

Crescimento pró-pobre no Brasil: uma análise do período 2003-13 para os estados brasileiros*

*Karine Rosa Godoy***

Economista pela Universidade Federal de São Carlos (UFSCar)

*Rodrigo Viela Rodrigues****

Mestre e Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV), professor na UFSCar

Resumo

Este estudo analisa a qualidade do crescimento econômico do Brasil e de seus estados entre 2003 e 2013, por meio do uso de modelos econométricos de dados em painel. Os resultados obtidos sugerem que o processo de crescimento do Brasil beneficiou mais a parcela relativamente mais pobre da população e também revelam certa disparidade no padrão de crescimento entre regiões, uma vez que os únicos estados que não apresentaram crescimento pró-pobre estão localizados no Nordeste do País, região com maiores níveis de desigualdade e menores rendas. Por fim, o estudo conclui que o crescimento por si só não é capaz de reduzir a pobreza extrema de determinada região, uma vez que as regiões que apresentaram maior crescimento da renda no período foram menos eficazes em promover um crescimento pró-pobre, visto que apresentaram índices altos de desigualdade de renda.

Palavras-chave

Crescimento pró-pobre; desigualdade; renda

* Artigo recebido em jan. 2015 e aceito para publicação em fev. 2017.



Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Revisora de Língua Portuguesa: Elen Jane Medeiros Azambuja

** *E-mail:* karine_godoy@hotmail.com

*** *E-mail:* rvrodrigues78@gmail.com

Abstract

This paper aims to analyze economic growth quality in Brazil and its states, over the period 2003-13, through the use of econometric models of panel data. The results suggest that in the growth process of Brazil, the relatively poorer part of the population were most benefited. The results also suggest some disparity in growth patterns between regions, since the only states that did not have pro-poor growth are located in the Northeast region of the country, which has the highest levels of inequality and the lowest incomes. Finally, the study concludes that growth alone is not able to reduce extreme poverty in a region, since the regions which had higher income growth in the period were less effective in promoting pro-poor growth, once they showed high levels of income inequality.

Keywords

Pro-poor growth; inequality; income

Classificação JEL: I32, O15, O47

1 Introdução

Partindo-se da constatação de que o crescimento e o desenvolvimento econômico de um país não ocorrem de maneira neutra e equilibrada e que alguns grupos se beneficiam em detrimento de outros, em termos de distribuição de renda, faz-se importante analisar qual o poder que o crescimento de um país (ou região) tem sobre a redução da pobreza e como isso afeta o desenvolvimento de longo prazo e as políticas públicas a serem adotadas.

Em essência, de acordo com Netto Júnior e Figueiredo (2014), a natureza do impacto do crescimento sobre a desigualdade e a pobreza depende de inúmeros fatores, tais como as condições da distribuição de renda — desigualdade e nível de renda médio —, o tipo de crescimento experimentado, o funcionamento dos mercados e a habilidade do pobre de participar do processo de crescimento econômico. Portanto, quando se analisa a literatura sobre crescimento *pró-pobre*, é razoável se esperar divergências na análise dos efeitos do crescimento sobre a pobreza, seja ela absoluta, seja ela relativa.

Na literatura internacional, certos autores tentam explicar a efetividade do crescimento para reduzir a pobreza em termos absolutos (RAVALLION, 2004; RAVALLION; DATT, 1992); outros afirmam que o crescimento foi efetivo em reduzir a pobreza, se houve ganho relativo por parte dos pobres, isto é, crescimento acompanhado de redução da desigualdade (KAKWANI; KHANDER; SON, 2004; KAKWANI; PERNIA, 2000, entre outros). Sob a ótica desse último grupo, é necessário, algumas vezes, fazer antes uma decomposição da variação da pobreza, que também já foi tema de estudo de outros autores e que será abordada também neste estudo.

Com relação à literatura nacional, o que se observa são aplicações empíricas, para o contexto brasileiro, das metodologias desenvolvidas na literatura internacional. Muitos são os autores nacionais que se destacam tanto na análise absoluta quanto na relativa — França; Manso; Barreto, 2012; Kakwani; Son; Neri, 2006; Manso; Barreto; Tebaldi, 2006, dentre outros. Estudos ainda sugerem que o crescimento econômico — em especial, o da última década — ocorrido no Brasil e em alguns países do mundo tem sido acompanhado por uma redução da pobreza (DOLLAR; KLEINENBERG; KRAAY, 2013; FRANÇA; MANSO; BARRETO, 2012; KAKWANI; KHANDER; SON, 2004; KAKWANI; PERNIA, 2000).

Dito isso, o presente estudo pretende analisar a dinâmica do crescimento nos estados brasileiros, sob a ótica do crescimento pró-pobre, entre 2003 e 2013, período dos Governos Lula e Dilma respectivamente. O primeiro período, de 2003 a 2010, caracteriza-se pela ampliação dos programas de transferência de renda e redução da desigualdade de renda, segundo os indicadores tradicionais, porém, também engloba o período da crise econômica internacional a partir de 2009. O Governo Dilma caracteriza-se como um período de menor crescimento econômico e desaceleração da queda dos níveis de desigualdade, preservando, porém, políticas de manutenção de salário mínimo e de cunho social, herdadas do governo anterior.

Apesar de diversos estudos brasileiros abrangerem o período Lula (2003-10), uma vez que a literatura sobre crescimento pró-pobre é relativamente recente, a análise aqui proposta se torna relevante, pois engloba também boa parte dos anos Dilma (2011-13), ainda pouco explorados pela literatura. Assim, com o objetivo de analisar o impacto do crescimento recente da economia brasileira e o comportamento dos índices de desigualdade sobre a evolução da pobreza, quantificando a magnitude do crescimento pró-pobre no período analisado, o presente estudo está dividido da seguinte forma: na próxima seção, serão apresentados o conceito de crescimento pró-pobre e as evidências empíricas obtidas em estudos no Brasil e ao redor do mundo e, ao fim da seção, será abordada a base teórico-metodológica a ser utilizada. Na seção 3, serão apresentados os resultados

e as discussões a respeito do tema. Por fim, na última seção, encontram-se as considerações finais do estudo.

2 Metodologia

2.1 Referencial teórico: teoria do crescimento pró-pobre

De acordo com Bakof (2006), foi apenas recentemente que o crescimento *pró-pobre* passou a ser estudado como uma área em si e não apenas como um estudo vinculado aos temas de desigualdade e crescimento, por exemplo. De acordo com o autor, os primeiros estudos sobre crescimento pró-pobre, mesmo ainda não sendo utilizado o termo, surgiram a partir de questionamentos sobre a hipótese de Kuznets, segundo a qual se pressupõe que a desigualdade se eleva nas fases iniciais do fenômeno do desenvolvimento econômico para, depois, cair. Tais questionamentos tinham como ponto de partida a preocupação sobre como o crescimento impactaria a parcela mais carente da população.

Organizações internacionais, como a Organização das Nações Unidas (ONU), a Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) e o Banco Mundial (BIRD), passaram a definir, de maneira ampla, o crescimento pró-pobre como sendo aquele que resulta em significativa redução da pobreza, beneficiando os pobres e aumentando seu acesso a oportunidades. Porém, segundo Kakwani e Pernia (2000), economistas do Asian Development Bank, essa definição não expõe claramente o quão significativa uma redução da pobreza deve ser para que possa ser considerada um progresso real. Esses autores, por sua vez, definem o crescimento pró-pobre assim:

O crescimento é pró-pobre quando absorve mão de obra e é acompanhado por políticas e programas que diminuem as desigualdades e facilitam a geração de emprego e renda para os pobres, particularmente mulheres e outros grupos tradicionalmente excluídos [...]¹ (KAKWANI; PERNIA, 2000, p. 1, tradução nossa)

A partir da definição proposta por Kakwani e Pernia (2000), comparam-se as mudanças na pobreza devido ao crescimento econômico e as mudanças ocasionadas por alterações reais na igualdade de renda. Para eles,

¹ No original "*Growth is pro-poor when it is labor absorbing and accompanied by policies and programs that mitigate inequalities and facilitate income and employment generation for the poor, particularly women and other traditionally excluded [...]*".

o crescimento pode intensificar a pobreza, se o aumento na desigualdade for tão significativo, que neutralize qualquer ganho da renda obtido pelo crescimento. Com isso, o modelo proposto por esses autores exige uma diminuição na desigualdade em relação à renda, para considerar o fenômeno como crescimento pró-pobre.

Os autores utilizam um método baseado na curva de Lorenz para decompor a mudança na pobreza, analisando duas frentes: a primeira mantém constante a variação na distribuição de renda, para, então, calcular a variação total da pobreza que é fruto do crescimento; a segunda estima os efeitos da variação na distribuição de renda, mantendo-se constantes os níveis de renda média. A partir dessa análise, é construído um índice de crescimento pró-pobre: a razão entre a elasticidade renda-pobreza e a elasticidade de crescimento-desigualdade.²

Para Kakwani, Khander e Son (2004), o debate sobre o crescimento pró-pobre teve sua origem no artigo **Redistribution with growth**, de Chenery e Ahluwalia (1974), estudo que iniciou a crítica à hipótese do *trickle-down*, teoria de crescimento econômico, muito difundida nos anos 50 e 60, no Brasil e em diversas outras economias, em que se argumentava que era necessário “o bolo crescer para depois dividi-lo” e que, assim, os efeitos do crescimento “respingariam” nos mais pobres, ou seja, era necessário promover crescimento, pois, independentemente do aumento da desigualdade, os pobres ainda teriam benefícios. Os autores refutam essa ideia, ao dizer que o crescimento da renda é capaz de aumentar a pobreza, se o aumento da desigualdade neutralizar seus efeitos benéficos.

