modelo:

$$y_{i,t} = A_{0i}(t) + A_i(L)Y_{t-1} + u_{it} \quad (3)$$

O índice  $i$  é genérico, representando as Unidades Federativas e o Distrito Federal.  $y_{i,t}$  é o vetor de variáveis endógenas do modelo.  $Y_t$  é uma versão empilhada de  $y_{i,t}$ .  $A_{0i}(t)$  possui todos os componentes determinísticos dos dados.  $A_i(L)$  é o operador polinomial de defasagens. Por fim,  $u_{it}$  é um  $G \times 1$  de erros aleatórios. Além disso,  $A_{0i}$  e  $A_i$  dependem de cada unidade  $i$  (CANOVA; CICARELLI, 2013).

Na estimação de modelos em painel, faz-se necessário obter a heterogeneidade não observada dos estados. Desse modo, o estudo utiliza o estimador de efeitos fixo de mínimos quadrados para dados em painel. A identificação do modelo foi realizada por meio do ordenamento recursivo, seguindo os estudos desenvolvidos por Blanchard e Perotti (2002) e Bénétrix e Lane (2012).

As respostas da pobreza aos choques do crescimento econômico e bem-estar são obtidas a partir das funções impulso-resposta<sup>8</sup>. No estudo aqui desenvolvido,

<sup>7</sup> Utilizou esse período em decorrência de não existirem informações nas PNADS para as áreas rurais antes de 2002.

<sup>8</sup> Os intervalos de confiança para as funções impulso-resposta foram definidos por meio do método de *bootstrap* proposto por Hall (1992).

utilizaram-se dois modelos a serem estimados. O primeiro modelo (Modelo 1) trabalhou com áreas urbanas. O segundo modelo (Modelo 2) focou a análise nas áreas rurais.

Antes de estimar os modelos para o Painel VAR, é importante verificar a existência de raiz unitária nas series observadas. Para isso, optou-se por utilizar o teste desenvolvido por Harris e Tzavalis (1999), pois se trabalha com uma amostra de T pequeno (entre os anos 2002 e 2015, totalizando 14 anos). Harris e Tzavalis, *op. cit.*, construíram um teste de raiz unitária que tem como pressuposto a correção da dimensão do tempo T. Caso isso não ocorresse, as propriedades assintóticas são estabelecidas assumindo que T tende ao infinito, podendo levar a uma inferência incorreta. O teste apresenta como hipótese nula a presença de raiz unitária, contra a hipótese alternativa de ausência de raiz unitária.

## **4 RESULTADOS**

Nessa seção, serão apresentados e discutidos os resultados dos modelos 1 (áreas urbanas) e 2 (áreas rurais).

### **4.1. Resultados do Modelo 1 (Áreas Urbanas)**

A Tabela 1 apresenta a estatística descritivas para as variáveis analisadas nas áreas urbanas. Observa-se que, em relação a proporção de pobres (P0), o valor médio foi igual a 0,2171. Isso indica que 21,71% da população brasileira, residente em áreas urbanas, encontram-se em situação de pobreza. O valor mínimo de 0,0066 ocorreu em Santa Catarina, em 2014. Já valor máximo de 0,5155 ocorreu no estado do Maranhão, em 2002.

Em relação à renda média *per capita*, o valor médio foi de R\$ 642,10, variando de R\$218,57 no Piauí, em 2002, e R\$2.122,39 no Distrito Federal, em 2014. Já a função bem-estar (FBS) apresentou um valor médio igual a 310,50, variando de 49,16 no Maranhão, em 2002, a 622,04 no Distrito Federal, em 2014.

Tabela 1 - Estatísticas Descritivas do Modelo 1 (Áreas Urbanas) – 2002 a 2015

Variáveis	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
P0	0.2171	0.1113	0.0066	0.5155
R	642,10	295,89	218,57	2.122,39
FBS	310,50	108.74	49,16	622,04

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da pesquisa.

