

CRESCIMENTO PRÓ-POBRE NO BRASIL (1981-2009)

Wesley Oliveira Santos (PCE-UEM). E-mail: wesley_oliveiras@yahoo.com.br *

Resumo

Este artigo analisa a qualidade do crescimento do Brasil e de suas Unidades Federativas, ao longo do período 1981-2009, sob a ótica da recente literatura acerca do Crescimento Pró-Pobre. Mediante uso de modelos econométricos de dados em painel, foram estimadas as elasticidades renda-pobreza e calculado o impacto do processo de crescimento sobre a pobreza para o país e para cada estado individualmente. Os resultados indicam que o processo de crescimento do Brasil beneficiou proporcionalmente mais a parcela mais pobre da população. No entanto, o mesmo padrão foi verificado em apenas em 15 das 27 Unidades Federativas. Os resultados também indicaram uma polarização entre o padrão de crescimento das regiões, com ausência de crescimento pró-pobre nos estados da região nordeste do país. Por fim, a hipótese de Bourguignon acerca da tendência do crescimento pró-pobre ser mais elevado em regiões onde prevalecem menores níveis de desigualdade na distribuição da renda foi testada e corroborada pelos resultados deste estudo.

Palavras-chave: Crescimento Pró-Pobre; Pobreza; Desigualdade de Renda; Dados em Painel.

Abstract

This paper analyzes the quality of growth in Brazil and its Federal Units, over the period 1981-2009, in light of the recent literature on the Pro-Poor Growth. Through the use of econometric models of panel data, the estimated income-poverty elasticities and calculated the impact of the growth process on poverty for the country and for each state individually. The results indicate that the process of growth of Brazil benefited proportionally more the poorest of the population. However, the same pattern was followed in only in 15 of 27 Federal Units. The results also indicated a polarization between the growth pattern of the regions, with the absence of pro-poor growth in the Northeast region of the country. Finally, the hypothesis Bourguignon about the tendency of pro-poor growth to be higher in regions where prevailing lower levels of inequality in income distribution has been tested and corroborated by the results of this study.

Key Words: Pro Poor Growth; Poverty; Income Inequality; Panel data.

*Mestrando em Teoria Econômica pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Estadual de Maringá (PCE-UEM). Bolsista CAPES.

1. INTRODUÇÃO

Seja por razões históricas, seja por incompetência e/ou ausência de prioridade contemporâneas, a desigualdade na distribuição de renda no Brasil ainda permanece, tal como os juro (coincidência?), no patamar que sempre esteve: uma das mais elevadas do mundo. Segundo dados do IPEA para 2009, o Brasil possuía naquele ano cerca de 39,6 milhões de pessoas residentes em domicílios com renda per capita inferior à linha de pobreza, o que correspondia a 21,42% da população total. Destes, cerca de 13,5 milhões de pessoas - 7,28% da população total - viviam em domicílios com renda per capita inferior à linha de extrema pobreza¹.

Mais que um passivo social, trata-se de um entrave ao desenvolvimento brasileiro, um lembrete de que o processo de desenvolvimento encontra-se desvinculado do que deveria ser sua prioridade fundamental: a ascensão do bem-estar das pessoas, especialmente daquelas que mais são privadas dele. Todavia, as estatísticas disponíveis revelam que esse passivo vem diminuindo ao longo dos últimos anos, em razão da retomada do crescimento econômico e da implementação de políticas públicas concentradas, dentre outros fatores.

Nesse sentido, os estudos sobre o crescimento pró-pobre analisam a relação entre crescimento econômico, desigualdade e pobreza. Mais especificamente, esses estudos investigam a “qualidade do crescimento”, apontando quais os grupos (por faixa de renda) que mais se beneficiaram do crescimento econômico ocorrido durante um determinado período de tempo.

Desde o Relatório sobre o Desenvolvimento Mundial de 1990 e, mais recentemente, dos objetivos estabelecidos pela Cúpula do Milênio da ONU em 2000 – cujo objetivo primordial dentre os oito estabelecidos é a erradicação da pobreza extrema e da fome - cada vez mais as políticas de combate à pobreza têm avançado pelo mundo.

Os trabalhos em torno do tema avançam na mesma direção, versando sobre diferentes aspectos e se concentrando em objetivos distintos. Um deles é análise dos efeitos do crescimento econômico sobre a redução da pobreza, que atualmente tem ganhado relevância tanto em nível nacional como na esfera subnacional ou local, conforme evidencia o Centro de Pesquisa em Pobreza e Desigualdade do Banco Mundial.

¹ A Linha de Extrema Pobreza utilizada pelo IPEA é 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 FAO e da OMS. A Linha de Pobreza, por sua vez, corresponde ao dobro da linha de extrema pobreza (IPEA, 2012).

Diante disso, o objetivo deste artigo é examinar o processo de crescimento do Brasil e dos estados brasileiros no período 1981-2009, em termos do crescimento pró-pobre. Para isso, a partir da análise econométrica com dados em painel, são calculadas as elasticidades renda-pobreza, que refletem a sensibilidade do nível da pobreza em relação ao crescimento econômico. Nesse ponto, foi estimada a contribuição do crescimento econômico para a variação da pobreza em cada estado brasileiro. Ademais, foi testada a hipótese teórica de Bourguignon (2002), que atribui sensibilidade desigual da pobreza em relação ao crescimento, quando essa relação é observada entre regiões e períodos de tempo distintos, a depender do nível inicial de desigualdade na distribuição de renda.