No debate sobre crescimento pró-pobre, a primeira grande diferença se dá ao considerar a pobreza em termos relativos ou absolutos. Em termos relativos, nos quais os conceitos de Kakwani e Pernia (2000) se incluem, o crescimento pró-pobre é aquele em que a renda dos pobres aumenta mais que a renda dos não pobres. Dessa forma, deve-se levar em consideração a situação relativa dos pobres para com o resto dos indivíduos da economia. Se considerada em termos absolutos, leva-se em conta uma dada linha de pobreza que represente o mínimo necessário para suprir as necessidades básicas dos indivíduos, e o crescimento será pró-pobre se reduzir, em termos absolutos, o número de pessoas vivendo abaixo dessa linha (KRAAY, 2004 *apud* BAKOF, 2006).

Ravallion e Chen (2003), como exemplo, estabelecem termos absolutos para definir quem é pobre, por meio de medidas de US\$ 1 e US\$ 2/dia. Para esses autores, o crescimento pró-pobre somente tem relação com sua capacidade de reduzir a pobreza, partindo-se de uma medida pré-esta-

² Para mais detalhes, consultar Kakwani e Pernia (2000).

belecida em que a variação do nível de desigualdade é irrelevante em termos de análise (RAVALLION, 2004).

Em contrapartida, Dollar e Kraay (2002) levam aspectos relativos em consideração, quando definem como pobres aqueles indivíduos que estão no quinto de renda mais baixo da população (DOLLAR; KLEINENBERG; KRAAY, 2013). Para Bakof (2006), essa definição é importante, pois leva em conta as singularidades de cada economia e suas diferentes realidades.

Para Foster e Székely (2001), ambas as abordagens apresentam dificuldades. Por um lado, levar em consideração linhas de pobreza de US\$ 1 e US\$ 2/dia pode não ser adequado em estudos com países ricos, pois selecionaria apenas uma pequena parcela da população, ao passo que considerar 20% da população poderia incluir uma parcela da classe média, principalmente em países em desenvolvimento, ou seja, não são levadas em conta as diferentes realidades de cada país ou região. Como solução, os dois autores propuseram uma metodologia que dá menor peso às rendas mais altas e maior peso às rendas mais baixas, estabelecendo, assim, uma média ponderada. O crescimento pró-pobre acontece toda vez que a média ponderada cresce mais que a média ordinária (BAKOF, 2006).

Kakwani, Khander e Son (2004) sintetizam o debate a partir de duas frentes: (a) uma definição, que pode ser fraca ou forte, de crescimento pró-pobre e (b) um enfoque, que pode ser parcial ou completo, sobre o tema. Para os autores, a definição fraca de crescimento pró-pobre é a que corrobora a teoria do *trickle-down*, em que se classifica como benéfico para os pobres qualquer aumento de renda, mesmo que seja inferior ao ganho médio da sociedade em geral. Essa definição acabaria classificando como pró-pobre uma quantidade muito grande de casos. Já a definição forte poderia ser subdividida em crescimentos pró-pobre relativo ou absoluto.

Como dito anteriormente, o conceito relativo indica o crescimento econômico que melhora a situação dos pobres proporcionalmente mais do que a dos não pobres, implicando redução da desigualdade relativa de renda. Como crítica, Ravallion (2004) argumenta que, sob essa ótica, até mesmo um elevado ganho monetário pró-pobre será pró-rico quando for inferior ao aumento da renda *per capita*. Sendo assim, o autor destaca que o critério deve concentrar-se apenas na população pobre e usar uma linha de pobreza absoluta no período analisado, dando menor importância à situação dos não pobres. Tem-se aí o conceito absoluto de crescimento pró-pobre.

O enfoque parcial indica as condições sob as quais o crescimento pode ser considerado pró-pobre ou antipobre, mas não especifica nenhuma linha ou indicador de pobreza. A vantagem desse método, segundo Pinto e Oliveira (2010), é ser válido para todas as linhas e medidas de pobreza. Contudo, uma limitação se dá no fato de que, como não se definem condições

de dominância, não se permite comparar dois casos entre si, uma vez que não é possível ordenar os processos de crescimento de acordo com sua “intensidade pró-pobre”. O principal exemplo de estudos dessa classe são as curvas de crescimento-pobreza de Kakwani e Son (2004), muito utilizadas na literatura contemporânea sobre o tema.

No enfoque completo, é possível obter resultados mais conclusivos sobre se um processo de crescimento é ou não pró-pobre. Estudos como os de Kakwani e Pernia (2000) e Ravallion e Chen (2003), apesar de divergirem quanto ao peso da desigualdade e ao uso relativo ou absoluto da pobreza, baseiam-se nesse conceito. Nessa abordagem, é elaborado um *ranking* completo entre diversos processos de crescimento, ordenando-os segundo o grau de benefício dos pobres em relação aos demais indivíduos da sociedade. Isso se deve à utilização de uma taxa, ou índice de crescimento pró-pobre, e não apenas de uma curva.

2.2 Revisão de literatura

Dollar e Kraay (2002) tentaram captar a qualidade do crescimento ao redor do mundo. Em seu estudo de 92 países, num período de quatro décadas, os resultados apontaram que a desigualdade não se alterou com o crescimento, ou seja, os ricos se apropriaram dos benefícios do crescimento na mesma proporção em que os pobres. Com base em uma amostra significativa do período entre 1960 e 2000, os autores concluíram que a renda dos pobres se eleva com o crescimento econômico na proporção de um para um e que ela não responde, de maneira sistemática, às políticas formais de natureza pró-pobre, ou seja, a políticas específicas com o objetivo de beneficiar proporcionalmente mais os pobres, como os gastos públicos em educação e saúde.

Corroborando essa ideia, pode-se citar o estudo de Ravallion e Datt (2002), que analisou o crescimento econômico da Índia, considerando um painel de dados dos estados, ao longo de 35 anos. Os resultados sugerem que a elasticidade da pobreza é negativa, indicando, assim, um padrão de crescimento pró-pobre no período de estudo analisado, e que a pobreza absoluta tende a cair com o crescimento econômico, dando maior peso a ideia de que qualquer crescimento é bom. Mais tarde, porém, Ravallion (2005) buscou estimar a taxa de crescimento pró-pobre para a China e a Índia ao longo da década de 90 e indicou uma mudança na distribuição de renda desfavorável aos pobres em ambos os países. Essa conclusão se evidencia por uma menor taxa de crescimento pró-pobre, se comparada com a taxa de crescimento das rendas *per capita*.

Pernia (2003), por sua vez, sugeriu que a promoção de rápido crescimento econômico por si só é capaz de estabelecer as condições adequadas para a redução da pobreza. Essa hipótese se sustentou quando o autor analisou a recente experiência do crescimento dos países asiáticos, em especial, da Coreia do Sul, e observou redução da pobreza devido ao rápido crescimento, mesmo que a desigualdade tenha se mantido ou se elevado em alguns desses países (BAKOF, 2006).

No Brasil, estudos sobre o tema buscaram inferir se houve ou não crescimento pró-pobre em determinados estados e regiões, sobretudo na década de 90 e nos anos 2000-10, com ênfase especial no período do Governo Lula (2003-10), marcado por crescimento econômico acompanhado de queda dos índices de desigualdade.

Manso, Barreto e Tebaldi (2006), utilizando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1995 a 2004, analisaram as relações entre o crescimento da renda, a redução da pobreza e o perfil distributivo da riqueza no Brasil. O estudo concluiu que, em médio e longo prazos, grande parte da variação na pobreza pode ser atribuída a mudanças na renda média (MANSO; BARRETO; TEBALDI, 2006).

Corgosinho, Cruz e Torres (2013) discutiram os impactos das políticas redistributivas, com ênfase no programa Bolsa Família, sobre a pobreza e o crescimento econômico no Brasil, durante o Governo Lula (2003-10). Utilizando variáveis socioeconômicas de maneira descritiva, os principais resultados revelaram diminuição da incidência da pobreza sobre a população brasileira, queda da desigualdade de renda e média significativa de crescimento econômico no período analisado, o que os autores concluíram como um impacto positivo, porém ainda distante, a caminho da erradicação da pobreza, objetivo principal do programa.

Netto Junior e Figueiredo (2014) analisaram o crescimento pró-pobre no Brasil e em suas principais regiões, nos subperíodos 1987-93, 1993-99 e 1999-2007. Segundo os autores, a escolha por subperíodos é importante, pois capta diferentes momentos da economia. O primeiro período foi caracterizado por instabilidade macroeconômica e pelo início do processo de abertura da economia. O segundo foi marcado pela estabilização dos indicadores de níveis de preço e pela consolidação das reformas econômicas, e o terceiro se caracterizou pela ampliação dos programas de transferência de renda e redução da desigualdade.