Em seguida, foi realizado o teste de raiz unitária de Harris-Tzavalis (1999), com intuito de verificar a estacionariedade (ou não) das séries. Os resultados encontram-se na Tabela 2 abaixo. Ao analisar os resultados, verificou-se que todas as séries se mostraram estacionárias em nível. Desse modo, os modelos PVAR serão estimados com todas as variáveis em nível.

Tabela 2 - Resultados do Teste de Raiz Unitária Harris-Tzavalis para o modelo 1

Série	I (d)	Estatística	Z	p-valor
P0	I (0)	-0.1308	-8.6115	0,0000
R	I (0)	-0.0819	-7.8510	0,0000
FBS	I (0)	-0.0575	-7.4719	0,0000

Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos dados da pesquisa.

I (d) é o número de diferenças no modelo.

Depois dos coeficientes estruturais (ou de efeitos contemporâneos), no sistema, como se visualiza na Tabela 3, tem-se que o efeito contemporâneo da proporção de pobres (P0) em relação a renda média per capita, apresentou um sinal negativo igual a -0.5315. Isso indica uma relação negativa entre crescimento e pobreza. Esse resultado corrobora os estudos desenvolvidos por Souza *et al.* (2019), Tabosa *et al.* (2016), Fosu (2010), Borguignon (2002) e Marinho e Araújo (2012). O valor do coeficiente indica que, no primeiro momento, um aumento de 1% na renda média *per capita* ocasiona uma redução da proporção de pobres em 0,53%.

Em relação aos efeitos contemporâneos da proporção de pobres em relação à função de bem-estar foi igual a -0.6095, o que indica uma relação inversa entre pobreza e bem-estar. O coeficiente mostra que, no primeiro momento, um aumento de 1% na função bem-estar reduz a proporção de pobres e 0,61%. Já o efeito contemporâneo

entre renda e função bem-estar foi igual a 0.8398, apresentando uma relação positiva entre crescimento econômico e bem-estar, em que um aumento na renda *per capita* proporciona um aumento no bem-estar em 0,84%. Esses resultados corroboram estudos de Marinho *et al.* (2014), Figueiredo e Ziegelmann (2009).

Tabela 3 - Efeitos Contemporâneos do modelo 1

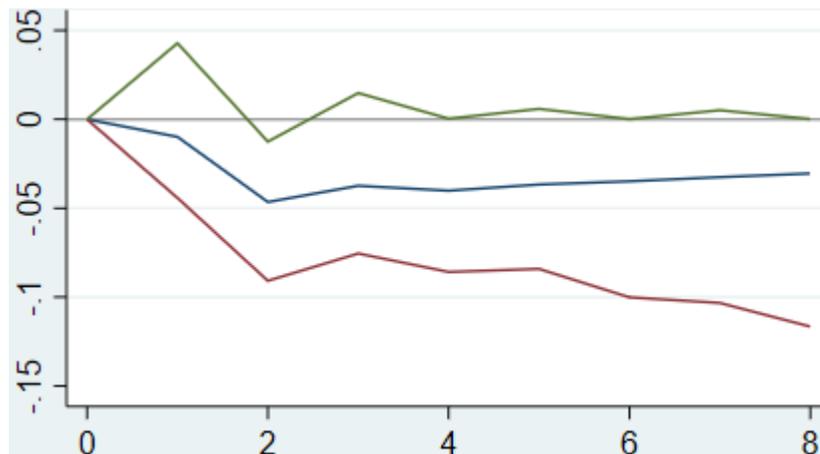
	P0	R	FBS
P0	1	0	0
R	-0.5315	1	0
FBS	-0.6095	0.8398	1

Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos dados da pesquisa.

Após a análise dos efeitos contemporâneos, foram estimadas as funções impulso-resposta para a proporção de pobres (P0), com choques na renda média *per capita* e na função bem-estar. As Figuras 1 e 2 apresentam as funções impulso-resposta de choques no número de produtores com resposta na renda *per capita* e função bem-estar, respectivamente. Esses choques são em uma (1) unidade, já que não se trabalha com o modelo logaritmizado.

