



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
<http://ageconsearch.umn.edu>
aesearch@umn.edu

Papers downloaded from AgEcon Search may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

Estudo Sobre a Decomposição dos Determinantes da Variação da Pobreza nos Estados Brasileiros no Período 2001 a 2012¹

Janaina Cabral da Silva² e Jair Andrade Araujo³

Resumo: Fundamentando-se nas teorias que procuram relacionar pobreza, desigualdade, crescimento econômico e bem-estar, o objetivo central deste estudo é decompor a variação da pobreza, baseando-se nos seguintes fatores: efeito tendência, efeito crescimento, efeito desigualdade e efeito residual em relação aos estados brasileiros, entre 2001 e 2012. Para tanto, parte-se da estimativa de um modelo estatístico com dados em painel, com utilização das seguintes variáveis: pobreza, renda familiar *per capita* e o índice de Gini, extraídas da PNAD. Em relação ao modelo adotado, é válido destacar que o efeito tendência é uma distinção, uma vez que não foi ainda utilizada em decomposições para área rural, mas apenas para zona urbana. Quanto ao aspecto relativo à redução de pobreza, os resultados encontrados indicam que, na maior parte dos estados, o efeito crescimento se sobressaiu em relação aos demais no período analisado. Não obstante, o efeito distribuição também teve sua importância nesse processo, seguido do efeito tendência. Porém, o efeito residual foi de pouca relevância.

Palavras-chaves: Decomposição; Pobreza; Desigualdade; Crescimento econômico.

Abstract: *Basing on theories that seek to relate poverty, inequality and economic growth, the aim of this study is to decompose the variation of poverty through the following factors: trend effect, growth effect, inequality effect and residual effect of the Brazilian states between 2001 and 2012. It starts from the estimation of a statistics model with data in a panel, using the following variables: poverty, household income, per capita and the Gini index, extracted from PNAD. On this methodology is valid to point that the trend effect is a distinction, once it was not used yet in decomposition to rural area, but just for urban zone. Concerning about the aspect of poverty reduction, the results found show that, in most part of states, the growth effect excelled over the others during the analyzed period.*

-
1. Data de submissão: 27 de junho de 2014. Data de aceite: 11 de novembro de 2015.
 2. Universidade Federal do Ceará. Fortaleza, Ceará, Brasil. E-mail: janaina.12@gmail.com
 3. Universidade Federal do Ceará. Fortaleza, Ceará, Brasil. E-mail: jaraujoce@gmail.com

Nevertheless, the distribution effect also had its importance in the process, followed by the trend effect. However, the residual effect had little relevance.

Key-words: *Decomposition; Poverty; Inequality; Economic growth.*

Classificação JEL: I30, I32, I38.

1. Introdução

Decompor a variação da pobreza parece ter se tornado uma prática comum e objeto de muitos estudos nos últimos anos. Sua importância remete ao fato de que uma melhor compreensão da dinâmica da pobreza tende a impactar positivamente nas condições de vida da população como um todo.

Ao tratar e mensurar a pobreza na esfera unidimensional – conceito em que a renda monetária diferencia os pobres dos não pobres – os estudos pertinentes à decomposição da variação da pobreza em seus dois macros determinantes imediatos (crescimento econômico e redução da desigualdade) têm logrado destaque na literatura conforme ressaltam Matias, Salvato e Barreto (2010). Assim, as variações nos índices de pobreza são explicadas em termos de diferenças de renda *per capita* e desigualdade de renda.

Barros *et al.* (2007) constataram que a incidência de pobreza no Brasil é bem mais elevada do que na maior parte dos países que têm renda *per capita* semelhante. Verificaram também que a desigualdade de renda é um fator preponderante para que o crescimento econômico seja relativamente ineficiente na diminuição da pobreza, o que leva a deduzir que o efeito do crescimento econômico sobre a redução da pobreza é menor no Brasil que nos demais países que obtiveram o mesmo nível de renda.

As políticas ostentadas para esta finalidade normalmente aplicam-se naquelas que possam instigar o crescimento econômico para que a elevação da renda média da economia e/ou a diminuição da desigualdade de renda entre os indivíduos possam amortizar os indicadores da pobreza. No entanto, é indispensável aferir o peso que se deve atrelar a cada uma dessas estratégias.

A variação na taxa de pobreza decorre diretamente e indiretamente da redistribuição de renda ou do crescimento econômico, sendo que pode ainda ser decorrente de ambos. Com isso, cabe avaliar a importância de cada efeito na variação da pobreza (RAVALLION e CHEN, 1997).

Em decorrência destas evidências, algumas pesquisas apontam quais fatores estão influenciando a elasticidade renda-pobreza e desigualdade-pobreza no Brasil. De acordo com Araújo (2009), ainda não há uma concordância de quais são as relações existentes entre pobreza, crescimento e desigualdade. Com isso, é de extrema relevância especificar qual o efeito que cada um desses fatores tem sobre o outro, fatores estes que podem ser encontrados em modelos que calculem as elasticidades de um fator em relação ao outro.

Neste sentido, o método sugerido neste estudo fundamenta-se nas teorias que procuram relacionar pobreza, desigualdade, crescimento econômico e bem-estar, com o objetivo de decompor a variação da pobreza em conformidade com

a metodologia desenvolvida por Pinho Neto e Barreto (2014), baseando-se nos seguintes fatores: Efeito Tendência, Efeito Crescimento, Efeito Desigualdade e Efeito Residual para os estados brasileiros nas áreas urbana e rural do Brasil entre 2001 e 2012.

Desta forma, será possível fazer um comparativo entre os resultados que serão encontrados no contexto urbano e rural, não elucidados anteriormente. Ou seja, contempla-se uma análise mais robusta por acreditar que essas regiões possuem dinâmicas de desigualdade de renda, pobreza e renda diferenciadas. Portanto, é mais prudente avaliá-las separadamente.

Este trabalho progride por analisar a decomposição da variação da pobreza tanto para a área urbana quanto para rural, concomitantemente, comparando-as segundo os fatores acima mencionados. Avança, ainda, por ter incorporado à sua metodologia o efeito tendência, em que este é um componente distinto que não fora utilizado em decomposições para a área rural, mas apenas para zona urbana, como destaca o estudo desenvolvido por Pinho Neto e Barreto (2014). Com isso, é possível fazer um comparativo entre as áreas assinaladas e indicar que este componente pode afetar, substancialmente, a pobreza em diferentes circunstâncias e contextos.

Para a aplicação do método desenvolvido, dispõe-se de uma base de dados em forma de painel, contemplando as unidades federativas do Brasil nas áreas urbana e rural, entre 2001 e 2012. As variáveis disponíveis correspondem aos indicadores de pobreza, renda e desigualdade, calculadas a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNADs) disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Este estudo, além desta introdução, estrutura-se em seis seções. Na seção seguinte será exposto o arcabouço e empírico que dar fundamento à problematização aqui sugerida sobre esta temática. A seção três apresenta o modelo econometrônico e os métodos de estimação utilizados. Sequencialmente, a quarta seção, define e discute a base de dados. Na seção cinco há uma análise

dos resultados obtidos da estimação do modelo econometrônico. Por fim, a seção seis é dedicada às considerações finais.

2. Arcabouço teórico

2.1. Pobreza e sua decomposição

Quando as necessidades humanas não são atendidas adequadamente em uma determinada sociedade, considera-se que há pobreza. Porém, é prudente explicitar quais são essas carências e qual o nível de atendimento mais apropriado, uma vez que existe uma sutil diferença entre esses dois fatores. O primeiro está ligado às necessidades absolutas, enquanto o segundo trata as necessidades de forma relativa (ROCHA, 2006; RAVALLION, 1992).

Entre os estudos pioneiros pautados à pobreza está o trabalho de Rowntree (1901), em que fora estabelecida uma linha de pobreza monetária aferindo os mínimos requisitos para uma apropriada dieta nutricional interligada com uma estimada precisão de vestuário e moradia, fatores pertinentes aos meios de subsistência.

O Brasil se sobressai em meio ao cenário mundial como uma nação que possui uma vasta quantidade de indivíduos reputados pobres, entretanto, não podem ser classificados como tal ao considerar seu nível médio de renda *per capita*. Ou seja, “o Brasil, apesar de dispor de um enorme contingente de pessoas abaixo da linha de pobreza, não pode ser considerado um país pobre” (BARROS, HENRIQUES e MENDONÇA, 2000).

Considera-se ainda que, no Brasil, em toda sua extensão territorial, existe pobreza sendo que as desigualdades de renda são demasiadamente altas. De acordo com Rocha (2006), o país ascendeu nos últimos anos e, consequentemente, se atualizou. Diante disso, se encontra atualmente dentre os países de renda média, ostentando níveis de produto em conformidade com a segurança de condições de vida apropriadas a todos. A autora ressalta também que, com o aumento da renda, a pobreza absoluta se reduziu, porém, posiciona-se em altos níveis decorrente da

tenacidade da elevada desigualdade na distribuição de rendimentos.