Do ponto de vista metodológico, o estudo de Netto Junior e Figueiredo (2014) se diferencia dos demais em dois aspectos: o primeiro é a análise segmentada de períodos históricos com características peculiares, e o segundo, a utilização de uma gama de funções de avaliação pró-pobre e o uso de diferentes linhas de pobreza, o que permite superar dois pontos sensí-

veis na análise do crescimento pró-pobre, que, segundo os próprios autores, são: (a) a escolha da linha de pobreza e (b) o conjunto de ponderações normativas que diferenciam os pobres dos não pobres. Os resultados obtidos indicaram que, no período 1987-93, o Brasil apresentou crescimento antipobre, excluindo-se apenas os Estados do Ceará e da Bahia. A partir de 1993, todos os estados apresentaram crescimento pró-pobre, exceto a Bahia. No último subperíodo, de 1999 a 2007, todas as regiões mostraram crescimento pró-pobre, o que vai em linha com os estudos de outros autores sobre esse último período.

O estudo de França, Manso e Barreto (2012), por sua vez, contribuiu para a literatura sobre crescimento econômico, ao quantificar e classificar, utilizando a metodologia desenvolvida por Kakwani, Khander e Son (2004), o estilo de crescimento da renda no País e em todas as regiões brasileiras, no período 1995-09, considerando as medidas de pobreza tradicionais presentes em Foster, Greer e Thorbecke (1984), também conhecidas como proporção de pobres, hiato da pobreza e severidade da pobreza. Os resultados permitiram a comparação das intensidades do crescimento pró-pobre — entendido, no estudo, como a expansão da renda, acompanhada de reduções na desigualdade e, conseqüentemente, diminuição da pobreza, tudo isso considerando os rebatimentos regionais anuais das contrações e das expansões da renda nacional. Os resultados indicaram que Sudeste e Sul, nessa ordem, produziram os maiores ganhos pelo efeito da menor desigualdade de renda, potencializando o impacto do crescimento econômico sobre a redução da pobreza nessas regiões.

Por fim, o estudo de Santos (2011), que utiliza uma metodologia inicialmente proposta por Ravallion e Datt (1992), teve como objetivo observar as dinâmicas de combate à pobreza distintas entre as regiões brasileiras, estimando a elasticidade renda-pobreza para o Brasil e para cada estado brasileiro. Os resultados indicaram que o processo de crescimento do Brasil beneficiou proporcionalmente mais a parcela mais pobre da população, sendo responsável pela redução média anual de aproximadamente 1,82% da taxa de pobreza.

Na metodologia utilizada em Santos (2011), as elasticidades foram obtidas por meio de um modelo econométrico de regressão linear que, em sua forma simplificada, possui a incidência de pobreza como variável dependente e a renda familiar, ou produto, *per capita* como variável explicativa. No modelo inicialmente proposto por Ravallion e Datt (1992), calculam-se apenas as elasticidades totais, sem considerar a desigualdade e a distribuição de renda. Posteriormente, tentando contornar esse problema, uma sugestão metodológica de Pinto e Oliveira (2010), utilizada em Santos (2011), foi considerar a variação do índice de Gini como mais uma variável explicativa

do modelo, em que seu coeficiente pode ser chamado de elasticidade-redistribuição da pobreza.

Os pontos divergentes na literatura acerca dessa metodologia concentram-se na dimensão do aumento da renda e da diminuição da pobreza, ou seja, na classificação dos resultados obtidos como sendo pró-pobres ou não. Em termos de Kakwani, Khander e Son (2004), tratam-se aqui das definições fraca e forte do crescimento pró-pobre. A definição fraca, utilizada em trabalhos como os de Ravallion e Chen (2003) e Dollar e Kraay (2002), muito se sustenta na teoria do *trickle-down*, segundo a qual qualquer redução na pobreza devido ao aumento da renda pode ser considerada pró-pobre.

Já a definição forte, utilizada por Kakwani, Khander e Son (2004), Ravallion e Datt (1992), Pernia (2003) e Bourguignon (2001), entre outros, aponta como favoráveis aos pobres apenas as situações em que os valores dos coeficientes encontrados sejam negativos e superiores a |1|, indicando, assim, que um aumento de 1% da renda *per capita* é capaz de reduzir em mais de 1% a proporção de pobres.

Assim, para avaliar a dinâmica da pobreza em relação ao crescimento, foi utilizado, no presente estudo, o modelo de elasticidade-renda da pobreza e desigualdade da pobreza, lançado por Ravallion e Datt (1992) e, posteriormente, adaptado por Pinto e Oliveira (2010) e por Santos (2011). Tal metodologia é relevante pois permite calcular o impacto do crescimento econômico, expresso por meio da evolução da renda *per capita* e da desigualdade, via índice de Gini, na redução da pobreza. Ainda, o modelo permite calcular, de forma simultânea e integrada, as elasticidades para cada estado brasileiro. A diferença entre este estudo e o de Santos (2011) consiste no período a ser analisado, em que apenas será considerado o intervalo 2003–13. É importante ressaltar que, mesmo a análise sendo focada nos anos Lula e Dilma, políticas de médio e longo prazos de governos anteriores podem ter impactado de forma significativa o crescimento no intervalo temporal analisado. Dessa forma, não se busca atribuir os resultados observados à determinada política de algum governo.

2.3 Modelo analítico

2.3.1 Fonte e tratamento de dados

A metodologia utilizada neste estudo classifica-se, de acordo com Pinto e Oliveira (2010), como uma definição forte de crescimento pró-pobre, em termos relativos e sob a abordagem completa. Isso quer dizer que o fenô-

meno do crescimento pró-pobre é visto, neste estudo, como um processo que deve, sem exceções, beneficiar os pobres. Sendo assim, o crescimento pró-pobre deve, necessariamente, ser capaz de reduzir a pobreza e a desigualdade relativa.

A base necessária para a realização deste trabalho foi composta por dados de renda domiciliar *per capita* média, pelo índice de Gini e pela proporção de pessoas pobres no Brasil, em cada um de seus 26 estados e no Distrito Federal. Todas as informações foram obtidas a partir de dados da PNAD, disponibilizados pelo IPEADATA. Foi considerado o período de 2003 a 2013, excluindo-se apenas o ano de 2010, por ter sido censitário.³

A linha de pobreza (proporção de pobres) considerada no presente trabalho corresponde ao dobro da linha de pobreza extrema, definida, por sua vez, como a estimativa — diferenciada para cada uma das 24 subdivisões do País consideradas — do valor de uma cesta de alimentos com o mínimo de calorias necessárias para suprir adequadamente uma pessoa, com base em recomendações da Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura (FAO) e da Organização Mundial da Saúde (OMS) (INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA, 2014).⁴ A adaptação do modelo original proposto por Ravallion e Datt (1992), de acordo com Santos (2011), é a inserção do coeficiente de Gini como uma variável explanatória. Para o autor, o índice de Gini permite que o modelo capte a divisão, presente na literatura de Kakwani e Pernia (2000), da elasticidade total em duas elasticidades parciais, sendo elas:

- a) elasticidade parcial renda-pobreza: aquela que reflete o efeito-crescimento puro, pois considera apenas o impacto da variação da renda sobre a pobreza, sem haver mudanças na desigualdade;
- b) elasticidade parcial desigualdade-pobreza: aquela que capta o efeito-distribuição, em que se considera apenas o impacto da variação da distribuição de renda sobre a pobreza, sem haver alterações no nível de renda.

³ Série da renda *per capita* média com valores reais aos preços vigentes na realização da última edição da pesquisa (2013), já deflacionados conforme o deflator para rendimentos da PNAD apresentado pelo IPEADATA.

⁴ As 24 subdivisões consideradas pelo IPEA são: (a) Rio de Janeiro — área metropolitana, (b) Rio de Janeiro — área urbana, (c) Rio de Janeiro — área rural, (d) São Paulo — área metropolitana, (e) São Paulo — área urbana, (f) São Paulo — área rural, (g) Porto Alegre — área metropolitana, (h) Curitiba — área metropolitana, (i) Sul — área urbana, (j) Sul — área rural, (k) Fortaleza — área metropolitana, (l) Recife — área metropolitana, (m) Salvador — área metropolitana, (n) Nordeste — área urbana, (o) Nordeste — área rural, (p) Belo Horizonte — área metropolitana, (q) Leste — área urbana, (r) Leste — área rural, (s) Belém — área metropolitana, (t) Norte — área urbana, (u) Norte — área rural, (v) Distrito Federal — área metropolitana, (w) Centro-Oeste — área urbana, (x) Centro-Oeste — área rural. (INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA, 2014).

2.3.2 Modelo econométrico

Inicialmente, as referidas elasticidades renda-pobreza e desigualdade-pobreza podem ser obtidas por meio do seguinte modelo econométrico de regressão linear:

$$\ln(P_{it}) = \alpha + \beta_1 \ln(Y_{it}) + \beta_2 \ln(Gini_{it}) + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

em que P_{it} = proporção de domicílios pobres; Y_{it} = renda domiciliar *per capita*; $Gini_{it}$ = coeficiente de Gini; δ_i = termo de efeito não observado; α , β_1 e β_2 = parâmetros; ε_i = termo de erro idiossincrático. Neles, os subscritos i e t denotam a unidade de observação amostral (estado) e o período de tempo (ano) respectivamente. O termo de efeito não observado δ_i representa os fatores não econômicos, como, por exemplo, a experiência histórica específica de cada estado, cuja influência sobre a relação crescimento-pobreza é também apontada na literatura (SANTOS, 2011).