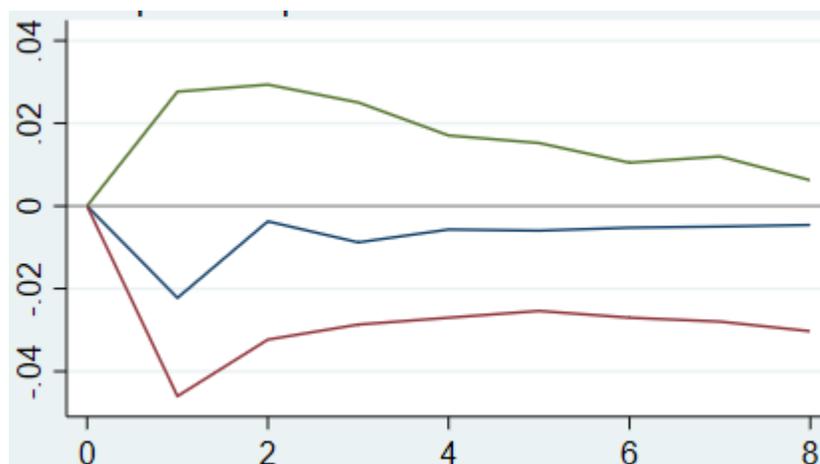
Observa-se que, na Figura 1, o efeito imediato do choque na renda *per capita* na proporção de pobres é negativo, ao longo de todo o período analisado, corroborando o seu efeito contemporâneo e diversos estudos que, analisando a relação inversa entre crescimento e pobreza (RAVALLION, 2002, 2016; BARRETO, 2005; FOSU, 2010; BORGUIGNON, 2002). Na Figura 2, tem-se um efeito imediato negativo na resposta da proporção de pobres com o choque na função bem-estar também ao longo de todo o período analisado.

Figura 1 - Resposta da Pobreza urbana P0 a choques na renda urbana.



Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos dados a partir dos dados da pesquisa.  
 Nota: As linhas tracejadas representam o intervalo de confiança de 95%.

Figura 2 - Resposta da Pobreza urbana P0 a choques no bem-estar urbano



Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos dados a partir dos dados da pesquisa.  
 Nota: As linhas tracejadas representam o intervalo de confiança de 95%.

### 3.3 Resultados do Modelo 2 (Áreas Rurais)

Agora, serão apresentados e analisados os resultados referentes ao modelo 2 (áreas rurais).

A Tabela 4 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis nas áreas rurais. A proporção de pobres (P0) mostrou um valor médio igual a 0.2028, em que 20,28% da população residente nas áreas rurais se encontram em situação de pobreza, oscilando entre 1,89% em Santa Catarina, no ano de 2014, e 59,71% no Maranhão, em 2002.

Ao comparar esses resultados com as áreas urbanas, observa-se que, nas áreas rurais, a proporção de pobres mostrou-se inferior à das áreas urbanas. Isso ocorre, por um lado, a diversos programas assistencialistas, a pensionistas e a aposentadorias rurais, pelo fato de os indivíduos terem rendas agrícolas e não agrícolas, bem como menor nível de concentração de renda, o que amenizam esse fator (SOUZA et al., 2021). Por outro lado, a expansão agrícola brasileira, com uma maior participação da agricultura na economia nacional (Vieira Filho, 2022). Verifica-se também que a proporção de pobres se dá, tanto em áreas rurais e urbanas, de forma mais e menos intensas no Maranhão e em Santa Catarina, respectivamente.

A renda *per capita* apresentou, em média, o valor de R\$341,53, oscilando entre R\$96,21 no Piauí, em 2002, e R\$990,48, no Mato Grosso do Sul, em 2014. Esse valor médio foi bem inferior ao das áreas urbanas (R\$642,10). Contudo, quanto às áreas rurais, a maior renda *per capita* foi no Mato Grosso, enquanto que nas áreas urbanas foi no Distrito Federal.