Além desta introdução e das referências bibliográficas na seção 6, este artigo conta com mais quatro seções. A seguir apresenta-se a literatura acerca do crescimento pró-pobre, expondo definições que foram adotadas na posterior análise de resultados. A seção 3 apresenta a metodologia utilizada e a base de dados do presente estudo. Na seção 4, analisam-se os resultados, avaliando as distintas sensibilidades da pobreza diante do crescimento econômico apresentado pelo Brasil e por cada estado do país. As considerações finais e principais conclusões encontram-se expostas na seção 5.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Crescimento x Desigualdade

Da análise da política econômica brasileira desde os anos de 1950, refletida nos vários planos implementados ao longo dos governos que passaram, é possível notar que a ênfase sempre alternava entre o aspecto da acumulação e da estabilização, ficando o aspecto distributivo relegado ao segundo plano. Bordões como “deixar o bolo crescer para depois repartir” ou, mais recentemente, “assistir ao espetáculo do crescimento” se tornaram bandeiras comuns dos sucessivos governos do país desde a década de 1970. Trata-se de um equívoco em relação ao papel do crescimento econômico, que vem sendo tratado no país como um fim em si próprio, em vez de um meio para a consecução do objetivo superior de elevação do bem-estar social.

No âmbito teórico, uma importante contribuição para as investigações entre a relação crescimento-desigualdade foi a hipótese formulada por Simon Kuznets (1955), conhecida na literatura como “*Hipótese do U-invertido*” ou “*Curva (ou Hipótese) de Kuznets*”, a qual

estabelece uma relação em forma de U-invertido entre a desigualdade na distribuição de renda e o crescimento econômico.

Através de um estudo empírico da relação em três países (Inglaterra, EUA e Alemanha) Kuznets (1955) postulou que a desigualdade de renda aumenta nos estágios iniciais de crescimento, atingindo um ponto máximo, representado por um determinado nível de renda per capita, a partir do qual decresce à medida que a economia se desenvolve. Segundo Kuznets, o processo ocorreria por meio da migração da população de um setor primário, mais atrasado, para os outros dois setores, mais modernos, ricos e desiguais que o setor tradicional. As mudanças na distribuição decorrentes de tal migração, característica intrínseca do crescimento econômico moderno, promoveriam um aumento inicial da desigualdade até que o produto per capita atingisse certo patamar, a partir do qual a desigualdade se estabilizaria, adquirindo, posteriormente, uma tendência de redução contínua à medida que a renda per capita permanecesse evoluindo (KUZNETS, 1955 e 1982).

Acerca da referida hipótese, há interpretações divergentes sobre o aumento da desigualdade nos períodos iniciais do desenvolvimento, em que uns atribuem tal fato como decorrente da redução absoluta da renda média da população mais pobre enquanto outros defendem que o referido aumento é fruto apenas da menor taxa de crescimento da renda média dos mais pobres em relação à dos mais ricos, nos primeiros estágios do desenvolvimento. Ademais, existem controversas acerca da confirmação empírica da hipótese de Kuznets, suportada por alguns trabalhos – como Ahluwalia (1974 e 1976), Deininger e Squire (1998), Robinson (1976) e Thornton (2001) – e não confirmada por outros – como Anand e Kanbur (1993). Há inclusive, estudos no qual a mesma base de dados confirma ou não a hipótese, a depender do método empregado na análise, como em Fields e Jakubson (1994).

A ênfase dada ao crescimento é observada não só em diversos outros países – desenvolvidos ou não –, mas também na literatura que trata da relação entre crescimento econômico e distribuição de renda e/ou pobreza. Exemplo disso é a ampla difusão das teorias de desenvolvimento do tipo *trickle-down*, dominantes nas décadas de 1950 e 1960. Segundo Kakwani e Pernia (2000, p. 2) tais teorias consideram que os benefícios do crescimento tendem a se espalhar de maneira lenta e generalizada pelos diversos segmentos da sociedade, via um fluxo vertical, no qual os ricos seriam os primeiros beneficiados e, num segundo momento, os pobres seriam favorecidos à medida que os ricos despendessem seus ganhos.

Todavia, ainda que os pobres recebam proporcionalmente menos dos louros do crescimento, a incidência da pobreza pode diminuir com a ocorrência do mesmo.

Alguns estudos, como o do *Development Research Group of the World Bank*, elaborado por Dollar e Kraay (2001), procuram encontrar uma relação trivial e sistemática na relação entre crescimento econômico e pobreza, com base na experiência transnacional, desconsiderando, em certa medida, os efeitos das diferenças - em termos de características da população, instituições, dentre outros fatores - existentes entre países distintos.

Com base em uma amostra de 92 países que cobre o período das quatro décadas anteriores ao ano 2000, esses autores concluem 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 cunho “pró-pobre”, ou seja, políticas orientadas a beneficiar proporcionalmente mais os pobres, como os gastos públicos em educação e saúde. Mas a conclusão mais significativa deste estudo para exemplificar a linha das teorias de desenvolvimento do tipo *trickle-down* é que o crescimento econômico é bom para os pobres, independentemente de sua natureza. Ademais, os autores não encontraram evidências de que o desenvolvimento siga a relação expressa pela curva de Kuznets.