No entanto, diversos estudos mostram diminuição da pobreza e desigualdade de renda nos últimos anos no Brasil. Por exemplo, Silva *et al.* (2014), ao estudarem a pobreza por diversas dimensões, encontraram uma trajetória decrescente da pobreza entre 2006 a 2012. Os resultados sugerem uma redução da pobreza multidimensional no País de 24,24%, em 2006, para 21,23%, em 2012.

Na mesma perspectiva, Araujo e Moraes (2014) estudaram a desigualdade renda através de dados da PNAD entre 2002 a 2011. Concluíram que houve uma trajetória decrescente da desigualdade de renda no Brasil passando de 0,582, em 2002, para 0,524, em 2011.

Em consonância com um dos autores supracitado, Ribeiro, Araujo e Feitosa (2015) analisaram se o crescimento econômico no Brasil tem sido pró-pobre em suas áreas urbanas e rurais, com base nos dados dos censos demográficos de 2000 a 2010. Concluíram que, apesar de o crescimento gerar padrões diferenciados de pobreza e de desigualdade de renda entre estados e regiões, bem como entre as áreas urbanas e rurais, houve uma trajetória de queda da desigualdade de renda e pobreza em todos os estados brasileiros no período analisado.

Em relação à decomposição da pobreza, os primeiros a conceberem os estudos foram os pesquisadores Kakwani e Subbarao (1990) e Jain e Tendulkar (1990). Após essa iniciativa, mais estudiosos sugeriram vários outros métodos de decomposição cada vez mais robustos, como Datt e Ravallion (1992), que avançaram em uma decomposição da variação da pobreza ao admitirem uma variação das contribuições de crescimento e da desigualdade. Os autores aludem que as variações na pobreza são decompostas em três elementos: (1) um efeito de crescimento, mensurando alterações na pobreza que seriam adquiridos – se a Curva de Lorenz permanecesse constante; (2) um efeito de redistribuição, avaliando as alterações na pobreza imputável a um deslocamento da curva de Lorenz, quando

a renda média é constante, e (3) um residual medindo-se a interação entre o crescimento e efeitos de redistribuição.

Em seus estudos, Marinho e Soares (2003), descobriram proeminências de que o efeito crescimento é eficiente para a diminuição da pobreza, sobretudo na região Norte do Brasil, aplicando informações de todos os estados do País entre 1985 e 1999. Empregaram também um processo metodológico que possibilitou decompor a variação na pobreza advinda da alteração na renda média, bem como de mudanças na concentração de renda, mensurada pelo coeficiente de Gini. Assim sendo, o crescimento da renda pode ser considerado uma boa estratégia para se resistir à pobreza.

Utilizando-se da “decomposição de Shapley”, Araújo (2007) perpetrhou um estudo para as mesorregiões do estado de Minas Gerais entre 1970 e 2000. Apontou que o crescimento foi pró-pobre, pró-rico e diverso, sendo que este último foi no sentido de que algumas mesorregiões indicaram pró-pobre e outras não, nos anos 1970, 1980 e 1990, respectivamente. Através da mesma metodologia, produziu uma decomposição espacial, inferindo que as mesorregiões com renda média menor são as que exibem maiores índices de pobreza relativamente às demais.

Son (2003) indica uma metodologia tecnicamente acatada como inovadora em determinadas facetas, sendo sua motivação as brechas deixadas por outros estudiosos, como por exemplo, a não existência de concordância na literatura em relação à conexão entre crescimento e desigualdade. Esta ligação poderia originar, de maneira implícita, o efeito residual descoberto em diversas decomposições. Tal método consente que haja um componente adicional para o esclarecimento da pobreza e sua metodologia incide em dividir a população em classes, dividindo as variações na pobreza no meio de cada classe e entre classes. Desta forma, admite-se separar a mudança da pobreza em efeito crescimento dentro da classe, efeito desigualdade dentro da classe e efeito mudanças entre classes – efeito populacional.

Diversos estudiosos passaram a acoplar às suas pesquisas sobre o bem-estar social questões

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

Ainda em consonância com o pensamento dos mencionados autores, o primeiro requisito para se desenvolver uma medida de pobreza é escolher uma forma de mensurar o bem-estar, podendo ser a renda, por exemplo. Outra condição seria optar por uma linha de pobreza adequada, de tal forma a determinar um ponto que faça separação dos indivíduos em dois grupos, os pobres e não pobres. Tendo-se já um limiar, pode-se considerar que, caso haja qualquer pessoa que o ultrapasse, este deixa de ser reputado como pobre. Sendo assim, ao considerar que o bem-estar é contínuo, em relação à cada renda individual, torna-se possível edificar linhas de pobreza o quanto se ache necessário.

2.2. Pobreza, Crescimento Econômico e Desigualdade: uma Tríplice Relação

A tríplice relação da pobreza, do crescimento econômico e da desigualdade sempre foi considerado um fator preponderante para os economistas no tocante ao desenvolvimento de um país e/ou região. Essa interação foi amplamente discutida na segunda metade do século XX, a partir de várias percepções e com base nos trabalhos de W. Arthur Lewis (1954) e Simon Kuznets (1955). O processo do desenvolvimento econômico, de acordo com Lewis, foi estimulado pela transferência de recursos produtivos de setores atrasados e com pouca produtividade, agricultura de subsistência, para os setores de maior produtividade, como a plantação moderna na agricultura ou indústria.

Diversos estudos empíricos, tanto nacionais como internacionais, realizam pesquisas no que diz respeito às relações entre o crescimento econômico e a pobreza. Em algumas destas foi

possível verificar que há duas opções empregadas para representar o crescimento econômico, a saber: o Produto Interno Bruto-PIB ou a renda média. Segundo Araújo *et al.* (2012), há um comum acordo entre os pesquisadores de que, para se diminuir a pobreza, dois fatores são de extrema importância: a taxa média de crescimento e o nível inicial da desigualdade de renda.

A correlação existente entre crescimento econômico e diminuição da pobreza pode ser mensurada por meio da elasticidade-renda ou elasticidade-crescimento. Caso haja aumento desta elasticidade, políticas públicas de resistência à pobreza, fundamentadas no crescimento econômico, são de maior eficiência, uma vez que elevações na renda implicam, em maiores proporções, em reduções na pobreza. Ocorrendo o inverso, isto é, elasticidade baixa e estratégias de diminuição da pobreza com melhor adequação, necessitariam abarcar uma combinação de crescimento econômico com alguma espécie de redistribuição de renda (MARINHO e ARAÚJO, 2010).

Seguindo esse pensamento, Bourguignon (2002) ressalta que a influência mútua entre essas três variáveis dá subsídio suficiente para se diagnosticar em qual proporção a elevação da renda ou o arrefecimento da desigualdade impactariam na redução da pobreza. Destaca, ainda, que a diminuição da pobreza está demasiadamente conectada com a desigualdade de renda e com a renda média de uma região ou país.

O autor supracitado, em seu estudo, admite a log-normalidade da distribuição de renda e considera dois fatores como sendo causadores das variações na pobreza: o efeito crescimento que acontece por meio de uma modificação adequada em todos os decis de renda, sem que haja, essencialmente, alteração na renda relativa, e uma incidência de mudança na distribuição de renda relativa, considerada como efeito distributivo.

Desta forma, conforme outrora mencionado, a desigualdade de renda pode ser decorrente de dois efeitos sobre a evolução da pobreza, sendo um direto e outro indireto, por meio da relação com a renda média. Assim, pode-se avaliar as implicações do crescimento sobre a desigual-

dade como, também, da desigualdade sobre o crescimento. No caso da primeira abordagem, a hipótese de Kuznets (1955) foi a pioneira na investigação dessa relação.

Bourguignon (2004) define tal conectividade como “triângulo pobreza – desigualdade – crescimento”. Desde então, diversas pesquisas foram sendo aperfeiçoadas para se identificar e medir a correlação que há entre os impactos do crescimento, bem como da desigualdade de renda na pobreza.

A desigualdade está vinculada, também, à estruturação do sistema social em vigência. De acordo com Fernandes (2000), sabendo-se as raízes, formadoras de valores e sentidos, torna-se aceitável a compreensão da causa do modo de vida, das representações sociais e das “privações relativas” a ela associada. Ao permitir a emergência das diferenças, a desigualdade, apesar de sua perversidade, vai além dela, ou seja, é um dos elementos básicos para o funcionamento da vida “coletiva” moderna.

Perry *et al.* (2006) perceberam a conservação da pobreza e a diminuição das taxas de crescimento econômico nos países latinos americanos como um conjunto de forças que interagem entre si. Para eles, há uma forte ligação entre a pobreza e a fragilidade do crescimento econômico de modo que altos níveis de pobreza e desigualdade são fatores que esclarecem boa parte da conservação de abreviadas taxas de crescimento.