Em relação a função bem-estar, em média, o valor foi igual a 186,84, variando entre 49,16 (Maranhão, em 2002) e 622,02 (Santa Catarina, em 2014). Esse valor foi inferior ao das áreas urbanas, principalmente por causa da renda *per capita*.

Tabela 4 - Estatísticas Descritivas do Modelo 2 (Áreas Rurais) – 2002 a 2015

Variáveis	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
P0	0.2028	0.1246	0.0189	0.5971
R	341,53	186.24	96,21	990,48
FBS	186,84	108.16	49,16	622,02

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da pesquisa.

Nota. Valores em (R\$) deflacionados pelo Índice Geral de Preço-Disponibilidade Interna (IGP-DI), ambos com base 2017=100.

Seguindo o mesmo procedimento do modelo 1, foi realizado o teste de raiz unitária de Harris-Tzavalis (1999), no qual foi verificado que todas as séries do modelo são estacionárias em nível. Assim como no modelo 1, pode-se estimar o modelo VAR em painel com todas as séries em nível. Esse resultado encontra-se na Tabela 5 abaixo.

Tabela 5 - Resultados do Teste de Raiz Unitária Harris-Tzavalis para o modelo 2

Série	I (d)	Estatística	Z	p-valor
P0	I (0)	-0.1486	-8.8872	0,0000
R	I (0)	-0.0929	-8.0211	0,0000
FBS	I (0)	-0.1487	-8.8890	0,0000

Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos dados da pesquisa.

I (d) é o número de diferenças no modelo.

Em seguida, analisaram-se os efeitos contemporâneos para as áreas rurais. Os resultados encontram-se na Tabela 6. Assim como nas áreas urbanas, todos os sinais apresentaram-se semelhantes em termos de sinais (respostas imediatas). O coeficiente que mostra o efeito contemporâneo entre a proporção de pobres (P0) e a renda per capita (R) foi igual a -0.3336, em que um aumento imediato da renda *per capita* ocasiona uma redução da proporção de pobres em 0,33%. Assim, confirma-se uma relação negativa entre crescimento econômico e pobreza também nas áreas rurais, corroborando estudos de Souza *et al.* (2021) e Ravallion (2002, 2016).

Em relação ao coeficiente do efeito contemporâneo relacionado à função bem-estar e renda *per capita*, ele mostrou-se positivo e igual a 0.6908, em que um aumento de 1% na renda *per capita* imediato ocasiona um aumento do bem-estar em 0,69%. Já o coeficiente do efeito contemporâneo entre função do bem-estar e proporção de pobres foi igual a -1.3665. Assim, um aumento imediato no nível de bem-estar em 1% provoca uma redução da proporção de pobres em 1,36%.

Tabela 6 - Efeitos Contemporâneos do modelo 2

	P0	R	FBS
P0	1	0	0
R	-0.3336	1	0
FBS	-1.3665	0.6908	1

Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos dados da pesquisa.

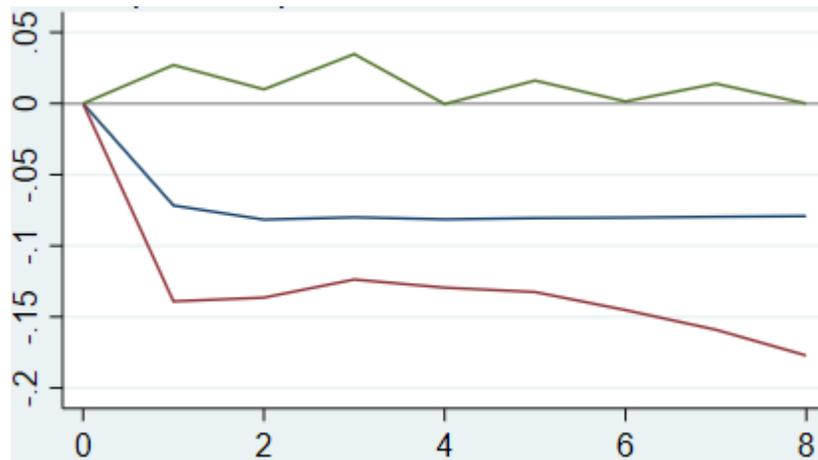
Após a análise dos efeitos contemporâneos, foram estimadas as funções impulso-resposta para a proporção de pobres, com choques na renda *per capita* e na função de bem-estar. As figuras 3 e 4 apresentam as funções impulso-resposta de choques na renda e bem-estar, com resposta na produtividade, respectivamente.