Outras investigações compatíveis com a teoria *trickle-down* podem ser encontradas em Aghion e Bolton (1997), onde os autores, através do desenvolvimento de um modelo que descreve o crescimento econômico e as desigualdades de renda na presença de mercados de capital imperfeitos, analisam o efeito *trickle-down* da acumulação de capital, chegando a três conclusões principais: i) Existe uma taxa de acumulação de capital suficientemente alta, capaz de conduzir a economia a uma distribuição de riqueza única e invariante; ii) Embora o mecanismo de *trickle-down* possa conduzir a um estado estável da distribuição sob políticas de *laissez-faire*, há espaço para a intervenção governamental ajudar na aceleração do referido processo, sobretudo no sentido de redistribuir riqueza de credores ricos para mutuários pobres e de classe média; iii) O processo de acumulação de capital descrito pelo modelo pode gerar uma curva de Kuznets (i.e., na forma de U invertido), com alargamento das desigualdades nos períodos iniciais e redução nas etapas posteriores.

2.2 Crescimento Pró-Pobre

Segundo Kakwani e Son (2003, p. 418), foi justamente da crítica à hipótese de *trickle-down* que surgiram as discussões sobre o crescimento pró-pobre. Os autores atribuem ao livro

“*Redistribution with Growth*”, escrito por Chenery e Ahluwalia (1974), o ponto de partida inicial da literatura do crescimento pró-pobre. O termo “pró-pobre” apenas se tornaria largamente utilizado ao longo da década de 1990. Todavia, a idéia já estava implícita na definição do “crescimento de base ampla”, permeado pelo *World Development Report 1990* (World Bank, 1990 *apud* Kakwani e Pernia, 2000, p. 2 e Kakwani e Son, 2003, 419).

Atualmente, não há um consenso na literatura em torno de um conceito único do crescimento pró-pobre. Isso é refletido na utilização de conceitos sutilmente diferenciados e muitas vezes vagos pelos organismos internacionais como a ONU, a OCDE, o Banco Mundial e outros bancos internacionais de desenvolvimento. De acordo com Kakwani e Son (2003, p. 419), ONU e OCDE, por exemplo, definem o crescimento pró-pobre como *aquele que beneficia o pobre e os provêm com oportunidades para melhorar sua situação econômica*.

2.3 Classificações do Crescimento Pró-Pobre

Visando contribuir para a formação desses conceitos, alguns estudos têm tentado definir e mensurar o crescimento pró-pobre. Dentre eles destacam-se Kakwani e Pernia (2000), Ravallion e Chen (2003) e Kakwani e Son (2003). Kakwani e Son (2003, p. 419-423) comparam esses estudos em termos dos seguintes elementos:

- i) da definição utilizada de crescimento pró-pobre (definição fraca ou definição forte ou rigorosa);
- ii) da abordagem (relativa ou absoluta), caso usem a definição forte;
- iii) da necessidade ou não da adoção de uma linha de pobreza específica (abordagem parcial ou abordagem completa);
- iv) da satisfação ou não do axioma da “monotonicidade”.

2.3.1 Definições Fraca e Forte

A *definição fraca* estabelece que o crescimento seja pró-pobre se trazer algum ganho aos pobres, ainda que esse benefício seja significativamente inferior ao proveito médio obtido pela sociedade. A definição da teoria do *trickle down* pode ser classificada dessa forma, uma vez que consideram benéficos aos pobres qualquer tipo de crescimento que os proporcionem

ganhos de renda, ainda que estes sejam subordinados e, proporcionalmente, muito inferiores aos ganhos dos ricos.

A *definição forte* (ou *rigorosa*) agrega critérios de proporcionalidade aos conceitos. Ela pode ser dividida em termos relativos ou absolutos. O *conceito relativo* estabelece que o crescimento seja pró-pobre caso melhore proporcionalmente mais a situação dos pobres que a dos não-pobres. A implicação direta deste conceito é que o crescimento redutor de pobreza, necessariamente, também reduz a desigualdade relativa entre os grupos de renda. Por sua vez, o *conceito absoluto* ou “*super pró-pobre*” estabelece como pró-pobre o crescimento cujos benefícios, em níveis absolutos, forem iguais ou superiores aos que foram auferidos pelos não-pobres. Nestes termos, o crescimento pró-pobre implicaria redução da desigualdade absoluta de renda.

2.3.2 Abordagens Parcial e Completa

A *abordagem parcial* estabelece as condições para classificar o crescimento em pró-pobre ou antipobre, independentemente da especificação de uma linha ou indicador particular de pobreza. Sendo assim, a grande vantagem dessa abordagem reside no fato dela ser válida para quaisquer linhas ou medidas de pobreza utilizada. Contudo, a abordagem apresenta duas limitações fundamentais: i) é inconclusiva quanto à classificação do crescimento quando as condições de dominância não são atendidas; e ii) não possibilita a ordenação dos processos de crescimento segundo o grau, inviabilizando a comparação entre dois ou mais processos de crescimento pró-pobre distintos. As curvas de crescimento-pobreza de Son (2004), largamente utilizadas nas recentes análises empíricas, é um exemplo de abordagem que pode ser classificada nessa linha.