3. Metodologia

Esta subdivisão reserva-se a descrever, detalhadamente, um método de decomposição da variação da pobreza. Ao ter como alicerce o que fora relatado até então, é possível esperar três resultados que permitirão a formulação de duas proposições com relação à interação das seguintes variáveis: renda média, desigualdade e pobreza. Ressalta-se que estas serão testadas empiricamente a partir do modelo econométrico que será estimado neste trabalho. São elas:

a) **Hipótese 1 – Relação Inversa:** há uma inversa relação entre a renda média da

sociedade com a pobreza para um determinado nível de desigualdade de renda;

b) **Hipótese 2 – Relação Direta:** há uma relação direta entre desigualdade de renda e pobreza para um dado nível de renda média;

c) **Hipótese 3 – Efeito não Linear:** quanto mais elevados forem os níveis de desigualdade de renda, menor deverá ser a sensibilidade da pobreza em relação à renda média da sociedade.

Fazendo uma breve sistematização destes resultados, seguindo uma abordagem de estatística-comparativa, considera-se que uma função $\varphi(\cdot)$ represente a relação implícita entre pobreza e os seus macrodeterminantes renda (R), desigualdade (D), tendência (T) e outros fatores (ω). Formalmente, escreve-se a pobreza da seguinte forma:

$$P_t = \varphi(R_t, D_t, T, \omega_t) \quad (1)$$

Considerando-se que, em termos simplificados, apenas as variações na renda e na desigualdade, de modo que os demais fatores – resíduos – que afetam a pobreza, ω_t , continuam fixos. Supondo-se, também, adicionalmente, que a forma funcional que relaciona as variáveis, $\varphi(\cdot)$, seja estável no tempo e tomando-se a derivada total na equação acima, tem-se:

$$dP = \frac{\partial \varphi(\cdot)}{\partial R} dR + \frac{\partial \varphi(\cdot)}{\partial D} dD \quad (2)$$

Considerando que as variações na renda (dR) e na desigualdade (dD) sejam tais que a pobreza permaneça constante em algum nível, isto é, $dD = 0$, e supondo também que $(\partial \varphi / \partial R) \neq 0$, pode-se escrever, implicitamente, a renda como função da desigualdade da seguinte forma:

$$\frac{dR}{dD} = - \frac{\frac{\partial \varphi}{\partial D}}{\frac{\partial \varphi}{\partial R}} \quad (3)$$

Neste caso, a derivada parcial do numerador deve ser positiva, pois existe uma relação direta entre desigualdade de renda e pobreza (hipótese 2) e a derivada parcial do denominador deve ser negativa devido à relação inversa entre renda média e pobreza (hipótese 1). Como resultado, o lado direito de (3) é positivo, significando uma relação direta entre renda e desigualdade no plano (D, R), para um dado nível de pobreza constante.

3.1. Especificação econométrica do modelo

O modelo econométrico aqui apresentado é uma versão modificada por Pinho Neto e Barreto (2014), mas similarmente aos que outrora foram utilizados por vários autores que estudaram a temática envolvida (EASTERLY, 2000; DOLLAR e KRAAY, 2002; FOSU, 2008, 2009, 2010; ADAMS, 2004; RAVALLION, 1997).

A vantagem da especificação usada neste trabalho está na interação entre as variáveis renda e desigualdade e na possibilidade de efeitos fixos na tendência⁴. Considerando a estrutura de dados em painel e o modelo, na forma log-linear, tem-se:

$$\begin{aligned} \ln P_i(t) = & \\ & \alpha + \mu_i + \tau(t) + \delta_i \cdot t + \\ & \beta^R \ln R_i(t) + \beta^D \ln D_i(t) + \\ & \beta^I [\ln R_i(t)] + \omega_i(t) \end{aligned} \quad (4)$$

$i \in \{1, 2, \dots, N\} \quad t \in \{1, 2, \dots, T\}$

O subscrito ' i ' indexa a unidade *cross section* e ' t ' indexa o tempo. A variável dependente é simbolizada pelo logaritmo de um indicador de pobreza, genérico, indexado simultaneamente por ' i ' e ' t '. As variáveis explicativas correspondem a uma medida de renda (em log) e uma de desigualdade (em log), em que ambas são, tam-

4. Nos trabalhos mais recentes, como em Fosu (2008, 2009 e 2010), também foi reconhecida a importância de se incorporar a interação entre renda e desigualdade na determinação da pobreza. Porém, o autor não considera a possibilidade de ter uma tendência de diminuição/aumento da pobreza diferenciada para cada unidade *cross section*.

bém, indexadas por ' i ' e ' t '. Existe também um termo de interação, $\ln R_i(t) \cdot \ln D_i(t)$, como sugerida pela teoria exposta.

Adicionalmente, se tem uma tendência distinta, δ_i , para cada unidade *cross section* e um conjunto de efeitos fixos temporais, $\tau(t)$. O modelo possui um intercepto comum, α , e um conjunto de efeitos fixos dados por μ_i . Por fim, tem-se o termo de erro idiossincrático, $\omega_i(t)$, que supostamente atende as hipóteses clássicas de dados em painel. Logo, se tem $2N+T+4$ parâmetros para serem estimados com um total de NT observações⁵. Vale destacar que o modelo descrito em (4) é apenas uma parametrização da função dada em (1).

Partindo-se do modelo (4), as elasticidades '*renda-pobreza*' e '*desigualdade-pobreza*' serão distintas para cada ' i ' e para cada ' t ', podendo, facilmente, ser obtidas:

Elasticidade Renda-Pobreza:

$$\in_i^R(t) = \frac{\partial \ln P_i(t)}{\partial \ln R_i(t)} = \beta^R + \beta^I \ln D_i(t)$$

Elasticidade Desigualdade-Pobreza:

$$\in_i^D(t) = \frac{\partial \ln P_i(t)}{\partial \ln D_i(t)} = \beta^D + \beta^I \ln R_i(t)$$

A partir dessas elasticidades, pode-se testar, empiricamente, a validade das três hipóteses descritas na subdivisão anteriormente exposta, a saber:

• Hipótese 1 (*Relação Inversa*):

$$\in_i^R(t) < 0 \quad \forall i \in \{1, 2, \dots, N\} \quad t \in \{1, 2, \dots, T\}$$

• Hipótese 2 (*Relação Direta*):

$$\in_i^D(t) > 0 \quad \forall i \in \{1, 2, \dots, N\} \quad t \in \{1, 2, \dots, T\}$$

• Hipótese 3 (*Efeito não Linear*):

$$\frac{d |\in_i^R(t)|}{d D_i(t)} < 0 \quad \forall i \in \{1, 2, \dots, N\} \quad t \in \{1, 2, \dots, T\}$$

5. Na prática, em alguns casos, a estimativa deve ser feita desconsiderando alguns dos efeitos fixos citados, sem que se perca a generalidade do método proposto. Em certas circunstâncias, por exemplo, pode-se deparar com uma sobreparametrização, relativamente ao número de observações disponíveis, o que pode fazer com que se percam muitos graus de liberdade.

Assim, as duas primeiras hipóteses podem ser validadas ou refutadas simplesmente atentando para os sinais das elasticidades estimadas a partir do modelo. Quanto à Hipótese 3, esta pode ser avaliada observando o sinal do coeficiente de interação, β^I , obtendo-se o seguinte:

$$\frac{d | \in_i^R(t) |}{d D_i(t)} < 0 \Leftrightarrow \frac{d | \in_i^R(t) |}{d \ln D_i(t)} < 0 \Leftrightarrow \frac{d(-\in_i^R(t))}{d \ln D_i(t)} < 0 \Leftrightarrow \frac{(c) d(-\beta^R - \beta^I \ln D_i(t))}{d \ln D_i(t)} < 0 \Leftrightarrow \beta^I < 0 \Leftrightarrow \beta^I > 0$$

Foram usados os seguintes fatos: (a) $D_i(t) > 0$ e a função logarítmica é crescente; (b) hipótese 1, mais as propriedades do módulo, e (c) a definição de elasticidade renda-pobreza. Vale ressaltar que a simples obtenção das elasticidades, como já vem sendo feito na maioria dos trabalhos empíricos que estimam modelos deste tipo, não é suficiente para se ter um diagnóstico preciso dos seus determinantes, dado que não extraem o máximo de informação disponível nos dados.

Nos parágrafos que se seguem, propõe-se um método de decomposição da variação da pobreza que tem a propriedade de ser separadamente aditivo. O método parte da estimação do modelo (4). Baseado no resultado da estimação é possível atribuir 'pesos' aos fatores que impactaram na variação da pobreza, tais como: tendência, crescimento, distribuição e resíduos (outros fatores). Os detalhes do método desenvolvido neste trabalho são apresentados a seguir.