Para a estimação do modelo, é necessário fazer uso da metodologia de dados em painel, uma combinação de observações de unidades *cross-section* e de séries de tempo. De acordo com Santos (2011), as vantagens dessa metodologia são considerar a heterogeneidade das unidades, apresentar menor grau de colinearidade e maior eficiência e minimizar o viés dos estimadores. Assim, considerando um conjunto de dados formado por $i = 1, 2, \dots, N$ unidades de observação amostrais e $t = 1, 2, \dots, T$ períodos de tempo, o modelo geral será:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

em que α_i representa as características ou os efeitos específicos das unidades amostrais constantes ao longo do tempo, e ε_{it} , o termo de erro. Esse modelo, tal como o da equação (1), gera dois modelos específicos, que variam de acordo com as pressuposições a respeito da possível correlação entre o termo de erro e as variáveis explicativas Y_{it} , sendo eles:

a) modelo de efeitos fixos (EF): aquele em que o termo α_i é uma variável aleatória não observada e correlacionada com algumas das variáveis explicativas. Nele, a equação (1) toma a seguinte forma:

$$\ln(P_{it}) = \alpha_i + \beta_1 \ln(Y_{it}) + \beta_2 \ln(Gini_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

em que o subscrito i no intercepto decorre do fato de que $\alpha_i = (\alpha + \delta_i)$, ou seja, o intercepto aqui é composto pelo coeficiente autônomo α mais o termo não observado específico a cada unidade δ_i (SANTOS, 2011);

b) modelo de efeitos aleatórios (EA): aqui, a heterogeneidade não se correlaciona com as variáveis explicativas. Esse modelo considera o erro combinado $v_{it} = \delta_i + \varepsilon_{it}$, composto pelo efeito não observado e pelo erro idiossincrático. Assim, a equação (1) se dá desta forma:

$$\ln(P_{it}) = \alpha_i + \beta_1 \ln(Y_{it}) + \beta_2 \ln(Gini_{it}) + v_{it} \quad (4)$$

Vale ressaltar que o coeficiente de correlação entre dois termos de erro em períodos distintos, para qualquer unidade de corte transversal dada, mantém-se inalterado, independentemente do grau de proximidade desses períodos, sendo a estrutura de correlação acima definida idêntica para todas as unidades (SANTOS, 2011). Assim, se, na estrutura de correlação, não forem consideradas essas características e o modelo for estimado pelo método habitual dos mínimos quadrados, os estimadores poderão ser ineficientes. O autor recomenda, nesse caso, que a estimação do modelo seja realizada mediante a utilização dos mínimos quadrados generalizados factíveis (FGLS).

Além da análise subjetiva aplicada ao problema, é necessário realizar alguns testes de adequação do modelo. Foi utilizado o teste de Hausman para verificar a hipótese de endogeneidade do termo não observado e, assim, verificar a possível existência de correlação entre α_i e alguma(s) das variáveis explanatórias. A hipótese nula (H_0) do teste de Hausman considera a ausência de diferenças sistemáticas entre os estimadores dos dois métodos (EF e EA). Caso se tome um valor suficiente para rejeitar H_0 , sugere-se o uso do modelo de efeitos fixos como o mais adequado. Do contrário, caso não seja possível rejeitar H_0 , sugere-se que as estimativas do modelo de efeitos aleatórios sejam, além de não viesadas e consistentes, as mais eficientes.

O teste de especificação de Chow foi realizado para auxiliar na decisão sobre qual o método de estimação mais adequado para a análise: se o de efeitos fixos ou o *pooled*. Rejeitar H_0 indica que a estimação feita utilizando o modelo de efeitos fixos é preferível à estimação por meio do modelo *pooled*.

Para detectar a presença de heterocedasticidade, deve ser realizado o teste de Wald, em que se testa a hipótese nula de igualdade entre a variância de todas as unidades amostrais contra a hipótese alternativa de variâncias diferentes entre as unidades. Desse modo, portanto, H_0 consiste em ausência de heteroscedasticidade, e H_1 , em presença de heterocedasticidade.

3 Resultados e discussões

A estimação das equações (3) e (4) — bem como os testes necessários para a avaliação do melhor modelo a ser utilizado —, apresentadas na seção 2.3.2 e que consideram um modelo de efeitos fixos e efeitos aleatórios, estão disponíveis para consulta no **Apêndice** deste estudo. Ambas as

equações mostraram resultados semelhantes, apesar de o teste de Hausman ter apresentado p-valor igual a 0,2365, o que sugere a utilização do modelo de efeitos aleatórios, uma vez que não se rejeita a hipótese nula. Isso significa que os coeficientes do modelo de efeitos aleatórios são consistentes e não viesados. Para Pinto e Oliveira (2010), o modelo de efeitos aleatórios pode ser mais consistente nesse caso específico, por considerar uma elasticidade renda-pobreza única para todo o País, sem levar em conta as diferenças por estado. A Tabela 1 traz o modelo de efeitos aleatórios, considerando como variável dependente a pobreza ($\ln(P_{it})$):

Tabela 1

Elasticidade renda-pobreza, pelo modelo de efeitos aleatórios, no Brasil — 2003-13

VARIÁVEIS	COEFICIENTES	DESVIO-PADRÃO	TESTE-T (1)	P-VALOR
Constante	9,224	0,249	37,113	0,000
ln renda <i>per capita</i>	-1,388	0,043	-31,911	0,000
ln Gini	2,454	0,181	13,548	0,000
Número de observações	270	-	-	-
R ² ajustado	0,89	-	-	-
Teste F — p-valor	0,00	-	-	-

NOTA: Resultados obtidos pelo Eviews, com base na equação $\ln(P_{it}) = \alpha_i + \beta_1 \ln(Y_{it}) + \beta_2 \ln(Gini_{it}) + v_{it}$.
(1) Coeficientes robustos para a heterocedasticidade (teste White).

Nesse modelo, todos os coeficientes estimados foram significativos, e a elasticidade da pobreza em relação ao crescimento da renda apresentou valor de -1,38, o que significa dizer que um crescimento de 1% da renda *per capita* reduz, em média, 1,38% a proporção de pobres no País. Visto que a elasticidade foi superior à unidade (maior que |1|), o processo de crescimento entre 2003 e 2013 pode ser considerado pró-pobre, pois indica que os pobres se beneficiaram mais que a média da população. Ao mesmo tempo, uma queda de 1% na desigualdade do País (medida pelo índice de Gini) proporcionou uma redução de 2,45% no número de pessoas abaixo da linha da pobreza.

Contudo, Pinto e Oliveira (2010) ressaltam que não se deve afirmar que o efeito distribuição é mais importante que o efeito crescimento na redução da pobreza. Os autores afirmam que as duas medidas variam em escalas diferentes e que, portanto, não se devem comparar as grandezas de seus coeficientes.⁵

⁵ Enquanto o índice de Gini varia de 0 a 1, a renda pode assumir qualquer valor positivo. (PINTO; OLIVEIRA, 2010).

Quando confrontado com outros estudos nacionais, muitos deles englobando o período 2003-09, a elasticidade crescimento-pobreza constatada aqui (-1,38) foi uma das mais elevadas. Pinto e Oliveira (2010) encontraram uma elasticidade crescimento-pobreza de -1,09, considerando o período após a implantação do Plano Real (1995-2007). Hoffmann (2004) obteve o resultado de -0,84 para o intervalo 1999-2001. Marinho e Soares (2003), que analisaram o período 1985-1999, apontaram uma elasticidade crescimento-pobreza de -1,13 (SANTOS, 2011). Considerando esses resultados, o valor mais elevado encontrado sugere uma melhora da qualidade do crescimento entre 2003 e 2013, período caracterizado pela redução contínua dos indicadores de desigualdade e pela aplicação de políticas públicas de inclusão social.

É preciso levar em consideração, porém, que os resultados obtidos por meio do modelo proposto pela equação (3) baseiam-se na hipótese, bastante simplista na opinião de Santos (2011), de que a elasticidade crescimento-pobreza é única para todo o País. Isso acontece porque a equação (3) — que é a estimação da equação (1), considerando efeitos aleatórios — leva em conta as diferenças interestaduais, em termos históricos, políticos, socioeconômicos e culturais, no intercepto (Constante), que engloba todos os termos não observados, de modo que não permite que essas diferenças reflitam elasticidades distintas entre os estados (SANTOS, 2011). Para sanar esse problema, Pinto e Oliveira (2010) propõem o uso de variáveis binárias como interações para a renda nos estados.

Antes de prosseguir com a apresentação dos resultados para fins de comparação, a Tabela 2 apresenta uma síntese dos dados utilizados neste trabalho, a saber: proporção de pobres, índice de Gini e renda *per capita* média de todos os estados brasileiros, nos anos inicial (2003) e final (2013).

É possível perceber, pela Tabela 2, que a proporção de pobres caiu significativamente em todas as regiões brasileiras. Todavia, as regiões Norte e Nordeste ainda apresentam níveis superiores aos das outras regiões. Quando se observa a evolução do índice de Gini e dos níveis de renda *per capita*, a queda da desigualdade foi mais sutil nessas duas regiões, ao passo que a renda *per capita* teve uma menor evolução em termos absolutos. Tais constatações serão importantes quando se for analisar os resultados obtidos com a aplicação do modelo econométrico proposto no presente estudo.