A Figura 3 apresenta o choque na renda per capita, com resposta na proporção de pobres nas áreas rurais. Observa-se que, ao longo de todo o período analisado, a resposta da proporção de pobres se mantém negativa e estável entre -0.5 e -1. Isso comprova a relação inversa entre crescimento econômico e pobreza (SOUZA et al., 2021, 2019; TABOSA et al., 2016; RAVALLION, 2002, 2016; MARINHO et al., 2004). Assim, quantos maiores os ganhos de renda nas áreas rurais, menores serão os níveis de pobreza.

A Figura 4 apresenta o choque na função de bem-estar, com resposta na proporção de pobres. Com exceção do segundo para o terceiro ano, as respostas apresentaram ser decrescentes ao longo do tempo, o que verifica a existência de uma relação negativa entre níveis de bem-estar e pobreza. Isso corrobora os estudos de Marinho *et al.* (2014), Figueiredo e Ziegelmann (2009).

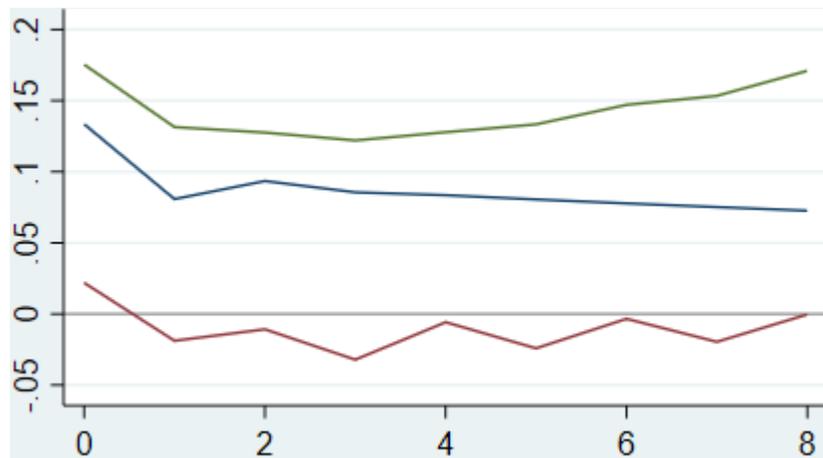
Ao comparar as funções impulso-resposta das áreas urbanas e rurais, nota-se que as trajetórias de respostas são em mesmo sentido, tanto para o nível de renda quanto para o nível de bem-estar. Ambos os casos apresentam uma relação inversa com a pobreza. Assim, uma combinação de aumentos do nível de renda (crescimento econômico) com redução da desigualdade (que aumenta o nível de bem-estar social). Vale ressaltar que os choques nas áreas rurais são de maior impacto do que nas áreas urbanas. Vários estudos comprovam que essa combinação proporciona reduções dos níveis de pobreza, tanto em áreas urbanas quanto rurais (RAVALLION, 2002, 2016; ROCHA, 2006; TABOSA et al., 2016; FOSU, 2010; BORGUIGNON, 2002; DATT, RAVALLION; MURGAI, 2016).