Por sua vez, a *abordagem completa* sempre permite a obtenção de resultados conclusivos acerca da classificação de um processo de crescimento em pró-pobre ou antipobre (não pró-pobre). Essa abordagem supera a limitação da anterior, uma vez que possibilita a ordenação de processos de crescimento de acordo com o grau de benefícios obtidos pelos pobres em relação aos auferidos pelo restante da sociedade. Isto porque, em vez de uma curva, suas conclusões são baseadas em uma taxa ou índice de crescimento pró-pobre. Contudo, sua limitação reside na inevitável subjetividade do processo, que necessariamente envolve a escolha arbitrária de uma linha de pobreza.

2.3.3 O Axioma da Monotonicidade

O axioma da monotonicidade implica que a magnitude da redução da pobreza deve ser uma função monotonicamente crescente da taxa de crescimento pró-pobre. A redução da pobreza depende tanto do crescimento quanto da forma como os benefícios deste último são distribuídos pela sociedade, segmentada em pobres e não pobres.

Assim, o crescimento é uma condição necessária, mas não suficiente para a redução da pobreza, ao menos no longo prazo.² Isto implica uma relação não monotônica entre crescimento e redução da pobreza e, portanto, a necessidade de uma medida de crescimento pró-pobre que considere que a redução da pobreza dependa não apenas do crescimento, mas do modo como seus benefícios são partilhados pela sociedade. Dessa forma, uma medida de crescimento pró-pobre que satisfaça o axioma da monotonicidade deve fornecer uma condição necessária e suficiente para a redução da pobreza.

Tendo isto em vista, tal como em Pinto e Oliveira (2010), a metodologia de elasticidade renda-pobreza empregada na análise empírica do presente artigo classifica-se segundo a definição forte de crescimento pró-pobre, em termos relativos e sob a abordagem completa, de modo que, neste trabalho, o crescimento pró-pobre é tomado como um processo que, necessariamente, deve beneficiar a parcela mais pobre da população. Isto é, para que um processo de crescimento seja aqui caracterizado como pró-pobre, ele deve, concomitantemente, reduzir a pobreza e a desigualdade relativa de renda.

3. METODOLOGIA

3.1 Base de Dados e Linha de Pobreza

A base de dados para a realização deste trabalho é composta por dados de Renda domiciliar per capita média, Índice de Gini e Proporção de pessoas pobres para o Brasil e cada uma de suas 27 Unidades Federativas. Todos os dados foram obtidos no IPEADATA, que por sua vez os disponibiliza a partir das informações contidas nas Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílio (PNAD's).

² Em algumas situações de curto prazo, o crescimento pode até mesmo não ser necessário. Um crescimento nulo ou negativo, por exemplo, também pode reduzir a pobreza contanto que ocorra uma redistribuição suficiente de renda em favor dos pobres. Por ser pouco provável que essa situação seja sustentável no longo prazo, admite-se que o crescimento é condição necessária, embora não suficiente para a redução da pobreza.

Por conseguinte, a linha de pobreza considerada no presente trabalho é a mesma utilizada pelo IPEA, que corresponde ao dobro da linha de extrema pobreza, por sua vez definida 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 FAO e da OMS (IPEA, 2012).

3.2 Elasticidade-renda da Pobreza

Para avaliar a sensibilidade da pobreza em relação ao crescimento, optou-se por utilizar a metodologia da elasticidade-renda da pobreza, lançada por Datt e Ravallion (1992) e descrita em Pinto e Oliveira (2010), com algumas adaptações aos objetivos do presente trabalho. Uma delas é a inclusão, tal como feita por Pinto e Oliveira (2010), do coeficiente de Gini como variável explanatória. Isto permite que o modelo capte a divisão, presente na literatura, da *elasticidade total* em duas *elasticidades parciais* (PERNIA, 2003):

- i) *Elasticidade parcial renda-pobreza*: Mede o “efeito crescimento puro”, isto é, o efeito do crescimento sobre a redução da pobreza, na medida em que considera apenas o impacto da variação da renda sobre a pobreza, sob um contexto de desigualdade inalterada.
- ii) *Elasticidade parcial desigualdade-pobreza*: Mede o “efeito distribuição puro”, ou seja, o efeito da distribuição de renda sobre a pobreza. Nesse sentido, considera somente o impacto da variação da distribuição de renda sobre a pobreza, em um contexto de estabilidade do nível de renda.

Desse modo, inicialmente a referida elasticidade foi obtida através do seguinte modelo econométrico de regressão linear:

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

Onde 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_{it} = Termo de erro idiossincrático. Nestes, o 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 - dentre outros fatores - a experiência histórica específica de cada estado, cuja influência sobre

a relação crescimento-pobreza é também apontada na literatura. Nesse sentido, o referido termo foi incluído para permitir ao modelo captar as características específicas de cada estado em termos históricos, políticos e culturais, que, no entanto, serão considerados constantes ao longo do período analisado (WOOLDRIDGE, 2006).