Tabela 2

Síntese de dados da proporção de pobres, do índice de Gini e da renda *per capita* dos estados brasileiros — 2003 e 2013

ESTADOS	PROPORÇÃO DE POBRES (%)		ÍNDICE DE GINI		RENDA <i>PER CAPITA</i>	
	2003	2013	2003	2013	2003	2013
Norte						
Rondônia	35,69	15,88	0,507	0,476	570,06	833,99
Acre	44,64	30,23	0,578	0,525	595,43	665,29
Amazonas	49,54	28,02	0,556	0,543	471,85	734,59
Roraima	41,21	20,86	0,524	0,531	531,21	837,25
Pará	49,60	27,61	0,519	0,502	430,54	627,35
Amapá	46,00	23,94	0,594	0,522	551,20	797,24
Tocantins	52,08	22,31	0,566	0,519	451,99	793,02
Nordeste						
Maranhão	65,87	36,57	0,576	0,560	319,95	571,00
Piauí	61,80	27,64	0,602	0,515	348,75	649,16
Ceará	57,03	28,30	0,569	0,514	361,19	612,49
Rio Grande do Norte	55,89	23,55	0,562	0,541	401,35	793,96
Paraíba	57,29	26,91	0,568	0,525	388,93	681,72
Pernambuco	62,09	27,37	0,590	0,502	380,24	667,14
Alagoas	67,39	34,68	0,608	0,525	340,76	556,58
Sergipe	52,92	24,07	0,578	0,560	454,21	787,30
Bahia	60,24	27,87	0,591	0,558	387,40	734,30
Sudeste						
Minas Gerais	26,25	6,44	0,550	0,489	610,36	1.047,15
Espírito Santo	26,12	8,23	0,557	0,494	645,78	1.018,18
Rio de Janeiro	24,87	10,54	0,560	0,532	931,80	1.302,80
São Paulo	21,60	7,48	0,546	0,494	941,52	1.356,53
Sul						
Paraná	26,13	6,88	0,546	0,469	766,60	1.246,44
Santa Catarina	14,83	4,45	0,481	0,435	878,31	1.357,13
Rio Grande do Sul	24,28	8,40	0,539	0,478	859,99	1.292,87
Centro-Oeste						
Mato Grosso do Sul	24,26	5,80	0,546	0,497	664,60	1.195,78
Mato Grosso	27,17	7,35	0,549	0,505	620,19	1.108,73
Goiás	25,84	6,60	0,531	0,484	617,60	1.083,19
Distrito Federal	26,74	7,29	0,634	0,578	1.281,65	2.034,24

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (2014).

Com base nesses números e com o uso de variáveis binárias de interação, é necessário, primeiramente, estimar um modelo de efeitos fixos e,

depois, compará-lo com o modelo *pooled* por meio dos testes de Chow e Wald, para se determinar a melhor especificação a ser utilizada. A Tabela 3 apresenta os resultados obtidos, levando em conta as variáveis binárias de interação para cada estado brasileiro, apesar de considerar uma elasticidade de desigualdade-pobreza única para todo o País.

O teste de Chow, inferido por meio do valor-p do teste F na estimação sob efeitos fixos, sugere a utilização do modelo de efeitos fixos, desta vez, em preferência ao modelo *pooled*. O de Wald apresentou p-valor = 0,000, também indicando que o melhor método a ser utilizado é o modelo de efeitos fixos. O teste de Wald também verifica a hipótese de presença de heteroscedasticidade, e seus resultados sugerem a ausência de autocorrelação e a presença de heteroscedasticidade, esta última sendo inerente ao modelo de efeitos fixos. Buscando corrigir a heteroscedasticidade, a estimação seguiu um modelo de regressão linear que utiliza painel de erros-padrão corrigidos, considerando, assim, a heteroscedasticidade.

Como pode ser observado na Tabela 3, todos os coeficientes individuais foram estatisticamente significantes. Os coeficientes também apresentaram sinais esperados — negativos para a renda e positivos para o índice de Gini —, o que corrobora o resultado de outros estudos semelhantes (PINTO; OLIVEIRA, 2010; SANTOS, 2011) e indica, ainda, que, em média, crescimento econômico e desigualdade agem no sentido de diminuir a pobreza.

Assim, a Tabela 4, tal como proposto em Santos (2011), sintetiza as informações obtidas ao apresentar as elasticidades estimadas e a taxa de crescimento médio anual do Brasil e dos estados ao longo do período 2003-13, além da classificação do crescimento como sendo pró-pobre ou não. Nota-se, ainda, a grande diferença entre as elasticidades renda-pobreza dos estados brasileiros, cujos valores variam de -0,79 a -2,53.

Conforme exposto anteriormente, o crescimento é definido como pró-pobre caso beneficie proporcionalmente mais a parcela mais pobre da população, conforme estabelecido pela definição forte em termos relativos. Analisando os resultados da Tabela 4, pode-se concluir que aqueles estados que apresentaram crescimento positivo da renda e elasticidade renda-pobreza superior à unidade tiveram crescimento pró-pobre. No entanto, para Santos (2011), é necessário cautela ao se classificar a variação da renda dos estados, se eles apresentarem crescimento negativo no período, o que não aconteceu em nenhum dos casos.

Tabela 3

Elasticidade renda-pobreza nos estados do Brasil — 2003-13

VARIÁVEIS	COEFICIENTES	DESVIO-PADRÃO	TESTE-T (1)	P-VALOR
Constante	10,24	0,13	78,06	0,0000
ln(renda per capita) para cada estado				
São Paulo	-2,53	0,13	-19,23	0,0000
Espírito Santo	-2,44	0,11	-23,11	0,0000
Paraná	-2,29	0,11	-20,41	0,0000
Distrito Federal	-2,29	0,10	-22,99	0,0000
Rio de Janeiro	-2,29	0,16	-14,72	0,0000
Mato Grosso do Sul	-2,24	0,08	-28,20	0,0000
Goiás	-2,23	0,09	-23,58	0,0000
Santa Catarina	-2,22	0,11	-20,18	0,0000
Minas Gerais	-2,20	0,09	-23,84	0,0000
Rio Grande do Sul	-2,09	0,13	-16,70	0,0000
Mato Grosso	-2,06	0,08	-25,41	0,0000
Rondônia	-1,53	0,11	-13,33	0,0000
Sergipe	-1,31	0,09	-14,84	0,0000
Pará	-1,30	0,12	-10,65	0,0000
Tocantins	-1,26	0,08	-15,52	0,0000
Amapá	-1,20	0,11	-10,99	0,0000
Amazonas	-1,15	0,11	-10,24	0,0000
Rio Grande do Norte	-1,13	0,08	-14,59	0,0000
Roraima	-1,07	0,06	-17,30	0,0000
Bahia	-1,06	0,08	-13,79	0,0000
Paraíba	-1,05	0,09	-12,07	0,0000
Ceará	-1,01	0,09	-11,40	0,0000
Acre	-1,01	0,12	-8,73	0,0000
Pernambuco	-0,96	0,10	-9,67	0,0000
Maranhão	-0,95	0,08	-12,09	0,0000
Piauí	-0,86	0,08	-10,97	0,0000
Alagoas	-0,79	0,09	-8,87	0,0000
ln (Gini)	1,84	0,09	19,50	0,0000
Número de observações ..	270	-	-	-
R² ajustado	0,99	-	-	-
Teste F - p-valor	0,00	-	-	-

FONTES DOS DADOS BRUTOS: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (2014).

NOTA: Resultados obtidos pelo Eviews a partir da equação $\ln(P_{it}) = \alpha_i + \beta_1 \ln(Y_{it}) + \beta_2 \ln(Gini_{it}) + \varepsilon_{it}$.

(1) Coeficientes robustos para a heterocedasticidade (teste White).

Tabela 4

Efeito do crescimento sobre a pobreza no Brasil e em seus estados — 2003-13

ESTADOS	ELASTICIDADE CRESCIMENTO- POBREZA	CRESCIMENTO MÉDIO ANUAL DA RENDA (%)	PRÓ- POBRE?	EFEITO DO CRESCI- MENTO SO- BRE A PO- BREZA (%)
Norte				
Rondônia	-1,53	4,49	Sim	-6,84
Pará	-1,30	4,37	Sim	-5,67
Tocantins	-1,26	6,56	Sim	-8,23
Amapá	-1,20	4,79	Sim	-5,72
Amazonas	-1,15	5,12	Sim	-5,89
Roraima	-1,07	6,94	Sim	-7,40
Acre	-1,01	2,12	Sim	-2,14
Nordeste				
Sergipe	-1,31	6,41	Sim	-8,41
Rio Grande do Norte	-1,13	7,97	Sim	-9,00
Bahia	-1,06	7,41	Sim	-7,88
Paraíba	-1,05	6,49	Sim	-6,79
Ceará	-1,01	6,11	Sim	-6,18
Pernambuco	-0,96	6,59	Não	-6,30
Maranhão	-0,95	7,52	Não	-7,18
Piauí	-0,86	7,50	Não	-6,45
Alagoas	-0,79	6,07	Não	-4,81
Centro-Oeste				
Distrito Federal	-2,29	5,33	Sim	-12,23
Mato Grosso do Sul	-2,24	6,95	Sim	-15,55
Goiás	-2,23	6,49	Sim	-14,45
Mato Grosso	-2,06	7,14	Sim	-14,71
Sudeste				
São Paulo	-2,53	4,23	Sim	-10,72
Espírito Santo	-2,44	5,28	Sim	-12,87
Rio de Janeiro	-2,29	3,88	Sim	-8,89
Minas Gerais	-2,20	6,22	Sim	-13,67
Sul				
Paraná	-2,29	5,64	Sim	-12,93
Santa Catarina	-2,22	5,02	Sim	-11,13
Rio Grande do Sul	-2,09	4,66	Sim	-9,76
BRASIL (1)	-1,388	5,01	Sim	-6,95

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Resultados da Tabela 3 e dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (2014).