Pode-se escrever a igualdade em (4) para dois anos adjacentes arbitrários, isto é, $j \in \{1, 2, \dots, T\}$ e $(j-1) \in \{1, 2, \dots, T\}$. Neste caso, tem-se:

Para $t = j$

$$\ln P_i(j) = \alpha + \mu_i + \tau(j) + \delta_i j + \beta^R \ln R_i(j) + \beta^D \ln D_i(j) + \beta^I [\ln R_i(j) \cdot \ln D_i(j)] + \omega_i(j)$$

Para $t = j-1$

$$\ln P_i(j-1) = \alpha + \mu_i + \tau(j-1) + \delta_i(j-1) + \beta^R \ln R_i(j-1) + \beta^D \ln D_i(j-1) + \beta^I [\ln R_i(j-1) \cdot \ln D_i(j-1)] + \omega_i(j-1)$$

Fazendo a diferença entre as duas equações acima, ou seja, subtraindo a última igualdade da primeira e utilizando as propriedades do logaritmo, chega-se ao seguinte resultado:

$$\ln \left[\frac{P_i(j)}{P_i(j-1)} \right] = \Delta\tau(j) + \delta_i + \beta^R \ln \left[\frac{R_i(j)}{R_i(j-1)} \right] + \beta^D \ln \left[\frac{D_i(j)}{D_i(j-1)} \right] + \beta^I [\ln R_i(j) \cdot \ln D_i(j) - \ln R_i(j-1) \cdot \ln D_i(j-1)] + \Delta\omega_i(j)$$

Ou, de forma equivalente:

$$\gamma_{ij}^p = \Delta\tau(j) + \delta_i + \beta^R \gamma_{ij}^R + \beta^D \gamma_{ij}^D + \beta^I [\ln R_i(j) \cdot \ln D_i(j) - \ln R_i(j-1) \cdot \ln D_i(j-1)] + \Delta\omega_i(j) \quad (5)$$

Sendo que γ_{ij} representa a taxa de crescimento/decrescimento das respectivas variáveis entre as datas $t = j$ e $t = (j-1)$, para cada unidade cross section 'i'. O sobreescrito define a variável que

está sendo considerada. Assim, $\gamma_{ij}^p \equiv \left[\frac{P_i(j)}{P_i(j-1)} \right]$, $\gamma_{ij}^R \equiv \left[\frac{R_i(j)}{R_i(j-1)} \right]$, $\gamma_{ij}^D \equiv \left[\frac{D_i(j)}{D_i(j-1)} \right]$ representam a variação percentual da pobreza, da renda e da desigualdade, respectivamente. Além disso, define-se os termos $\Delta\omega_i(j) \equiv \omega_i(j) - \omega_i(j-1)$ e $\Delta\tau \equiv \tau(j) - \tau(j-1)$.

Pode-se pensar nesta decomposição sob uma abordagem contrafactual e fazer a seguinte indagação: "Quanto seria a variação da pobreza entre dois períodos distintos se a renda tivesse variado, porém, a desigualdade permanecesse fixa?", ou vice-versa. Com base neste questionamento, pode-se somar e subtrair o termo interativo $\beta^I [\ln R_i(j) \cdot \ln D_i(j-1)]$, com cada termo em datas distintas, do lado direito da equação (5). Verifica-se que a igualdade se transforma em:

$$\begin{aligned} \gamma_{ij}^p &= \Delta\tau(j) + \delta_i + \beta^R \gamma_{ij}^R + \beta^D \gamma_{ij}^D + \beta^I [\ln R_i(j) \cdot \ln D_i(j) - \ln R_i(j-1) \cdot \ln D_i(j-1)] + \\ &+ \beta^I [\ln R_i(j) \cdot \ln D_i(j-1) - \ln R_i(j) \cdot \ln D_i(j-1)] + \\ &+ \Delta\omega_i(j) \end{aligned} \quad (6a)$$

Rearranjando os termos,

$$\begin{aligned} \gamma_{ij}^p &= \Delta\tau(j) + \delta_i + \beta^R \gamma_{ij}^R + \beta^D \gamma_{ij}^D + \beta^I [\ln R_i(j) \cdot \ln D_i(j) - \ln R_i(j-1) \cdot \ln D_i(j-1)] + \\ &+ \beta^I [\ln R_i(j) \cdot \ln D_i(j-1) - \ln R_i(j-1) \cdot \ln D_i(j-1)] + \\ &+ \Delta\omega_i(j) \end{aligned} \quad (6b)$$

Fazendo uso novamente das propriedades do logaritmo, a equação acima é equivalente à:

$$\gamma_{ij}^p = \Delta\tau(j) + \delta_i + \beta^R \gamma_{ij}^R + \beta^D \gamma_{ij}^D + \beta^I \gamma_{ij}^I [\ln R_i(j)] + \beta^I \gamma_{ij}^R [\ln D_i(j-1)] + \Delta\omega_i(j) \quad (6c)$$

Podendo, ainda, isolar os termos comuns, obtém-se:

$$\gamma_{ij}^p = \Delta\tau(j) + \delta_i + \gamma_{ij}^R [\beta^R + \beta^I \ln D_i(j-1)] + \gamma_{ij}^D [\beta^D + \beta^I \ln R_i(j)] + \Delta\omega_i(j) \quad (6d)$$

Utilizando as definições de elasticidade, renda-pobreza e elasticidade desigualdade-pobreza, dadas anteriormente, pode-se substituir seus respectivos valores nos termos entre colchetes na equação acima. Nesse caso, alcança-se o primeiro resultado de interesse do artigo:

$$\gamma_{ij}^p = \Delta\tau(j) + \delta_i + \in_i^R(j-1) \cdot \gamma_{ij}^R + \in_i^D(j) \cdot \gamma_{ij}^D + \Delta\omega_i(j) \quad (7)$$

Na igualdade dada em (7), verifica-se que a variação da pobreza pode ser decomposta aditivamente em quatro componentes bem definidos:

- **Efeito Tendência (ET):** o primeiro componente da equação acima, $\Delta\tau(j) + \delta_i$, representa uma tendência de queda/aumento da pobreza na unidade transversal $'i'$ entre os anos $t = j$ e $t = j-1$. Esse termo pode ser interpretado como a contribuição, para a variação da pobreza, de fatores que, apesar de não estarem explicitamente no modelo, podem ser bem captados pelo próprio tempo, como: tecnologia, condições climáticas etc.;
- **Efeito Crescimento (EC):** o segundo componente, $\in_i^R(j-1) \cdot \gamma_{ij}^R$, pode ser interpretado como a contribuição do crescimento da renda sobre a variação da pobreza na unidade $'i'$ entre os anos $t = j$ e $t = j-1$. Esse fator é representado pelo produto entre a elasticidade renda-pobreza, na data $t = j$, e a taxa de variação da renda entre $t = j$ e $t = j-1$;

• **Efeito Distribuição (ED):** esse componente, $\in_i^D(j) \cdot \gamma_{ij}^D$ pode ser interpretado como a contribuição da desigualdade para a variação da pobreza no estado $'i'$ entre os anos $t = j$ e $t = j-1$. Analogamente ao (EC) este componente é dado pelo produto da elasticidade desigualdade-pobreza, na data $t = j$ com a taxa de variação da desigualdade entre $t = j$ e $t = j-1$;

• **Efeito Residual (ER):** tem-se, ainda, um componente residual representado pelo termo $\Delta\omega_i(j)$, que corresponde aos fatores ou choques não observados que podem afetar a pobreza durante o período estudado.

Portanto, pode-se obter a decomposição de γ_{ij}^p para cada unidade $'i'$ e para cada ano $'j'$, o que permite estudar a evolução temporal de cada um desses fatores macrodeterminantes da variação da pobreza para cada unidade *cross section*.

Da equação (7), se pode obter, ainda, os determinantes da variação da pobreza para o período como um todo. Isto é, pode-se conseguir os determinantes da variação média da pobreza entre as datas inicial ($j = 1$) e final ($j = T$) da amostra. Para tanto, define-se γ_i^p como sendo a variação média da pobreza para todo o período de análise. Utilizando as propriedades do logaritmo, tem-se:

$$\begin{aligned} \gamma_i^p &\equiv \frac{1}{T-1} \sum_{j=2}^T \gamma_{ij}^p = \frac{1}{T-1} \sum_{j=2}^T \ln \left[\frac{P_i(j)}{P_i(j-1)} \right] = \\ &= \frac{1}{T-1} \ln \left[\prod_{j=2}^T \frac{P_i(j)}{P_i(j-1)} \right] = \frac{1}{T-1} \ln \left[\frac{P_i(T)}{P_i(1)} \right] \end{aligned} \quad (8)$$

Então, pode-se somar a equação (7) dos dois lados para $j = 2, 3, \dots, T$ e dividir por $T-1$, de modo que permita ter uma média da variação da pobreza durante todo o período. Juntando o resultado da soma da equação (7) com (8), tem-se:

$$\begin{aligned} \gamma_i^p &\equiv \frac{1}{T-1} \sum_{j=2}^T [\Delta\tau(j) + \delta_i] + \frac{1}{T-1} \sum_{j=2}^T \in_i^R(j-1) \cdot \gamma_{ij}^R + \\ &+ \frac{1}{T-1} \sum_{j=2}^T \in_i^D(j) \cdot \gamma_{ij}^D + \frac{1}{T-1} \sum_{j=2}^T \Delta\omega_i(j) \end{aligned} \quad (9)$$