As hipóteses tradicionais do Modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) estabelecem que o termo de erro do modelo (1) seja não correlacionado com as variáveis explicativas, sob pena de tornarem os estimadores inconsistentes e tendenciosos, tendo em vista o viés da heterogeneidade, devido à omissão de uma variável constante no tempo.

Diante disso, o modelo de dados em painel, formado por uma combinação de observações de unidades cross-section e de séries de tempo, surge como uma alternativa de estimação por apresentar as vantagens de considerar a heterogeneidade das unidades, apresentar menor grau de colinearidade, maior eficiência e de minimizar o viés dos estimadores (GUJARATI, 2006).

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:

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

Onde α_i representa as características ou efeitos específicos das unidades amostrais, constantes ao longo do tempo e ε_{it} o termo de erro.

Este modelo, tal como o modelo (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 X_{it} , conforme exposto a seguir:

i) *Modelo de efeitos fixos* (EF): Supõe que o termo α_i é tratado como uma variável aleatória não observada e correlacionada com alguma (s) das variáveis explicativas. Nestes termos, o modelo (1) toma a seguinte forma:

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

Onde o subscrito i no intercepto decorre do fato de que $\alpha_i = (\alpha + \delta_i)$, isto é, o intercepto agora é composto pelo coeficiente autônomo α mais o termo não observado específico a cada unidade δ_i .

Desse modo, o modelo de efeitos fixos implica que as diferenças entre as unidades podem ser capturadas por diferenças no intercepto das unidades, os quais, todavia, são invariantes no tempo (GREENE, 2008, p. 194).

ii) *Modelo de efeitos aleatórios* (EA): Supõe que a heterogeneidade não está correlacionada com as variáveis explicativas. Este modelo considera o erro combinado $v_{it} = \delta_i + \varepsilon_{it}$, composto pelo efeito não observado e pelo erro idiossincrático. Assim, o modelo (1) toma a seguinte forma:

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

Onde $v_{it} = \delta_i + \varepsilon_{it}$. Pressupõe-se que δ_i e ε_{it} sejam independentes e identicamente distribuídos (i.i.d.), com variância σ_δ^2 e σ_ε^2 , respectivamente.

É possível mostrar que

$$V(v_{it}) = \sigma_\delta^2 + \sigma_\varepsilon^2 \text{ e } Cov(v_{it}, v_{is}) = \sigma_\delta^2, \text{ com } t \neq s.$$

De modo que

$$\rho_v = Corr(v_{it}, v_{is}) = \frac{\sigma_\delta^2}{\sigma_\delta^2 + \sigma_\varepsilon^2}, \text{ para todo } t \neq s.$$

Ressalta-se que o valor do 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. Assim, se na estrutura de correlação não for considerada estas características e o modelo for estimado pelo método habitual dos mínimos quadrados, os estimadores poderão ser ineficientes; recomenda-se, neste caso, que a estimação do modelo seja realizada mediante a utilização dos mínimos quadrados generalizados factíveis (FGLS).

Além da análise subjetiva aplicada ao problema, foi utilizado o *teste de Hausman* para verificar a hipótese de endogeneidade do termo não observado, isto é, verificar a possível existência de correlação entre a_i e alguma (s) das variáveis explanatórias.

O teste de Hausman tem como hipótese nula a ausência de diferenças sistemáticas entre os estimadores dos dois métodos (EF e EA). Formalmente, o teste pode ser especificado por:

$$(\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA}) [Var(\hat{\beta}_{EF}) - Var(\hat{\beta}_{EA})]^{-1} (\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA}) \sim \chi^2(k) \quad (5)$$

$$H_0 : \hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA} = 0 \text{ vs } H_A : \hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA} \neq 0$$

Onde k é o número de coeficientes angulares contidos no modelo. Caso (4) tome um valor suficiente para rejeitar H_0 , sugere-se o uso do modelo de efeitos fixos (EF) 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 quanto ao uso do modelo de efeitos fixos ou *pooled*. Ele consiste na observação do p -valor do Teste F nos resultados da estimação do modelo de efeitos fixos. Nesse teste, a rejeição da hipótese nula indica que modelo de efeitos fixos é preferível ao modelo *pooled*.

Para testar a existência de autocorrelação, foi feito o Teste de Wooldridge para Autocorrelação em dados de painel, em que H_0 : Ausência de Autocorrelação e H_1 : Presença de Autocorrelação.

Para verificar a presença de heterocedasticidade foi realizado o teste de Wald, que 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, o ele consiste em testar H_0 : Ausência de Heterocedasticidade contra H_1 : Presença de Heterocedasticidade.

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

4.1 Elasticidades Renda-Pobreza

Para o modelo (1), o resultado obtido no teste de Hausman, de p -valor igual a 0,0057 sugere a utilização do modelo de efeitos fixos. Por sua vez, o teste de Chow, inferido por meio do valor- p do teste F na estimação sob efeitos fixos, também sugere a utilização do modelo de efeitos fixos, desta vez em preferência ao modelo *pooled*.

Ademais, também foram efetuados os testes de Wooldridge para Autocorrelação ($\text{valor-}p = 0,7279$) e o teste de Wald ($\text{valor-}p = 0,0000$) para Heterocedasticidade, cujos resultados sugerem, respectivamente, a ausência de autocorrelação e a presença de heterocedasticidade.