(1) A elasticidade utilizada é resultado das estimações que deram origem à Tabela 1.

Ao todo, 23 dos 27 estados apresentaram crescimento pró-pobre, 12 deles com elasticidade acima de $|-1,5|$ e apenas 4 com crescimento anti-

pobre. A assimetria regional, também detectada em trabalhos como os de Pinto e Oliveira (2010) e Santos (2011), torna-se evidente também nessa análise, mesmo que em menor magnitude. Enquanto todos os estados que apresentaram crescimento antipobre no período analisado são da Região Nordeste (Pernambuco [-0,96], Maranhão [-0,95], Piauí [-0,86] e Alagoas [-0,79]), nenhuma outra região apresentou crescimento antipobre, mesmo pela definição forte proposta por Kakwani, Khander e Son (2004).

Tal resultado pode ser associado ao fenômeno conhecido como hipótese de Bourguignon, que supõe que as elasticidades crescimento-pobreza tendem a ser mais altas em regiões de renda *per capita* mais elevada. Os resultados obtidos se alinham a essa hipótese, apesar de outros estados do Nordeste, mesmo com renda *per capita* inferior, ainda terem apresentado crescimento pró-pobre. Dessa forma, de acordo com a hipótese de Bourguignon, as condições iniciais, ou seja, os níveis iniciais de desigualdade e renda, importam, no sentido de que é mais difícil promover um crescimento pró-pobre em locais com alta desigualdade e baixa renda — que é justamente o caso da Região Nordeste —, independentemente do crescimento da renda (SANTOS, 2011).

Para Barreto *et al.* (2009), o fato de o Nordeste apresentar elasticidades menores que as de outras regiões do País é um indicativo de que os níveis de pobreza nessas localidades tendem a ser mais resistentes às intervenções de políticas públicas e que aplicações apenas de políticas indiretas nessas regiões mais pobres têm pouca efetividade em diminuir a pobreza, sendo necessárias ações mais diretas de redução da desigualdade, como é o caso dos programas de transferência direta de renda.

Pode-se, ainda, analisar os indicadores de assistência social no Brasil, para entender os possíveis impactos dos resultados encontrados na Região Nordeste, onde o crescimento econômico foi maior, mas não houve crescimento pró-pobre em alguns estados. Um estudo publicado em 2012 pelo IPEA (MATIJASCIC, 2012) levantou que, em 2011, 51,1% do número de benefícios concedidos pelo programa Bolsa Família foram destinados à Região Nordeste. Ao Sudeste, região com maior população, destinaram-se 24,7% dos benefícios. Tal resultado, além de corroborar a ideia de Barreto *et al.* (2009), ainda indica que o foco das medidas de assistência social do País está na direção certa, pois se aplicam mais esforços onde eles se fazem mais necessários, segundo os autores.

Assim, é interessante levar em consideração a hipótese de Bourguignon, uma vez que a Região Nordeste foi uma das que apresentaram maior crescimento médio anual da renda no período 2003-13, mas que ainda manteve altos níveis de desigualdade. Os resultados aqui observados reforçam o pensamento de que apenas o crescimento econômico não é suficien-

te para promover uma redução da pobreza que beneficie proporcionalmente mais os pobres.

Dito isso, a Tabela 4 apresenta, ainda, as estimações do efeito do crescimento econômico sobre a pobreza ao longo de todo o período analisado — 2003-13. Esse indicador, na última coluna da Tabela, permite comparar os estados em termos da capacidade de potencializar os aspectos de crescimento e distribuição. O Mato Grosso do Sul foi o que melhor conseguiu combinar esses dois fatores, visto que apresentou potencialidade de seu crescimento contribuir, em média e *ceteris paribus*, para a redução anual de até 15% da pobreza. Ademais, São Paulo, Espírito Santo, Minas Gerais, Santa Catarina, Paraná e os outros três estados do Centro-Oeste completam a lista daqueles cuja tendência média do crescimento é contribuir para a redução da pobreza a taxas superiores a 10% a.a.

Como pode ser observado, não necessariamente um estado que apresente maior elasticidade renda-pobreza é o que mais contribui para a diminuição da taxa de pobreza. Há, inclusive, a possibilidade de o fenômeno do crescimento em um determinado estado ou região não ser caracterizado como pró-pobre (pela definição forte em termos relativos) e, ainda assim, ter contribuído de forma mais significativa para a redução da pobreza (SANTOS, 2011).

Tomem-se, como exemplo, os estados do Centro-Oeste (MT, MS, GO, DF), que, quando comparados com São Paulo e Espírito Santo, apresentaram maior capacidade de redução da taxa de pobreza, mas a dupla do Sudeste, por sua vez, apresentou as maiores elasticidades. Tampouco se pode concluir que os estados que apresentaram maior crescimento da renda média, como é o caso dos da Região Nordeste, possuem maior potencial de reduzir a pobreza devido ao crescimento. Na Tabela 4, é possível observar que, mesmo com o alto crescimento da renda média nessa região, superior ao das outras regiões, o efeito sobre a pobreza é inferior, o que embasa ainda mais a hipótese de que o crescimento por si só não é suficiente para a redução da pobreza.

Por fim, estima-se que o Brasil auferiu um aumento médio anual de 5,01% na renda domiciliar *per capita* entre os anos dos Governos Lula e Dilma (2003-13) e que tal crescimento pode ser classificado como pró-pobre, tendo proporcionado o benefício social de — em termos médios — reduzir em aproximadamente 6,95% ao ano a taxa de pobreza extrema no País.

4 Considerações finais

Os resultados, em linha com outros estudos semelhantes, indicam que o processo de crescimento do Brasil beneficiou proporcionalmente mais a parcela mais pobre da população, sendo o potencial de redução média de aproximadamente 6,95% da taxa de pobreza. Ao mesmo tempo, a queda da desigualdade, de acordo com o modelo, pode ser responsável por uma redução em média de 1,84% da taxa de pobreza.

Os resultados ainda confirmaram a hipótese, presente em outros trabalhos, de que a dinâmica entre crescimento e pobreza ocorre de maneira significativamente distinta no Brasil. O método revelou os mesmos padrões de outros estudos, apesar de que, nesta análise, os índices de crescimento pró-pobre encontrados foram mais elevados.

Com relação aos estados brasileiros, foi possível classificar o processo de crescimento como pró-pobre em 23 estados, com destaque para a Região Centro-Oeste do País, que apresentou o maior potencial de redução da pobreza devido ao crescimento, uma vez que essa região apresentou, no período, um crescimento médio da renda superior ao das demais regiões.

Contudo, como visto em outros trabalhos, as regiões Norte e Nordeste apresentaram disparidades em relação às outras regiões, ao evidenciarem crescimento pró-pobre inferior ou ausência de crescimento pró-pobre, como é o caso dos Estados de Pernambuco, Maranhão, Piauí e Alagoas, indicando que os pobres não se beneficiaram mais que proporcionalmente com o crescimento econômico.

Esse resultado corrobora a hipótese de Bourguignon acerca da tendência do crescimento pró-pobre ser mais comum em regiões onde prevalecem menores níveis de desigualdade na distribuição da renda. Como visto, as regiões Sul e Sudeste, que apresentaram os menores níveis de desigualdade, mostraram resultados robustos que indicam crescimento pró-pobre. Já a Região Nordeste, mesmo exibindo maior crescimento da renda no período, por ter os maiores índices de desigualdade do País, apresentou elasticidades menores e até inferiores à unidade em alguns estados.

Assim, o estudo, ao utilizar o índice de Gini e obter resultados significantes, corrobora a ideia de que o aumento do Produto Interno Bruto (PIB), por si só, não é suficiente para promover uma forte redução da pobreza. Por outro lado, o dito crescimento pró-pobre não pode ser atribuído somente às políticas de assistência social e transferências de renda — apesar de elas se mostrarem um instrumento importante —, visto que o Nordeste é uma região para a qual grande parte dos recursos do programa Bolsa Família se destina, mas que, ainda assim, por apresentar maiores entraves estruturais e maiores níveis de desigualdade, possui dificuldades em promover benefí-

cios originados pelo crescimento econômico proporcionalmente maiores aos pobres.