Os termos do primeiro somatório se cancelam iterativamente. Logo, adquire-se o seguinte resultado:

$$\gamma_i^p \equiv \frac{1}{T-1}[\tau(T) - \tau(1) + \delta_i] + \frac{1}{T-1} \sum_{j=2}^T \in_i^R(j-1) \cdot \gamma_j^R + \\ + \frac{1}{T-1} \sum_{j=2}^T \in_i^D(j) \cdot \gamma_j^D + \frac{1}{T-1} \sum_{j=2}^T \Delta\omega_i(j)$$

Cada um dos componentes do lado direito é semelhante aos que já foram definidos anteriormente (ET, EC, ED e ER), mas agora estão em termos de médias. Nota-se que os efeitos crescimento (EC) e desigualdade (ED) agora são representados por uma média do período, ponderada pelas respectivas elasticidades. Isto indica que o impacto das variáveis (renda e desigualdade) sobre a variação da pobreza depende do quanto elas variam, mas também da sensibilidade da pobreza em relação a cada uma delas. Por fim, dividindo ambos os lados da igualdade acima pela variação média da pobreza, γ_i^p tem-se:

$$100\% = \frac{\frac{1}{T-1}[\tau(T) - \tau(1) + \delta_i]}{\gamma_i^p} + \frac{\frac{1}{T-1} \sum_{j=2}^T \in_i^R(j-1) \cdot \gamma_j^R}{\gamma_i^p} + \\ + \frac{\frac{1}{T-1} \sum_{j=2}^T \in_i^D(j) \cdot \gamma_j^D}{\gamma_i^p} + \frac{\frac{1}{T-1} \sum_{j=2}^T \Delta\omega_i(j)}{\gamma_i^p}$$

Cada termo do lado direito representa, agora, a contribuição relativa dos quatro macros determinantes da pobreza, já definidos anteriormente. Observa-se, portanto, que se pode decompor aditivamente a variação da pobreza em percentuais que somam 100%. Cada um desses componentes pode ser interpretado como a proporção da queda/aumento da pobreza que pode ser atribuída a cada um dos seguintes fatores: efeito tendência, crescimento, desigualdade e outros fatores – resíduos.

4. Base de dados

A base de dados utilizada neste trabalho consta de dados dos estados brasileiros no período de 2001 a 2012, sendo retirados os estados da região Norte para garantir maior consistência

no modelo empregado, já que não se dotava de informações suficientes em todos os anos observados das áreas rurais. Para composição do banco de dados, tais informações foram extraídas da Pesquisa Nacional por Amostragem Domiciliar (PNADs) e disponibilizados pelo IBGE.

A variável renda é a renda familiar *per capita* retirada da PNAD, que fora calculada dividindo-se o rendimento total da família pelo seu número de componentes. Logo após, foi determinada a média aritmética dessa variável, impondo-se, assim, as rendas médias nos diferentes estados do Brasil. É válido destacar que as variáveis monetárias desse estudo foram atualizadas para valores reais de 2012, utilizando o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), tendo como base o ano de 2012.

Foram qualificados como pobres as famílias que vivem com renda familiar *per capita* insuficiente para suprir suas necessidades básicas. Desta forma, o indicador de pobreza absoluta utilizado foi a proporção de pobres (P_0). Para determinar esse indicador, a linha de pobreza adotada foi a do Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade (IETS) – (2014) para os mais variados estados brasileiros. Esta corresponde ao dobro da linha de indigência e é definida como o valor financeiro necessário para um indivíduo contrair uma cesta de consumo calórico mínimo. O valor monetário dessa linha é diferenciado para cada estado da federação.

O cálculo desta cesta incorpora as particularidades de cada localidade e varia de estado para estado. O índice de pobreza P_0 é definido como:

$$P_0 = \frac{q}{n} \text{ sendo que } n \text{ é o total de indivíduos e } q \text{ é o número de pessoas com renda } \textit{per capita} \text{ familiar } y_i \text{ abaixo da linha de pobreza } z.$$

Já para a variável desigualdade de renda, emprega-se o Gini. Conforme Litchfield (1999), esse índice atende a 4 dos 5 axiomas de medidas de desigualdade: princípio de transferência de Pigou-Dalton, independência da escala de renda, princípio da população e anonimalidade (simetria), mas não atende o axioma da decomposabilidade.

Determina-se este índice ordenando, de forma crescente, o conjunto de renda familiar *per*

capita para se conseguir a curva de Lorenz que relaciona em cada percentil, a fração acumulada da população com a fração acumulada da renda. Por meio desta curva, calcula-se o índice para cada estado do País. Seu valor varia entre 0 (zero) e 1 (um), sendo que, quanto mais perto de 1, maior a desigualdade de renda e, quanto mais próximo de 0, menor a desigualdade (HOFFMANN, 1998).

Ressalta-se que nesse artigo foram consideradas as subamostras para as áreas rurais e urbanas do País com informações da PNAD de 2001 a 2012, que reflete a legislação brasileira na época de realização de cada censo demográfico. Amplamente utilizadas na literatura, sabe-se que essas áreas são definidas e mantidas fixas durante uma década. Nota-se que, nos últimos anos da pesquisa, essas zonas foram definidas conforme o Censo Demográfico de 2010. Assim sendo, para evitar alguma perda de comparabilidade, como nota Del Grossi e Graziano da Silva (2002), adotou-se a seguinte classificação do IBGE para as áreas rurais (aglomerado rural de extensão urbana; aglomerado rural isolado; aglomerado rural núcleo; áreas rurais exclusive aglomerado rural) e as áreas urbanas (urbana cidade urbanizada; urbana cidade não urbanizada e urbana isolada), respectivamente.

5. Resultados

Nesta seção são delineados os resultados alcançados das estimativas realizadas para decompor a pobreza, assim como sugerida na proposta trabalhada anteriormente neste estudo. Sua análise abrangeu todos os estados brasileiros das regiões Nordeste, Sul, Sudeste e Centro-Oeste de 2001 a 2012, sendo necessário, a priori, obter as elasticidades renda-pobreza e desigualdade-pobreza na aplicabilidade da metodologia para as áreas urbana e rural de cada unidade federativa considerada.

Desta forma, baseando-se nos resultados do modelo estimado e das elasticidades supracitadas, as três hipóteses descritas na revisão da literatura poderão ser testadas: *Relação Inversa*, *Relação Direta* e *Efeito não Linear*. Vale ressaltar que estas hipóteses estão relacionadas aos resultados esperados, servindo para verificação da robustez e coerência dos resultados que serão adquiridos na decomposição.

Nas Tabelas 1 e 2, é possível constatar, de forma imediatista, a validade da hipótese 3 (*Efeito não Linear*) nas áreas urbana e rural dos estados, nas quatro regiões do Brasil estudadas, uma vez

Tabela 1. Resultados da Estimação do Modelo para as Áreas Urbanas do Brasil* – 2001 a 2012

| Det. da pobreza | Coeficiente | Erro padrão | Est. T | Valor-P | Int. de conf. 95% |
|-----------------|-------------|-------------|--------|---------|--------------------|
| Renda | -5.606 | 1.632 | -3.43 | 0.001 | -8.805 -2.407 |
| Gini | -5.950 | 2.572 | -2.31 | 0.021 | -10.990 -0.910 |
| Renda X Gini | 1.141 | 0.406 | 2.81 | 0.005 | 0.344 1.937 |

Nota: a regressão foi feita contemplando todos os efeitos fixos descritos na seção anterior – *cross section*, de tempo e de tendência, onde boa parte foram estatisticamente significantes a 1% e para economizar espaço, os mesmos não são apresentados.

* Os estados da região Norte foram excluídos para a área urbana.

Fonte: Resultados obtidos pelo autor.

Tabela 2. Resultados da Estimação do Modelo para as Áreas Rurais do Brasil* – 2001 a 2012

| Det. da pobreza | Coeficiente | Erro padrão | Est. T | Valor-P | Int. de conf. 95% |
|-----------------|-------------|-------------|--------|---------|--------------------|
| Renda | -7.607 | 1.490 | -5.11 | 0.000 | -10.527 -4.687 |
| Gini | -7.059 | 2.161 | -3.27 | 0.001 | -11.295 -2.824 |
| Renda X Gini | 1.539 | 0.374 | 4.12 | 0.000 | 0.806 2.271 |

Nota: A regressão foi feita contemplando todos os efeitos fixos descritos na seção anterior – *cross-section*, de tempo e de tendência, em que boa parte foi estatisticamente significante a 1% e, para economizar espaço, os mesmos não são apresentados.

* Os estados da região Norte foram excluídos para a área urbana.