Diante disso, a estimação foi feita utilizando o modelo de efeitos fixos robusto. A formatação do modelo – por conveniência reescrito – e os principais resultados estão ilustrados abaixo:

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

Onde $\alpha_i = (\alpha + \delta_i)$.

Tabela 1: Elasticidade renda-pobreza, Brasil (1981-2009)

Variáveis Explicativas	Coefficientes Estimados	Desvio-Padrão*	Teste t	p-valor
Constante	11.88	0.6854	17.33	0.000
ln (renda)	-1.14	0.1027	-11.15	0.000
ln (gini)	2.26	0.1533	14.76	0.000
Nº de Observações	692			
R ² Ajustado	0.8217			
Teste F (p-valor)	0.0000			

* Coeficientes robustos à heterocedasticidade (White)

Fonte: Elaboração própria, com base em resultados obtidos pelo Software STATA.

Todos os coeficientes estimados são estatisticamente significativos, com sinais de acordo com o esperado. Uma vez que todas as variáveis do modelo foram empregadas na forma logarítmica, as magnitudes das estimativas representam, respectivamente, as elasticidades renda-pobreza e desigualdade-pobreza.

A elasticidade renda-pobreza apresentou o valor de -1,14. Isso indica que, em média, um crescimento econômico de 1 ponto percentual reduz em 1,14% a proporção de pessoas pobres no Brasil. De acordo com esse resultado, em média, o crescimento verificado no país no período 1981-2009 pode ser classificado como pró-pobre, inclusive pela definição forte, na medida em que a elasticidade superior à unidade indica que o benefício monetário da população pobre foi superior ao obtido pela média da população.

Por conseguinte, a queda de 1% na desigualdade de renda – medida pelo índice de Gini – reduz, em média, em 2,26% a taxa de pobreza. Como alerta Pinto e Oliveira (2010, p. 343), o coeficiente mais elevado da *proxy* da desigualdade pode levar à conclusão, não necessariamente verdadeira, de que a distribuição de renda é um processo mais eficiente para o combate à pobreza que o crescimento econômico. No entanto, lembram os autores, essas duas *proxy's* variam em escalas distintas, onde a renda pode assumir qualquer valor positivo enquanto que o coeficiente de Gini, por construção, varia entre 0 e 1.

Em relação a outros estudos nacionais, os quais cobrem períodos mais curtos de tempo, a elasticidade crescimento-pobreza encontrada aqui (-1,14) foi a mais elevada. Hoffmann (2004) encontrou o resultado de -0,84 para o curto período 1999-2001. Pinto e Oliveira (2010) encontraram uma elasticidade crescimento-pobreza de -1,09, considerando o

período pós-implantação do plano real 1995-2007. Marinho e Soares (2003), que consideraram o período 1985-1999, apontaram uma elasticidade crescimento-pobreza de -1,13. Por fim, dentre os citados para comparação, o estudo com período de análise mais próximo do utilizado neste artigo foi feito por Menezes-Filho e Vasconcellos (2004) e cobre o período 1981-2001. Nele, a elasticidade encontrada foi -1,03. Considerando esse resultado, o valor mais elevado aqui encontrado sugere uma melhora da qualidade do crescimento no período 2001-2009, período peculiarmente caracterizado pela redução contínua dos indicadores de desigualdade, como o coeficiente de Gini e de Theil.

No entanto, os resultados estimados mediante uso do modelo (3) consideram a hipótese, bastante simplista, de que a elasticidade crescimento-pobreza é única para todo o país. Isso porque o referido modelo – que nada mais é que a estimação do modelo (1) considerando efeitos fixos – considera as diferenças inter estaduais em termos históricos, políticos, socioeconômicos e culturais através do intercepto, que engloba o termo não observado $[\alpha_i = (\alpha + \delta_i)]$, de modo a não permitir que essas diferenças reflitam elasticidades distintas entre os estados. Visando relaxar essa hipótese, o modelo foi modificado e agora apresenta a seguinte forma:

$$\ln(P_{it}) = a + \beta_{1i} \ln(Y_{it}) + \beta_2 \ln(Gini_{it}) + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

A diferença encontra-se na inserção do subscrito i no coeficiente do $\ln$ da renda (β_{1i}). Assim, variáveis *dummy* de declividade foram inseridas para representas as elasticidades crescimento-pobreza para cada estado brasileiro, individualmente. No entanto, o modelo ainda admite uma elasticidade desigualdade-pobreza única para todo o país β_2 .