Apêndice

Saídas do Eviews

Figura A.1

Estimação do modelo de efeitos fixos, sem uso de *binárias*

Dependent Variable: LOG(P0)				
Method: Panel Least Squares				
Date: 11/17/14 Time: 22:19				
Sample: 2003 2013				
Periods included: 10				
Cross-sections included: 27				
Total panel (balanced) observations: 270				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.274926	0.265721	34.90471	0.0000
LOG(RENDAPC)	-1.404911	0.047418	-29.62817	0.0000
LOG(GINI)	2.356766	0.190474	12.37313	0.0000
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.972492	Mean dependent var	-1.396435	
Adjusted R-squared	0.969296	S.D. dependent var	0.652102	
S.E. of regression	0.114265	Akaike info criterion	-1.399409	
Sum squared resid	3.146594	Schwarz criterion	-1.012912	
Log likelihood	217.9203	Hannan-Quinn criter.	-1.244209	
F-statistic	304.2905	Durbin-Watson stat	0.522944	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figura A.2

Estimação do modelo de efeitos aleatórios, sem uso de *binárias*

Dependent Variable: LOG(P0)				
Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)				
Date: 11/17/14 Time: 22:22				
Sample: 2003 2013				
Periods included: 10				
Cross-sections included: 27				
Total panel (balanced) observations: 270				
Swamy and Arora estimator of component variances				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.224395	0.248547	37.11331	0.0000
LOG(RENDAPC)	-1.387987	0.043495	-31.91109	0.0000
LOG(GINI)	2.453509	0.181098	13.54794	0.0000
Effects Specification				
		S.D.	Rho	
Cross-section random		0.177187	0.7063	
Idiosyncratic random		0.114265	0.2937	
Weighted Statistics				
R-squared	0.893869	Mean dependent var	-0.279031	
Adjusted R-squared	0.893074	S.D. dependent var	0.350015	
S.E. of regression	0.114453	Sum squared resid	3.497593	
F-statistic	1124.376	Durbin-Watson stat	0.480299	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Unweighted Statistics				
R-squared	0.896374	Mean dependent var	-1.396435	
Sum squared resid	11.85371	Durbin-Watson stat	0.141719	

Figura A.3
Teste de Hausman

Correlated Random Effects - Hausman Test				
Equation: RANDOM_NODUMMY				
Test cross-section random effects				
Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.	
Cross-section random	2.883266	2	0.2365	
Cross-section random effects test comparisons:				
Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
LOG(RENDAPC)	-1.404911	-1.387987	0.000357	0.3702
LOG(GINI)	2.356766	2.453509	0.003484	0.1012

Cross-section random effects test equation:
 Dependent Variable: LOG(P0)
 Method: Panel Least Squares
 Date: 11/17/14 Time: 22:22
 Sample: 2003 2013
 Periods included: 10
 Cross-sections included: 27
 Total panel (balanced) observations: 270

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.274926	0.265721	34.90471	0.0000
LOG(RENDAPC)	-1.404911	0.047418	-29.62817	0.0000
LOG(GINI)	2.356766	0.190474	12.37313	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.972492	Mean dependent var	-1.396435	
Adjusted R-squared	0.969296	S.D. dependent var	0.652102	
S.E. of regression	0.114265	Akaike info criterion	-1.399409	
Sum squared resid	3.146594	Schwarz criterion	-1.012912	
Log likelihood	217.9203	Hannan-Quinn criter.	-1.244209	
F-statistic	304.2905	Durbin-Watson stat	0.522944	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LOG(P0)
 Method: Panel Least Squares
 Date: 11/17/14 Time: 21:40
 Sample: 2003 2013
 Periods included: 10
 Cross-sections included: 27
 Total panel (balanced) observations: 270

$$\begin{aligned}
 \text{LOG(P0)} = & C(1) + C(2)*D11*LOG(\text{RENDAPC}) + C(3)*D12*LOG(\text{RENDAPC}) \\
 & + C(4)*D13*LOG(\text{RENDAPC}) + C(5)*D14*LOG(\text{RENDAPC}) + C(6)*D15 \\
 & *LOG(\text{RENDAPC}) + C(7)*D16*LOG(\text{RENDAPC}) + C(8)*D17 \\
 & *LOG(\text{RENDAPC}) + C(9)*D21*LOG(\text{RENDAPC}) + C(10)*D22 \\
 & *LOG(\text{RENDAPC}) + C(11)*D23*LOG(\text{RENDAPC}) + C(12)*D24 \\
 & *LOG(\text{RENDAPC}) + C(13)*D25*LOG(\text{RENDAPC}) + C(14)*D26 \\
 & *LOG(\text{RENDAPC}) + C(15)*D27*LOG(\text{RENDAPC}) + C(16)*D28 \\
 & *LOG(\text{RENDAPC}) + C(17)*D29*LOG(\text{RENDAPC}) + C(18)*D31 \\
 & *LOG(\text{RENDAPC}) + C(19)*D32*LOG(\text{RENDAPC}) + C(20)*D33 \\
 & *LOG(\text{RENDAPC}) + C(21)*D35*LOG(\text{RENDAPC}) + C(22)*D41 \\
 & *LOG(\text{RENDAPC}) + C(23)*D42*LOG(\text{RENDAPC}) + C(24)*D43 \\
 & *LOG(\text{RENDAPC}) + C(25)*D50*LOG(\text{RENDAPC}) + C(26)*D51 \\
 & *LOG(\text{RENDAPC}) + C(27)*D52*LOG(\text{RENDAPC}) + C(28)*D53 \\
 & *LOG(\text{RENDAPC}) + C(29)*LOG(\text{GINI})
 \end{aligned}$$

Figura A.4
Estimação do modelo de efeitos fixos, usando *binárias*

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	10.24148	0.131205	78.05701	0.0000
C(2)	-1.525214	0.114411	-13.33097	0.0000
C(3)	-1.007575	0.115373	-8.733206	0.0000
C(4)	-1.150834	0.112432	-10.23582	0.0000
C(5)	-1.066551	0.061638	-17.30354	0.0000
C(6)	-1.298263	0.121907	-10.64963	0.0000
C(7)	-1.195833	0.108845	-10.98662	0.0000
C(8)	-1.255575	0.080913	-15.51755	0.0000
C(9)	-0.954347	0.078938	-12.08986	0.0000
C(10)	-0.860449	0.078419	-10.97244	0.0000
C(11)	-1.010386	0.088659	-11.39634	0.0000
C(12)	-1.128848	0.077389	-14.58665	0.0000
C(13)	-1.045340	0.086610	-12.06945	0.0000
C(14)	-0.955936	0.098841	-9.671405	0.0000
C(15)	-0.792013	0.089319	-8.867221	0.0000
C(16)	-1.311965	0.088433	-14.83562	0.0000
C(17)	-1.062344	0.077044	-13.78889	0.0000
C(18)	-2.196407	0.092148	-23.83565	0.0000
C(19)	-2.436541	0.105453	-23.10551	0.0000
C(20)	-2.290385	0.155579	-14.72167	0.0000
C(21)	-2.533026	0.131727	-19.22943	0.0000
C(22)	-2.292962	0.112363	-20.40673	0.0000
C(23)	-2.216311	0.109827	-20.17995	0.0000
C(24)	-2.093256	0.125343	-16.70022	0.0000
C(25)	-2.237161	0.079324	-28.20282	0.0000
C(26)	-2.060446	0.081098	-25.40672	0.0000
C(27)	-2.226580	0.094426	-23.58023	0.0000
C(28)	-2.292350	0.099730	-22.98566	0.0000
C(29)	1.843644	0.094557	19.49779	0.0000
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.995189	Mean dependent var	-1.396435	
Adjusted R-squared	0.993980	S.D. dependent var	0.652102	
S.E. of regression	0.050594	Akaike info criterion	-2.950353	
Sum squared resid	0.550342	Schwarz criterion	-2.217341	
Log likelihood	453.2977	Hannan-Quinn criter.	-2.656007	
F-statistic	823.5721	Durbin-Watson stat	1.959415	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figura A.5
 Teste de Wald (*pooled* vs efeitos fixos)

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2)	-1.525214	0.114411
C(3)	-1.007575	0.115373
C(4)	-1.150834	0.112432
C(5)	-1.066551	0.061638
C(6)	-1.298263	0.121907
C(7)	-1.195833	0.108845
C(8)	-1.255575	0.080913
C(9)	-0.954347	0.078938
C(10)	-0.860449	0.078419
C(11)	-1.010386	0.088659
C(12)	-1.128848	0.077389
C(13)	-1.045340	0.086610
C(14)	-0.955936	0.098841
C(15)	-0.792013	0.089319
C(16)	-1.311965	0.088433
C(17)	-1.062344	0.077044
C(18)	-2.196407	0.092148
C(19)	-2.436541	0.105453
C(20)	-2.290385	0.155579
C(21)	-2.533026	0.131727
C(22)	-2.292962	0.112363
C(23)	-2.216311	0.109827
C(24)	-2.093256	0.125343
C(25)	-2.237161	0.079324
C(26)	-2.060446	0.081098
C(27)	-2.226580	0.094426
C(28)	-2.292350	0.099730

Restrictions are linear in coefficients.

Wald Test:			
Equation: MODELOGERAL_FIXEDPRONTO			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	203.4002	(27, 215)	0.0000
Chi-square	5491.807	27	0.0000

Null Hypothesis: C(2)=C(3)=C(4)=C(5)=C(6)=C(7)=C(8)=C(9)=C(10)=C(11)=C(12)=C(13)=C(14)=C(15)=C(16)=C(17)=C(18)=C(19)=C(20)=C(21)=C(22)=C(23)=C(24)=C(25)=C(26)=C(27)=C(28)=0

Null Hypothesis Summary:

Referências

BAKOF, A. K. **Crescimento pró-pobre: conceitos, experiência, políticas públicas e uma análise empírica do Rio Grande do Sul na década de 1990.** 2006. 114 f. Dissertação (Mestrado) — Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2006. Disponível em: <<http://hdl.handle.net/10183/11493>>. Acesso em: 10 jun. 2014.

BARRETO, F. *et al.* **O que mais impacta a redução da pobreza: o crescimento da renda ou redução da desigualdade?** Fortaleza: Universidade Federal do Ceará, 2009. (Ensaio sobre Pobreza, n. 16). Disponível em: <<http://www.caen.ufc.br/attachments/article/113/esp16.pdf>>. Acesso em: 20 out. 2014.

CHENERY, H.; AHLUWHALIA, M. **Redistribution with growth**. Oxford: Oxford University Press, 1974. Disponível em: <<http://documents.worldbank.org/curated/en/179731468764958719/Redistribution-with-growth>>. Acesso em: 21 out. 2014.