Figura 3 - Resposta da Pobreza rural P0 a choques na renda rural



Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos dados a partir dos dados da pesquisa.  
 Nota: As linhas tracejadas representam o intervalo de confiança de 95%.

Figura 4 - Resposta da Pobreza rural P0 a choques no bem-estar rural



Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos dados a partir dos dados da pesquisa.  
 Nota: As linhas tracejadas representam o intervalo de confiança de 95%.

#### 4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste estudo foi analisar a existência de relações entre a pobreza nos meios urbano e rural das unidades federativas brasileiras com os níveis de crescimento econômico e bem-estar. Para isso, utilizou o modelo de Vetores Autorregressivos para dados em painel (PVAR).

Um ponto interessante, ante a análise das estatísticas descritivas, foi a verificação de que o estado do Maranhão apresentou as maiores proporção de pobres,

tanto para áreas urbanas quanto rurais, no ano 2002; enquanto que no estado do Piauí, verificou-se os menores níveis de renda *per capita*, também no mesmo ano. Já o estado de Santa Catarina apresentou a menor proporção de pobres, em 2014. O Distrito Federal e o estado do Mato Grosso apresentaram os maiores níveis de renda *per capita* para áreas urbanas e rurais, respectivamente.

Os resultados do modelo VAR em painel mostraram, tanto para áreas urbanas quanto para rurais, a existência de uma relação inversa entre crescimento econômico e pobreza, e nível de bem-estar com pobreza. Assim, aumentos de renda *per capita*, associados com a redução dos níveis de desigualdade (e conseqüentemente, aumento do bem-estar social), são fundamentais para a redução dos níveis de pobreza no Brasil.

Outro resultado importante foi que, ao analisar as intensidades das respostas na proporção dos pobres aos choques na renda *per capita*, observou-se que esses choques eram mais intensos (ou elásticos) do que os relacionados ao bem-estar. Isso ocorre devido ao fato de o aumento da renda *per capita* já atuar diretamente na proporção de pobres, por se tratar de uma medida monetária (BARRETO, 2005; RAVALLION, 2002, 2016).

Como sugestões, devem ser implementadas políticas que, além de promover o crescimento econômico, consiga distribuir os ganhos de forma equitativa, principalmente em estados com maiores níveis de pobreza (Maranhão, por exemplo) e menores níveis de renda *per capita* (Piauí, por exemplo). O crescimento econômico é de suma importância para o alívio da pobreza e a melhoria do bem-estar social. Deve-se também intensificar estudos de políticas no combate à pobreza.

## REFERÊNCIAS

ADAMS, R. H. **Economic growth, inequality and poverty**: estimating the growth elasticity of poverty. World Development, 2004.

ANNENGUES, A. C.; SOUZA, W. P. S. F.; FIGUEREDO, E.; LIMA, F. S. Elasticidade da pobreza: aplicação de uma nova abordagem empírica para o Brasil. **Planejamento e Políticas Públicas (PPP)**, n. 44, jan./jun. 2015.

ARAÚJO, J. A.; TABOSA, F. J. S.; KHAN, A.S. Elasticidade renda e elasticidade desigualdade da pobreza no Nordeste brasileiro. **Revista de Política Agrícola**, n. 1, 2012.

ARAÚJO, J. A.; TABOSA, F. J. S.; KHAN, A. S. Elasticidade renda e elasticidade desigualdade da pobreza no Nordeste brasileiro. **Revista de Política Agrícola**, n. 1, 2012.

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 (PPE)**, n. 1, v. 39, p. 81-120, Rio de Janeiro, 2009.

ATKINSON, A.B. On the measurement of inequality. **Journal of Economic Theory**, v. 2, 1970.

BARRETO, F. A. F. D. **Crescimento Econômico, Pobreza e Desigualdade: O que Sabemos Sobre eles?** Série Ensaios Sobre Pobreza, n.1, LEP/CAEN, Fortaleza, 2005.

BARROS, R. P. **Sobre a evolução recente da pobreza e da desigualdade**. Brasília: IPEA, set. 2009.