O Teste de Hausman para o modelo (6) - *p-valor* = 0,0000 - novamente indicou o modelo de efeitos fixos como mais adequado. O mesmo ocorreu com o Teste de Chow - *valor-p* = 0,0000 – que indicou efeitos fixos em vez de *pooled*. Por sua vez, o Teste de Wooldridge para Autocorrelação – *valor-p* = 0,5753 – indicou a ausência de autocorrelação. Nesse sentido, visando controlar a heterocedasticidade inerente ao modelo de efeitos fixos, a equação (6) foi estimada seguindo um modelo de regressão linear com o painel de erros-padrão corrigidos, de modo a considerar a heterocedasticidade. Os resultados estão na tabela 2 abaixo:

Tabela 2: Elasticidade renda-pobreza, estados brasileiros (1981-2009)

Variáveis Explicativas	Coefficientes Estimados	Desvio-Padrão	z	P > z
Constante	12.31	0.6290	1.5070	0.0749
ln (renda) para cada UF:				
Amapá (N)	-1.98	0.1990	-9.97	0.000
São Paulo (SE)	-1.80	0.0943	-19.06	0.000
Mato Grosso do Sul (CO)	-1.76	0.0724	-24.33	0.000
Santa Catarina (S)	-1.74	0.0853	-20.37	0.000
Roraima (N)	-1.69	0.2179	-7.76	0.000
Rio de Janeiro (SE)	-1.68	0.1002	-16.75	0.000
Espírito Santo (SE)	-1.52	0.0812	-18.73	0.000
Mato Grosso (CO)	-1.51	0.0596	-25.33	0.000
Goiás (CO)	-1.48	0.0635	-23.33	0.000
Minas Gerais (SE)	-1.42	0.0579	-24.56	0.000
Rio Grande do Sul (S)	-1.39	0.0615	-22.56	0.000
Rondônia (N)	-1.38	0.0643	-21.50	0.000
Paraná (S)	-1.34	0.0456	-29.27	0.000
Distrito Federal (CO)	-1.29	0.0925	-13.92	0.000
Amazonas (N)	-1.10	0.0421	-26.07	0.000
Pará (N)	-1.09	0.0452	-24.12	0.000
Acre (N)	-1.09	0.0652	-16.66	0.000
Alagoas (NE)	-0.92	0.0699	-13.16	0.000
Sergipe (NE)	-0.91	0.0516	-17.71	0.000
Pernambuco (NE)	-0.78	0.0557	-13.99	0.000
Tocantins** (N)	-0.77	0.0823	-9.41	0.000
Maranhão (NE)	-0.75	0.0701	-10.67	0.000
Rio Grande do Norte (NE)	-0.72	0.0402	-18.00	0.000
Bahia (NE)	-0.72	0.0584	-12.27	0.000
Paraíba (NE)	-0.69	0.0446	-15.41	0.000
Ceará (NE)	-0.57	0.0460	-12.49	0.000
Piauí (NE)	-0.53	0.0506	-10.56	0.000
ln (gini)	2.12	0.1114	19.03	0.000
Nº de Observações	692			
Wald p-valor	0.0000			
R² Ajustado	0.9664			

* Coeficientes robustos à heterocedasticidade (White)

** Dados disponíveis apenas a partir de 1992.

Fonte: Elaboração própria, com base em resultados obtidos pelo Software STATA.

De acordo com a tabela 2, todos os coeficientes individuais foram estatisticamente significantes. Os coeficientes também apresentaram os sinais esperados - negativos para a

renda e positivo para o índice de Gini -, indicando que, em média, o crescimento econômico e redução da desigualdade agem no sentido de atenuar a pobreza.

Tabela 3: Efeito do Crescimento sobre a Pobreza, Brasil e estados (1981-2009)

Região	Unidade Federativa	Elasticidade Crescimento-Pobreza	Crescimento Médio Anual da Renda	Pró-Pobre?	Efeito do Crescimento sobre a Pobreza (%)
S	Santa Catarina	-1.74	2.88	Sim	-5.00
N	Amapá	-1.98	2.38	Sim	-4.72
CO	Mato Grosso do Sul	-1.76	2.22	Sim	-3.91
CO	Goiás	-1.48	2.56	Sim	-3.80
CO	Mato Grosso	-1.51	2.46	Sim	-3.72
S	Paraná	-1.34	2.55	Sim	-3.41
SE	Minas Gerais	-1.42	2.32	Sim	-3.30
CO	Distrito Federal	-1.29	2.39	Sim	-3.08
SE	Espírito Santo	-1.52	1.90	Sim	-2.89
N	Tocantins**	-0.77	3.67	Não	-2.85
NE	Sergipe	-0.91	2.93	Não	-2.68
S	Rio Grande do Sul	-1.39	1.79	Sim	-2.49
N	Acre	-1.09	2.22	Sim	-2.41
NE	Piauí	-0.53	4.42	Não	-2.36
NE	Maranhão	-0.75	3.15	Não	-2.36
NE	Paraíba	-0.69	3.26	Não	-2.24
NE	Rio Grande do Norte	-0.72	2.86	Não	-2.07
N	Rondônia	-1.38	1.23	Sim	-1.70
SE	Rio de Janeiro	-1.68	1.01	Sim	-1.69
SE	São Paulo	-1.80	0.89	Sim	-1.60
NE	Ceará	-0.57	2.75	Não	-1.58
NE	Alagoas	-0.92	1.55	Não	-1.43
NE	Bahia	-0.72	1.79	Não	-1.28
NE	Pernambuco	-0.78	1.57	Não	-1.22
N	Pará	-1.09	0.55	Sim	-0.60
N	Amazonas	-1.10	-0.12	Não	0.14
N	Roraima	-1.69	-0.54	Não	0.92
BRASIL ***		-1.14	1.59	Sim	-1.82

* Coeficientes robustos à heterocedasticidade (White)

** Dados disponíveis apenas a partir de 1992.

*** A elasticidade utilizada é resultado das estimações que deram origem à tabela 1.

Fonte: Elaboração própria, com base em resultados da tabela 2 e dados do IPEA.