CORGOSINHO, R. C.; CRUZ, A. C.; TORRES, D. A. R. O programa Bolsa Família como instrumento de crescimento pró-pobre no Governo Lula. **Economia e Desenvolvimento**, Recife, v. 12, n. 1, 2013. Disponível em: <<http://periodicos.ufpb.br/ojs/index.php/economia/article/view/17860>>. Acesso em: 10 mar. 2014.

CRUZ, A. C.; TORRES, D. R.; TEIXEIRA, E. C. Gastos públicos em infraestrutura e em capital humano como forma de promoção do crescimento pró-pobre nos estados brasileiros. **Revista EconomiA**, Niterói, v. 11, n. 4. p. 163-185, 2010. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2010/inscricao/arquivos/000-99744ee9d61827545cb717f7f8bfa51b.pdf>>. Acesso em: 23 abr. 2014.

DOLLAR, D.; KLEINENBERG, T.; KRAAY, A. **Growth still is good for the poor**. [S.l.]: The World Bank, 2013. (Policy Research Working Paper, 6568). Disponível em: <<http://elibrary.worldbank.org/doi/pdf/10.1596/1813-9450-6568>>. Acesso em: 4 maio 2014.

DOLLAR, D.; KRAAY, A. Growth is good for the poor. **Journal of Economic Growth**, [S.l.], v. 7, n. 3, p. 195-225, 2002. Disponível em: <https://siteresourcesqa.worldbank.org/INTRES/Resources/469232-1107449512766/Growth_is_Good_for_Poor_Journal_Article.pdf>. Acesso em: 4 maio 2014.

FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. **Econometrica**, New York, v. 52, n. 3, 1984. Disponível em: <[http://darplse.ac.uk/papersdb/Foster_et_al_\(Econometrica_84\).pdf](http://darplse.ac.uk/papersdb/Foster_et_al_(Econometrica_84).pdf)>. Acesso em: 6 jun. 2014.

FOSTER, J.; SZÉKELY, M. Is economic growth good for the poor? In: THE ASIA AND PACIFIC FORUM ON POVERTY, 2001, Manila. [Anais...]. Manila: Asia Development Bank, 2001. Disponível em: <<http://www6.iadb.org/WMSFiles/products/research/files/pubS-136.pdf>>. Acesso em: 6 jun. 2014.

FRANÇA, J.; MANSO, C.; BARRETO, F. Comparando a intensidade do crescimento pró-pobre entre regiões brasileiras pós implantação do real. **Planejamento e Políticas Públicas**, Brasília, DF, n. 38, 2012. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/ppp/index.php/PPP/article/view/276>>. Acesso em: 20 set. 2014.

HOFFMANN, R. Elasticidade da pobreza em relação à renda média e à desigualdade. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 2004, João Pessoa. **Anais...** Niterói: Anpec, 2004. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A054.pdf>>. Acesso em: 20 out. 2014.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Ipeadata**. 2014. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>> Acesso em: 4 jun. 2014.

KAKWANI, K.; KHANDER, S.; SON, H. H. **Pro-poor growth: concepts and measurement with country case studies**. Brasília, DF: International Poverty Centre, 2004. (Working paper, n. 1). Disponível em: <<http://www.ipc-undp.org/pub/IPCWorkingPaper1.pdf>>. Acesso em: 10 maio 2014.

KAKWANI, K.; NERI, M.; SON, H. H. **Ligações entre crescimento pró-pobre, programas sociais e mercado de trabalho: a recente experiência brasileira**. Rio de Janeiro: FGV; International Poverty Centre, 2005. Disponível em: <http://www.cps.fgv.br/cps/pesquisas/propobre/PP_texto.pdf>. Acesso em: 9 jan. 2014.

KAKWANI, K.; PERNIA, E. What is pro-poor growth? **Asian Development Review**, Cambridge, MA, v. 18, n. 1, 2000. Disponível em: <http://www.policyinnovations.org/ideas/policy_library/data/01158>. Acesso em: 11 jan. 2014.

KAKWANI K.; SON, H.; NERI, M. Estagnação econômica e crescimento pró-pobre. **Conjuntura Econômica**, Rio de Janeiro, v. 60, n. 6, p. 70-71, 2006. Disponível em: <<http://cps.fgv.br/sites/cps.fgv.br/files/artigo/Estagnaçãoeconômicaecrescim entopró-pobre.pdf>>. Acesso em: 15 mar. 2014.

MANSO, C. A.; BARRETO, F. D.; TEBALDI, E. O desequilíbrio regional brasileiro: novas perspectivas a partir das fontes de crescimento pró-pobre. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 37, n. 3, p. 307-238, 2006.

MARINHO, E.; SOARES, F. Impacto do crescimento econômico e da concentração de renda sobre a redução da pobreza nos estados brasileiros. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 31., 2003, Porto Seguro. **Anais...** Niterói: Anpec, 2003. Disponível em:

<<http://www.anpec.org.br/encontro2003/artigos/B36.pdf>>. Acesso em: 21 out. 2014.

MATIJASCIC, M. (Org.). **Presença do Estado no Brasil**: Federação, suas unidades e municipalidades. 2. ed. rev. e ampl. Brasília, DF: IPEA, 2012. Disponível em:

<http://www.ipea.gov.br/presenca/images/presenca_web_2aed.pdf>.

Acesso em: 20 nov. 2014.

NETTO JUNIOR, J. L.; FIGUEIREDO, E. Crescimento pró-pobre no Brasil e nas regiões no período 1987-2007: uma abordagem não paramétrica. **Planejamento e Políticas Públicas**, Brasília, DF, n. 42, 2014. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/ppp/index.php/PPP/article/viewFile/484/330>>. Acesso em: 18 out. 2014.

PERNIA, M. **Pro-poor growth**: what is it and how is it important? Manila: Asian Development Bank, 2003. (ERD Policy Brief, n. 17). Disponível em: <<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.172.2882&rep=rep1&type=pdf>>. Acesso em: 4 jan. 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, 2010. Disponível em: <https://www.google.com/search?hl=en&q=Crescimento+Pr%C3%B3+Pobre%3A+An%C3%A1lise+dos+Estados+Brasileiros+entre+1995+e+2007&asfe=ac+tive&gws_rd=ssl>. Acesso em: 15 set. 2014.

RAVALLION, M. Definindo o crescimento pró-pobres: uma resposta a Kakwani. **One pager**, Brasília, DF, n. 4, 2004. Disponível em: <<http://www.ipc-undp.org/pub/port/IPCOnePager4.pdf>>. Acesso em: 10 mar. 2014.

RAVALLION, M. **Inequality is bad for the poor**. Washington, DC: World Bank, 2005. (World Bank Policy Research Working Paper, 3677). Disponível em: <<http://www.rrojasdatabank.info/wir2006/ravallion.pdf>>. Acesso em: 10 mar. 2014.

RAVALLION, M.; CHEN, S. Measuring Pro-Poor Growth. **Economics Letters**, [S.l.], v. 78, n. 1, p. 93-99, 2003. Disponível em: <<http://elibrary.worldbank.org/doi/pdf/10.1596/1813-9450-2666>>. Acesso em: 10 mar. 2014.

RAVALLION, M.; DATT, G. Growth and redistribution components of changes in poverty measures: a decomposition with applications to Brazil and India in the 1980s. **Journal of Development Economics**, [S.l.], v. 38, n. 2, p. 275-295, 1992. Disponível em:

<http://siteresources.worldbank.org/BRAZILINPOREXTN/Resources/3817166-1185895645304/4044168-1186331278301/18pub_br96.pdf>. Acesso em: 12 set. 2014.

RAVALLION, M.; DATT, G. Is India's economic growth leaving the poor behind? **Journal of Economic Perspectives**, [S.l.], v. 16, n. 3, 2002. Disponível em:

<http://siteresources.worldbank.org/INTPGI/Resources/13504_GD1.pdf>. Acesso em: 11 set. 2014.

SANTOS, W. O. **Crescimento pró-pobre no Brasil (1981-2009)**. [Maringá]: Pós-Graduação em Economia da Universidade Estadual de Maringá, 2011. Disponível em:

<http://www.apec.unesc.net/VI_EEC/sessoes_tematicas/Tema7-Economia%20Social%20e%20Políticas%20Publicas/Artigo-6-Autoria.pdf>. Acesso em: 12 set. 2014.

SON, H. H.; KAKWANI, K. **Economic growth and poverty reduction: Initial conditions matter**. Brasília, DF: International Poverty Centre, 2004. (Working paper, n. 2). Disponível em: <<http://www.ipc-undp.org/pub/IPCWorkingPaper2.pdf>>. Acesso em: 10 maio 2014.

SON, H. H.; KAKWANI, K. **Global estimates of pro-poor growth**. Brasília, DF: International Poverty Centre, 2006. (Working paper, n. 31). Disponível em: <http://www.sarpn.org/documents/d0002182/Pro-poor_growth_IPC-UNDP_Oct2006.pdf>. Acesso em: 10 maio 2014.

TEIXEIRA, R.; PINTO, E. A economia política dos Governos FHC, Lula e Dilma: dominância financeira, bloco no poder e desenvolvimento econômico. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 21, n. esp., p. 909-941, dez. 2012. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0104-06182012000400009&script=sci_arttext>. Acesso em: 21 nov. 2014.