Fonte: Resultados obtidos pelo autor.

que o coeficiente do termo interativo – entre renda e desigualdade – auferiu sinal positivo e estatisticamente significativo. Com isso, pode-se dizer que há uma relação inversa entre a elasticidade renda-pobreza e a desigualdade, em que se espera que, quanto mais concentrada for a distribuição de renda no estado, menor a apropriação por parte dos mais pobres, dos benefícios derivados do aumento da renda.

Já nas Tabelas 3 e 4 é possível atestar a validação das hipóteses 1 e 2 (*Relação Inversa* e *Relação Direta*) para as áreas urbana e rural, pois as elasticidades renda-pobreza foram todas negativas e as elasticidades desigualdade-pobreza foram positivas em todos os 20 estados brasileiros trabalhados na extensão deste artigo. Assim, pode-se dizer que um aumento na renda média e uma diminuição da desigualdade de renda provocam queda da proporção de pobres.

Na Tabela 3, é possível notar que a pobreza, quantitativamente, é bem mais sensível às variações na distribuição de renda do que a própria renda média na área urbana do País, o que corrobora com as evidências também encontradas por Kakwani (1990) e Marinho e Soares (2003). No Distrito Federal, por exemplo, a sensibilidade da pobreza em relação à desigualdade foi superior a 2,30. Entretanto, o Ceará foi a unidade federativa que indicou o menor valor para essa elasticidade, desigualdade-pobreza, na dimensão de 0,66.

Contudo, o menor valor alcançado para a desigualdade-pobreza, em termos absolutos, consegue ser superior às elasticidades-renda encontradas para todos os estados em questão. Semelhantemente ao trabalho de Pinho Neto e Barreto (2014), Santa Catarina foi a unidade que obteve a maior elasticidade renda-pobreza (-1,23), o que já era esperado, uma vez que o baixo nível

Tabela 3. Elasticidades Renda-Pobreza e Desigualdade-Pobreza das Áreas Urbanas do Brasil* – 2001 a 2012

| Estados | Elasticidade pobreza-renda | Elasticidade desigualdade-pobreza |
|-----------------|----------------------------|-----------------------------------|
| MA | -0.99 | 0.90 |
| PI | -0.97 | 1.14 |
| CE | -1.11 | 0.66 |
| RN | -1.01 | 1.21 |
| PB | -0.96 | 1.12 |
| PE | -1.10 | 0.76 |
| AL | -0.96 | 0.96 |
| SE | -1.01 | 1.17 |
| BA | -1.08 | 0.87 |
| NORDESTE | -1.02 | 0.98 |
| MG | -1.13 | 1.41 |
| ES | -1.08 | 1.58 |
| RJ | -1.13 | 1.59 |
| SP | -1.16 | 1.78 |
| SUDESTE | -1.12 | 1.59 |
| PR | -1.14 | 1.61 |
| SC | -1.23 | 1.85 |
| RS | -1.15 | 1.70 |
| SUL | -1.17 | 1.72 |
| MS | -1.06 | 1.60 |
| MT | -1.07 | 1.58 |
| GO | -1.09 | 1.50 |
| DF | -0.90 | 2.30 |
| C-OESTE | -1.03 | 1.75 |

* Os estados da região Norte foram excluídos.

Fonte: Resultados obtidos pelo autor.

de desigualdade do estado consente que a elevação da renda média seja melhor distribuída e canalizada para os indivíduos considerados mais pobres. Assim posto, deduz-se que não há diferenças substanciais entre a sensibilidade da pobreza em detrimento à renda entre os estados brasileiros, haja vista que na maior parte destes a elasticidade renda-pobreza esteve no intervalo de -0,9 a -1,1.

Ainda em relação à Tabela 3, percebe-se que o valor absoluto da elasticidade renda-pobreza no Nordeste é menor que nas demais regiões analisadas para a área urbana, o que confirma a hipótese teórica de que a elasticidade renda-pobreza é menor nas economias que possuem menor renda média. Com isso, as regiões menos desenvolvidas, como o Nordeste brasileiro, se deparam com uma maior dificuldade em abater a pobreza por meio do crescimento da renda. Não obstante, a elasticidade desigualdade-pobreza para esta região

também é menor do que nas outras, porém, com impactos da desigualdade sobre a pobreza mais elevados do que o crescimento da renda média, como visto por Araujo (2009) em seu estudo.

A Tabela 4 também revela que, semelhantemente à área urbana, a pobreza na zona rural é mais sensível às variações na distribuição de renda do que a própria renda média, sendo o Distrito Federal o estado que apresenta a maior pontuação (2,79) quanto à sensibilidade da pobreza em relação à desigualdade. Porém, diferente da zona urbana, o estado que mostrou o mínimo valor (0,93) para essa elasticidade foi o de Alagoas e não do Ceará. Já o estado de Santa Catarina impetuou a maior elasticidade renda-pobreza: -1,87.

De acordo com Tabela 4, diferente da área urbana, percebe-se que o valor absoluto da elasticidade renda-pobreza na região Centro-Oeste foi menor que no Nordeste. Entretanto, a

Tabela 4. Elasticidades Renda-Pobreza e Desigualdade-Pobreza das Áreas Rurais do Brasil* – 2001 a 2012

| Estados | Elasticidade pobreza-renda | Elasticidade desigualdade-pobreza |
|-----------------|----------------------------|-----------------------------------|
| MA | -1.53 | 1.05 |
| PI | -1.66 | 1.04 |
| CE | -1.68 | 1.02 |
| RN | -1.57 | 1.42 |
| PB | -1.78 | 1.16 |
| PE | -1.72 | 1.02 |
| AL | -1.69 | 0.93 |
| SE | -1.79 | 1.23 |
| BA | -1.69 | 1.19 |
| NORDESTE | -1.68 | 1.12 |
| MG | -1.63 | 1.93 |
| ES | -1.69 | 2.05 |
| RJ | -1.79 | 2.18 |
| SP | -1.65 | 2.61 |
| SUDESTE | -1.69 | 2.19 |
| PR | -1.60 | 2.36 |
| SC | -1.87 | 2.73 |
| RS | -1.73 | 2.56 |
| SUL | -1.73 | 2.55 |
| MS | -1.69 | 2.23 |
| MT | -1.67 | 2.16 |
| GO | -1.60 | 2.34 |
| DF | -1.38 | 2.79 |
| C-OESTE | -1.58 | 2.38 |

* Os estados da região Norte foram excluídos.

Fonte: Resultados obtidos pelo autor.

elasticidade desigualdade-pobreza para a região nordeste permaneceu indicando ser menor do que nas demais regiões do País.

Aplicando a metodologia de decomposição propriamente dita, as Tabelas 5 e 6 mostram os resultados da decomposição da variação da pobreza, nas áreas urbana e rural, dos estados brasileiros das regiões Nordeste, Sul, Sudeste e Centro-Oeste entre 2001 e 2012, considerando os seguintes componentes: tendência, crescimento, desigualdade e resíduos (outros fatores). Cada determinante da pobreza é exposto verticalmente, separados por colunas e em termos absolutos, ou seja, em pontos percentuais da variação da pobreza. Tais componentes também são apontados em termos relativos, em que se dividiu seu valor percentual pela respectiva taxa de variação da pobreza observada em cada estado. Na primeira coluna, tem-se a variação média da pobreza e, em seguida, a decomposição dessa taxa em seus principais determinantes.

De maneira geral, pode-se observar, na Tabela 5, que o efeito crescimento indica ter sido o componente de maior evidência para a minimização da pobreza na área urbana dos estados brasileiros analisados. Notoriamente, mais da metade destes apontam uma contribuição relativa quanto a este componente, sendo superior a 50%. Logo, é possível concluir que o crescimento da renda *per capita* foi relativamente fundamental para a diminuição da pobreza entre 2001 e 2012. Não obstante, o arrefecimento da desigualdade de renda também tem indícios de ser um componente significante para explicar a redução da pobreza. Desta forma, pode-se inferir que políticas públicas que proporcionem o aumento da renda média contribuem para redução da pobreza no Brasil.