BARROS, P. R.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **Determinantes da queda da desigualdade de renda Brasileira**. Rio de Janeiro: Ipea, 2007.

BENETRIX, A.S.; LANE, P.R.. The cyclical conduct of Irish Fiscal Policy. **The World Economy**. v. 35, issue 10, p. 1277-1290. Oct. 2012

BLANCHARD, O.; PEROTTI, R. An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. **The Quarterly Journal of Economics** v. 117, n. 4, p. 1329-1368, Nov. 2002.

BOURGUIGNON, F. The Growth Elasticity of Poverty Reduction: Explaining Heterogeneity across Countries and Time Periods. em: Eicher, T. e S. Turnovsky, **Inequality and Growth: Theory and Policy Implications**. Cambridge: The MIT Press, 2002.

BENETRIX, A.S.; LANE, P.R.. The cyclical conduct of Irish Fiscal Policy. **The World Economy**. v. 35, issue 10, p. 1277-1290. Oct. 2012

BLANCHARD, O.; PEROTTI, R. An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. **The Quarterly Journal of Economics**. v. 117, n. 4, p. 1329-1368, nov. 2002.

CHU, Y. Collective values, behavioural norms and rules: Building institutions for economic growth and poverty reduction. **Perspectives on Growth and poverty**. The United Nations University, 2003.

DOLLAR, D. and KRAAY, A. Growth is good for the poor. **Journal of Economic Growth**, v. 7, p. 195–225, 2002.

DATT, G; RAVALLION, M; MURGAI, R. Growth, Urbanization, and Poverty Reduction in India. World Bank Group. **Poverty and Equity Global Practice Group**, Feb. 2016.

FIGUEIREDO, E. A. de; ZIEGELMANN, F.A. Algumas simulações de efeitos de mobilidade de renda sobre o nível de bem-estar. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro: v. 63, n. 4, Out./Dez. 2009.

FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures, **Econometrica**, v. 52, n. 3, p. 761-766, 1984.

FOSU, A. K. Growth, inequality and poverty in Sub-Saharan Africa: recent progress in a global context. **Oxford Development Studies**, v. 43, n. 1, p. 44-59, 2015.

\_\_\_\_\_. **Growth, inequality and poverty reduction in developing countries: recent global evidence**. OECD development centre, Global Development, Outlook, 2010.

HALL, P. **The bootstrap and Edgeworth expansion**, Springer, New York, 1992.

HARRIS, R. D. F; TZAVALLIS, E. Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed. **Journal of Econometrics**. v. 91, p. 201–226, 1999.

HOFFMANN, R. **Distribuição de renda: medidas de desigualdade de renda e pobreza**. São Paulo, Edusp, 1998.

\_\_\_\_\_. Distribuição de renda e crescimento econômico. **Estudos Avançados**, v. 15. n. 41, jan./abr. 2001.

\_\_\_\_\_. Elasticidade da pobreza em relação à renda média e à desigualdade no Brasil e nas unidades da federação. **Revista Economia**, v. 6, n. 2, p. 255-289, 2005.

INSTITUTO DE ESTUDOS DO TRABALHO E SOCIEDADE, IETS. **PNAD – Linhas de pobreza – 1985-2015**. Disponível em: <http://www.iets.org.br/spip.php?article406>. Acesso em: 02 dez. 2016.

JUST, R. E.; HUETH, D. I.; SCHMITZ, A. **The welfare economics of public policy: a practical approach to project and policy evaluation**. Edward Elgar Publishing, 2004.

MARINHO, E.; ARAÚJO, J. Pobreza e o Sistema de Seguridade Social Rural no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 64, n. 2, 2010.

MARINHO, E.; SOARES, F.; BENEGAS, M.. Desigualdade de renda e eficiência técnica na geração de bem-estar entre os estados brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro, v. 58, n. 4, Out./Dez, p. 583-608, 2004.