A Tabela 5 mostra, ainda, que o efeito tendência tem sua importância na diminuição da pobreza no Brasil. Neste aspecto, Rio de Janeiro, Paraná e Santa Catarina apresentaram participação superior a 40% sobre a diminuição da média

Tabela 5. Decomposição da Variação Média Anual da Taxa de Pobreza das Áreas Urbanas do Brasil* – 2001 a 2012

| UF | Variação da Pobreza | Decomposição por Componentes | | | | | | | |
|----|---------------------|------------------------------|--------|----------------|--------|-----------------|--------|-------------|--------|
| | | Tendência-ET | | Crescimento-EC | | Distribuição-ED | | Residual-ER | |
| | | Abs | % | Abs | % | Abs | % | Abs | % |
| AL | -7.53 | -1.05 | 14.00 | -8.62 | 114.42 | -1.93 | 25.57 | 4.07 | -53.99 |
| BA | -7.39 | 0.01 | -0.12 | -5.97 | 80.77 | -0.66 | 8.89 | -0.77 | 10.46 |
| CE | -6.91 | 1.59 | -22.96 | -8.25 | 119.34 | 0.18 | -2.66 | -0.43 | 6.28 |
| DF | -8.60 | -3.34 | 38.88 | -3.63 | 42.27 | -1.65 | 19.23 | 0.03 | -0.39 |
| ES | -13.20 | -3.91 | 29.64 | -4.79 | 36.27 | -2.48 | 18.79 | -2.02 | 15.29 |
| GO | -10.79 | -2.21 | 20.47 | -5.09 | 47.18 | -2.48 | 23.01 | -1.01 | 9.34 |
| MA | -6.10 | -0.06 | 1.03 | -8.13 | 133.30 | 2.41 | -39.56 | -0.32 | 5.22 |
| MG | -10.68 | -2.65 | 24.83 | -4.88 | 45.66 | -2.14 | 20.03 | -1.01 | 9.48 |
| MS | -11.47 | -2.90 | 25.30 | -5.38 | 46.91 | -2.61 | 22.71 | -0.58 | 5.08 |
| MT | -9.59 | -2.67 | 27.82 | -4.88 | 50.84 | -1.18 | 12.29 | -0.87 | 9.06 |
| PB | -7.74 | -0.66 | 8.56 | -4.87 | 62.86 | -1.56 | 20.12 | -0.65 | 8.45 |
| PE | -8.30 | -0.14 | 1.73 | -6.83 | 82.25 | -0.75 | 9.01 | -0.58 | 7.01 |
| PI | -6.97 | -0.47 | 6.70 | -5.51 | 79.00 | -0.16 | 2.24 | -0.84 | 12.06 |
| PR | -14.18 | -5.80 | 40.86 | -4.89 | 34.50 | -2.64 | 18.59 | -0.86 | 6.05 |
| RJ | -7.11 | -2.96 | 41.67 | -1.99 | 28.04 | -1.88 | 26.48 | -0.27 | 3.81 |
| RN | -7.94 | -1.10 | 13.85 | -5.39 | 67.88 | -0.67 | 8.45 | -0.78 | 9.82 |
| RS | -13.26 | -4.53 | 34.17 | -3.88 | 29.28 | -2.89 | 21.79 | -1.96 | 14.76 |
| SC | -12.78 | -5.59 | 43.72 | -3.94 | 30.83 | -3.22 | 25.16 | -0.04 | 0.30 |
| SE | -8.86 | -1.26 | 14.19 | -6.23 | 70.31 | -0.67 | 7.59 | -0.70 | 7.91 |
| SP | -10.32 | -3.85 | 37.29 | -2.96 | 28.68 | -2.52 | 24.38 | -1.00 | 9.65 |

* Os estados da região Norte foram excluídos.

Fonte: Resultados obtidos pelo autor.

da pobreza entre 2001 e 2012. Já para o efeito residual, não existem evidências claras para atribuir esse fator à redução da pobreza, uma vez que se constata apenas uma contribuição relativa dos resíduos abaixo de 10%.

O efeito crescimento na área rural, exibido na Tabela 6, assim como na urbana, também sugere ter sido este o componente de maior destaque para a redução da pobreza nas unidades analisadas. Dos 20 estados, 17 deles apresentaram contribuição relativa superior a 60%, ou seja, o crescimento da renda *per capita* foi relevante para a redução da pobreza entre 2001 e 2012.

Não muito diferente da área urbana, o arrefecimento da desigualdade de renda na área rural também tem mais indícios de ser um componente significante para explicar a redução da pobreza, pois, aparentemente, as variações na desigualdade de renda foi o segundo fator mais importante para explicar a variação da pobreza no período analisado para as duas áreas. No estado

do Rio de Janeiro, em que se averiguou o maior valor neste componente, a contribuição da desigualdade foi acima do encontrado para o efeito de crescimento, indicando uma contribuição do efeito desigualdade superior a 50%. Implica dizer que mais da metade da redução da pobreza do estado se deu pela queda da desigualdade de renda.

Em suma, pode-se dizer que o efeito do próprio tempo, efeito tendência, assim como os demais componentes, tem um determinando grau de influência na diminuição da pobreza na zona rural dos estados analisados no Brasil. As unidades federativas que mais se destacaram foram o Espírito Santo e Mato Grosso do Sul. Nota-se que ambos expuseram uma participação superior a 28% do efeito da tendência sobre a redução média da pobreza entre os anos de 2001 e 2012.

Por último, tratando-se do efeito residual para a área rural, também é válido dizer que não há proeminências notórias para conferir a esse

Tabela 6. Decomposição da Variação Média Anual da Taxa de Pobreza nas Áreas Rurais do Brasil* de 2001 a 2012

| UF | Variação da Pobreza | Decomposição por Componentes | | | | | | | |
|----|---------------------|------------------------------|--------|----------------|--------|-----------------|-------|-------------|---------|
| | | Tendência-ET | | Crescimento-EC | | Distribuição-ED | | Residual-ER | |
| | | Abs | % | Abs | % | Abs | % | Abs | % |
| AL | -8.26 | 2.65 | -32.04 | -21.57 | 261.04 | -1.47 | 17.73 | 12.13 | -146.74 |
| BA | -6.18 | 1.92 | -31.10 | -10.26 | 166.09 | 0.40 | -6.49 | 1.76 | -28.50 |
| CE | -5.95 | 3.82 | -64.22 | -10.76 | 180.90 | -0.56 | 9.38 | 1.55 | -26.06 |
| DF | -9.34 | -2.08 | 22.24 | -2.65 | 28.35 | -4.43 | 47.45 | -0.18 | 1.96 |
| ES | -28.01 | -8.07 | 28.81 | -12.10 | 43.21 | -6.20 | 22.15 | -1.63 | 5.83 |
| GO | -16.94 | -2.33 | 13.74 | -11.24 | 66.37 | -4.42 | 26.10 | 1.05 | -6.21 |
| MA | -5.49 | 0.80 | -14.63 | -4.66 | 84.81 | -1.80 | 32.79 | 0.16 | -2.97 |
| MG | -11.62 | -1.16 | 9.96 | -10.96 | 94.32 | -0.96 | 8.23 | 1.45 | -12.50 |
| MS | -28.78 | -8.47 | 29.44 | -9.51 | 33.05 | -6.02 | 20.92 | -4.77 | 16.58 |
| MT | -10.90 | -0.72 | 6.63 | -12.60 | 115.63 | -0.02 | 0.21 | 2.45 | -22.47 |
| PB | -9.07 | 3.33 | -36.69 | -14.38 | 158.49 | -1.10 | 12.11 | 3.08 | -33.90 |
| PE | -7.96 | 2.88 | -36.17 | -11.45 | 143.91 | -1.44 | 18.12 | 2.06 | -25.86 |
| PI | -10.67 | 5.27 | -49.38 | -14.65 | 137.27 | -2.11 | 19.82 | 0.82 | -7.71 |
| PR | -14.93 | -1.29 | 8.65 | -9.52 | 63.75 | -5.38 | 36.06 | 1.26 | -8.45 |
| RJ | -8.67 | -2.33 | 26.90 | -5.77 | 66.59 | -4.47 | 51.58 | 3.91 | -45.06 |
| RN | -8.81 | 0.73 | -8.34 | -8.57 | 97.32 | -1.55 | 17.60 | 0.58 | -6.58 |
| RS | -13.93 | -1.67 | 11.99 | -10.73 | 77.02 | -2.79 | 19.99 | 1.25 | -9.00 |
| SC | -18.45 | -1.60 | 8.68 | -14.11 | 76.50 | 0.56 | -3.03 | -3.29 | 17.85 |
| SE | -9.92 | 0.54 | -5.47 | -11.02 | 111.15 | -1.63 | 16.49 | 2.20 | -22.17 |
| SP | -16.38 | -2.80 | 17.11 | -10.05 | 61.37 | -2.66 | 16.24 | -0.86 | 5.28 |

* Os estados da região Norte foram excluídos.

Fonte: Resultados obtidos pelo autor.

fator o arrefecimento da pobreza, dado que em boa parte dos estados foi verificada uma contribuição relativa dos resíduos menor que 7%. É importante ressaltar que esse resultado torna mais robusta a análise, visto que, como sugerido pela teoria, apenas as variações da renda média e da desigualdade careceriam responder pela maior parte da redução da pobreza.

6. Considerações finais

Este artigo teve como objetivo decompor a variação da pobreza segundo a metodologia desenvolvida por Pinho Neto e Barreto (2014), baseando-se em seus principais fatores determinantes assinalados na literatura – Efeito Tendência (ET), Efeito Crescimento (EC), Efeito Desigualdade (ED) e Efeito Residual (ER). Diante das análises realizadas foi possível chegar às conclusões expostas em seguida.

As elasticidades renda-pobreza foram todas negativas e as elasticidades desigualdade-pobreza foram positivas em todos as unidades federativas do País, podendo-se deduzir que uma elevação na renda média e uma redução na desigualdade de renda provocam queda da proporção de pobres.