MARINHO, E; ARAÚJO, J. **Crescimento econômico e concentração de renda: seus efeitos na pobreza no Brasil.** Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, Associação Nacional de Centros de Pós-graduação em Economia, 2012. (Séries working paper BNDES/ANPEC).

MOREIRA, R. C., BRAGA, M. J., TOYOSHIMA, S. H. Crescimento e desigualdade: prosperidade versus armadilhas da pobreza no desenvolvimento econômico dos estados brasileiros. **Revista Economia**, Brasília, DF, v.11, n.4, p.133–162, dez. 2010.

MUKHOPADHAYA, P.. Efficiency criteria and the sen-type social welfare function. National University of Singapore. Department of Economics, **Working Paper n. 0114.** 2001.

NEY, M. G; HOFFMANN, R. Educação, concentração fundiária e desigualdade de rendimentos no meio rural brasileiro. **Rev. Econ. Sociol. Rural**, Brasília, v. 47. n. 1, Jan./Mar. 2009.

PINHO NETO, Valdemar Rodrigues; BARRETO, Flavio Ataliba Flexa Daltro. **Decompondo A Variação da Pobreza nos Estados Brasileiros na Década de 2000: Um Novo Método De Decomposição Utilizando Dados Em Painel.** Brasília: Anpec, 2014.

PINTO, M. S; OLIVEIRA, J. C. Crescimento pró-pobre: análise dos estados brasileiros entre 1995 e 2007. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 14, n. 2, p. 327-358, Maio/Ago. 2010.

RAMOS, C. A. A queda da pobreza e da concentração de renda no Brasil. "À la Recherche" da teoria perdida. **Nova economia**, v. 25. n. 3, Belo Horizonte, Set./Dez. 2015.

RAVALLION, M. Pro-poor growth: a Primer. **Policy Research Working Papers**, n. 3242, World Bank, 2004.

\_\_\_\_\_. **The economics of poverty: history, measurement and policy.** Oxford: University Press. 2016.

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, 1997.

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

SEN, A.K. **On economic inequality.** Oxford: Clarendon Press, 1973.

SILVEIRA NETO, R. M. Crescimento pró-pobre no nordeste do Brasil: uma análise dos períodos (1991-2000 e 2000-2010). **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 44, n. 3, Jul./Set. 2014.

SOUZA, H. G.; TABOSA, F. J. S. ; ARAUJO, J. A. . Income elasticities and inequality of poverty in urban and rural areas of the Brazilian states: a spatial approach. **Cepal Review**, v. 129, p. 73-90, 2019.

SOUZA, H. G.; TABOSA, F. J. S. ; ARAUJO, J. A. ; CASTELAR, P. U. C. . A Spatial Analysis of How Growth and Inequality Affect Poverty in Brazil. **RAP. Revista Brasileira de Administração Pública**, v. 55, p. 459-482, 2021.

VIEIRA, Roberta da Silva; MONASTERIO, **Leonardo M. Peso regionais na função de bem-estar social: Uma aplicação para o Fundo de Participação dos Estados (FPE)**. Brasília: IPEA, 2011.

VIEIRA FILHO, J.E.R.. Indicadores de produtividade e sustentabilidade do setor agropecuário brasileiro. **Nota técnica DIRUR/IPEA**, n. 29, jun. 2022.

TABOSA, F. J. S.; CASTELAR, P. U. C. ; IRFFI, G. D. . Brasil, 1981-2013: efectos del crecimiento económico y de la desigualdad de los ingresos en la pobreza. **Revista de la CEPAL (Impresa)**, v. 120, p. 163-180, 2016.

TAQUES, F. H; MAZZUTTI, C. C. T. P. C. Qual a relação entre desigualdade de renda e nível de renda per capita? Testando a hipótese de kuznets para as unidades federativas brasileiras. **Planejamento e Políticas Públicas (PPP)**, n. 35, Jul./Dez. 2010.