Pode-se dizer que há uma relação inversa entre a elasticidade renda-pobreza e a desigualdade, em que se espera que, quanto mais concentrada for a distribuição de renda no estado, menor a apropriação, por parte dos mais pobres, dos benefícios derivados do aumento da renda.

O valor absoluto da elasticidade renda-pobreza na região Nordeste é menor que nas demais regiões analisadas para a área urbana, o que confirma a hipótese teórica de que a elasticidade renda-pobreza é menor nas economias que possuem menor renda média. Nesta mesma linha, a elasticidade desigualdade-pobreza para esta região também é menor que nas outras, mas com impactos da desigualdade sobre a pobreza mais altos que o crescimento da renda média.

Porém, diferente da área urbana, o valor absoluto para a zona rural da elasticidade renda-

-pobreza na região Centro-Oeste foi menor que no Nordeste. Entretanto, a elasticidade desigualdade-pobreza para a região Nordeste permaneceu indicando ser menor do que nas demais regiões do País.

O efeito desigualdade mostrou-se importante para se reduzir a pobreza durante o período analisado, sendo de maior relevância para a zona rural do que para a urbana. Considerando apenas esses dois efeitos, crescimento e desigualdade, a maior parte das unidades federativas foi responsável por explicar mais de 75% da variação da pobreza nas áreas estudadas.

Destaca-se, ainda, que o efeito tendência (efeito do próprio tempo), assim como os demais componentes, tem sua colaboração para influência na diminuição da pobreza. No entanto, os estados que mais se destacaram neste quesito não coincidem entre as duas áreas analisadas. Rio de Janeiro, Paraná e Santa Catarina foram as unidades em evidência para a zona urbana, com uma participação superior a 40%. Já em relação à zona rural, se sobressaíram o Espírito Santo e Mato Grosso do Sul, sendo que ambos expuseram participação superior a 28% do efeito tendência sobre a redução média da pobreza entre 2001 e 2012.

Por último, quanto ao efeito residual para as áreas urbana e rural, é válido dizer que não há proeminências notórias para conferir a esse fator o arrefecimento da pobreza, dado que em boa parte dos estados foi verificada uma contribuição relativa dos resíduos menor que 10% e 7%, respectivamente. Contudo, esse resultado torna mais robusta a análise, pois, como insinuado pela teoria, somente as variações da renda média e da desigualdade deveriam responder pela maior parte da redução da pobreza.

7. Referências

- ADAMS, R. H. Economic growth, inequality and poverty: estimating the growth elasticity of poverty. *World Development*, v. 32, n. 12, 2004.
- ARAÚJO, J. A., TABOSA, F. J. S. e KHAN, A. S. Elasticidade renda e elasticidade desigualdade da

- pobreza no Nordeste brasileiro. *Revista de Política Agrícola*, n. 1, 2012.
- ARAUJO, J. A. *Pobreza, desigualdade e crescimento econômico: três ensaios em modelos de painel dinâmico*. 2009. 102f. Tese (Doutorado em Economia). Universidade Federal do Ceará. Fortaleza, 2009.
- _____. e MORAIS, G. A. S. Desigualdade de Renda e sua decomposição no Brasil e nas Regiões Brasileiras. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 45, n. 4, p. 35-49, 2014.
- ARAÚJO, T. F. *As inter-relações entre pobreza, desigualdade e crescimento nas mesorregiões mineiras, 1970-2000*. 2007. 140f. Dissertação (Mestrado) Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2007.
- BARROS, R. P. de, HENRIQUES, R. e MENDONÇA, R. A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (Org.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.
- BARROS, P.R. et al. *Determinantes da queda da desigualdade de renda Brasileira*. Rio de Janeiro: IPEA, 2007.
- BOURGUIGNON, F. The Growth Elasticity of Poverty Reduction: Explaining Heterogeneity across Countries and Time Periods. In: EICHER, T. e TURNOVSKY, S. *Inequality and Growth: theory and policy implications*. Cambridge: The MIT Press, 2002.
- _____. *The Poverty-Growth-Inequality Triangle*. Washington D. C.: The World Bank, Dezembro, 2004 (Working Paper Series, n. 1585).
- DATT, G. e RAVALLION, M. Has India's Post-Reform Economic Growth Left the Poor Behind. *Journal of Economic Perspectives*, v. 16, n. 3, 1992.
- DEL GROSSI, M. E. e GRAZIANO DA SILVA, J. *O uso das PNADs para as Áreas Rurais*. Rio de Janeiro: IPEA, 2002. (Texto para Discussão, 874).
- DOLLAR, D. e KRAAY, A. Growth is good for the poor. *Journal of Economic Growth*, v. 7, n. 3, p. 195-225, 2002.
- EASTERLY, W. *The effect of IMF and World Bank Programs on poverty*. Washington DC: The World Bank, out. 2000 (Working Paper Series, n. 812).
- FERNANDES, A. T. Desigualdades e Representações Sociais. *Revista da Faculdade de Letras*. Sociologia, Porto, I série, v. 10, p. 203-214, 2000.
- FOSU, A. K. Inequality and the growth-poverty nexus: specification empirics using African data. *Applied Economics Letters*, v. 15, n. 7, p. 563-566, 2008.
- _____. Inequality and the impact of growth on poverty: comparative evidence for Sub-Saharan Africa. *Journal of Development Studies*, v. 45, n. 5, p.726-745, 2009.
- _____. *Inequality, income and poverty: comparative global evidence*. Helsinki: The Brooks World Poverty Institute, Dezembro, 2010 (Working Paper, n. 140).
- HOFFMANN, R. *Distribuição de renda: medidas de desigualdade de renda e pobreza*. São Paulo: EDUSP, 1998.
- IETS. Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade. *Base de Dados-2014*. Disponível em: <<http://www.iets.org.br/dados/>>. Acesso em: 10 jan. 2014.
- JAIN, L. R. e TENDULKAR, S. D. Role of growth and distribution in the observed change in Headcount Ratio measure of poverty: A decomposition exercise for India, *Indian Economic Review*, v. 25, n. 2, 1990.
- KAKWANI, N. *Poverty and economic growth: with application to Côte d'Ivoire*. Washington, D.C: The World Bank, fev. 1990 (Working Paper n.63).
- _____. e SUBBARAO, K. Rural poverty and its alleviation in India. *Economic and Political Weekly*, v. 25, 1990.
- KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. *American economic review*, v. 45, n. 1, p. 1-28, 1955.
- LEWIS, A. W. Economic development with unlimited supply of labour. *The Manchester School*, 1954.
- LITCHFIELD, J. A. Inequality: methods and tools. *The World Bank Research*, mar. 1999 (Working Paper n.40).
- MARINHO, E. e SOARES, F. Impacto do crescimento econômico e da concentração de renda sobre a redução da pobreza nos estados brasileiros. In: ENCONTRO NACIONAL DA ECONOMIA, XXXI. *Anais...* Porto Seguro: ANPEC, 2003.
- _____. e ARAUJO, J. Pobreza e o Sistema de Seguridade Social Rural no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 64, n. 2, 2010.
- MATIAS, J. S., SALVATO, M. A. e BARRETO, F. A. F. D. Análise da qualidade do crescimento econômico nos estados brasileiros de 1995 a 2008: quão elásticos são os indicadores de pobreza relativo ao crescimento? In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, XXXVIII. *Anais...*, ANPEC, 2010.
- PERRY, G. E., LÓPEZ, J. H. e MALONEY, W. F. *Poverty Reduction and Growth: Virtuous and vicious Circles*. Washington DC: The World Bank, 2006.
- PINHO NETO, V. R. e BARRETO, F. A. F. D. Decompondo a variação da pobreza nos Estados Brasileiros na Década de 2000: Um Novo Método de decomposição utilizando dados em painel. In: ENCONTRO NACIONAL DA ECONOMIA, XLI. *Anais...*, Foz do Iguaçu: ANPEC, 2014.

RAVALLION, M. Poverty Comparisons: a Guide to Concepts and Methods Living Standards Measurement Study: World Bank Policy Research, dez. 1992 (Working Paper, n. 88).

_____. Can high-inequality developing countries escape absolute poverty? *Economics Letters*, v. 56, n. 5, p. 51-57, 1997.

_____. e 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.

RIBEIRO, L. L., ARAUJO, J. A. e FEITOSA, D. G. Crescimento pró-pobre? Uma análise para os meios

urbanos e rural no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 45, n. 1, 2015.

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

ROWNTREE, B. S. *Poverty: a study of town life*. London: MacMillan, 1901.

SILVA, F. A. *et al.* Análise da pobreza multidimensional no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DA ECONOMIA, XLII. *Anais...*, Natal: ANPEC, 2014.

SON, H. H. *A note on pro-poor growth*. School of Economics of Macquarie University. Sidney: World Bank Policy Research, Setembro, 2003 (Working Paper n. 3225).