Além das elasticidades estimadas, a tabela 3 também apresenta a taxa de crescimento médio anual do Brasil e dos estados ao longo dos 26 anos que formam o período 1981-2009. Pode-se notar nas tabelas acima a grande diferença entre as elasticidades renda-pobreza dos estados brasileiros, cujos valores variam de $|-0,53|$ a $|-1,98|$.

Conforme exposto final da seção 2, neste artigo, o crescimento será definido como pró-pobre caso ele implique um benefício proporcionalmente maior à parcela mais pobre da população, conforme estabelecido pela definição forte em termos relativos.

Em termos da tabela 3, isso implica que aqueles estados que apresentaram crescimento médio positivo e elasticidade renda-pobreza superior à unidade tiveram crescimento pró-pobre. No entanto, deve-se ter uma atenção especial em classificar a variação da renda dos estados que apresentaram crescimento negativo. Isso porque, quando o período considerado é marcado por recessão econômica, o critério é o oposto, isto é, elasticidade (em módulo) *inferior* à unidade indicaria um processo de “recessão pró-pobre”, no sentido de que tal processo penaliza menos a população pobre em relação à população não-pobre.

Apenas os estados de Roraima ($-0,54\%$ a.a.) e Amazonas ($-0,12\%$ a.a.) apresentaram crescimento médio negativo da renda domiciliar *per capita* no período. Como ambos apresentaram elasticidades renda-pobreza $|-1,69|$ e $|-1,10|$, respectivamente, os resultados permitem inferir que estes estados sofreram um processo de recessão “pró-rico” ou “anti-pobre”, uma vez que penalizou relativamente mais a população pobre.

Ao todo, 15 estados apresentaram crescimento pró-pobre, 7 deles com elasticidade acima de $|-1,5|$ e 12 apresentaram crescimento anti-pobre. Conforme resumido na tabela 4 abaixo, a assimetria regional é evidente: enquanto nenhum estado da região nordeste apresentou crescimento pró-pobre, nenhum estado da região Sul, Sudeste e Centro-Oeste teve crescimento anti-pobre. Já os estados da região norte apresentaram certa divisão, predominando o crescimento pró-pobre.

Em termos regionais, estes resultados confirmam os encontrados em outros estudos que analisaram subperíodos do intervalo de tempo aqui analisado, como em Pinto e Oliveira (2010), que apontaram o mesmo padrão de resultados para o período 1995-2007.

Tabela 4: Qualidade do Crescimento segundo as Regiões Brasileiras

Região	Pró-Pobre?	
	Sim	Não
Norte	4	3
Nordeste	0	9

Centro-Oeste	4	0
Sudeste	4	0
Sul	3	0
Total	15	12

Fonte: Elaboração própria, com base em resultados da tabela 2.

Este resultado pode estar associado ao fenômeno conhecido como Hipótese de Bourguignon (2002), que estabelece que as elasticidades crescimento-pobreza tendem a ser mais altas em regiões de renda per capita mais elevada.

No entanto, o estado do Amapá foi o que apresentou o nível mais alto de crescimento pró-pobre dentre os estados. Para uma dada estrutura de distribuição de renda, o crescimento econômico de 1% neste estado (em termos da *proxy* renda domiciliar per capita) tende a reduzir em 1,98% a proporção de indivíduos pobres em sua população.

Nesse sentido, foi estimado na tabela 3 o efeito do crescimento econômico sobre a pobreza ao longo de todo o período analisado - 1981-2009, exceto Tocantins, cujo efeito se refere a 1992-2009. Esse simples indicador permite comparar os estados em termos da capacidade de aliar os aspectos de crescimento e distribuição. O estado de Santa Catarina foi o que melhor conseguiu combinar esses dois aspectos, tendo em vista a potencialidade de seu crescimento contribuir, em média e *ceteris paribus*, para a redução anual de até 5% da pobreza. O estado do Amapá apresentou resultados bastante próximos, com o crescimento no período tendo contribuído, em média, para a redução de 4,72% da pobreza. Ademais, Paraná, Minas Gerais e os quatro estados do Centro Oeste completam a lista de estados cuja tendência média do crescimento é contribuir para a redução da pobreza a taxas superiores a 3% a.a.

Como passível de 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 do processo de crescimento em um determinado estado 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.

Esse é o caso, por exemplo, do estado de Sergipe e de outros estados nordestinos (PI, MA, PB e RN) em comparação a São Paulo, Rio de Janeiro e Roraima. Dentro do grupo das 10 menores elasticidades apresentadas na tabela 2, esses estados nordestinos reduziram mais a taxa de pobreza que a dupla do sudeste, que respectivamente apresentaram a segunda e sexta maior elasticidade. Roraima representa o caso extremo no qual a 5ª elasticidade renda-pobreza mais alta, que poderia ser uma vantagem, ajuda a ampliar a pobreza sob um contexto de

recessão econômica. No período, a recessão foi, em média, responsável pelo aumento de 0,92% a.a. da pobreza naquele estado.

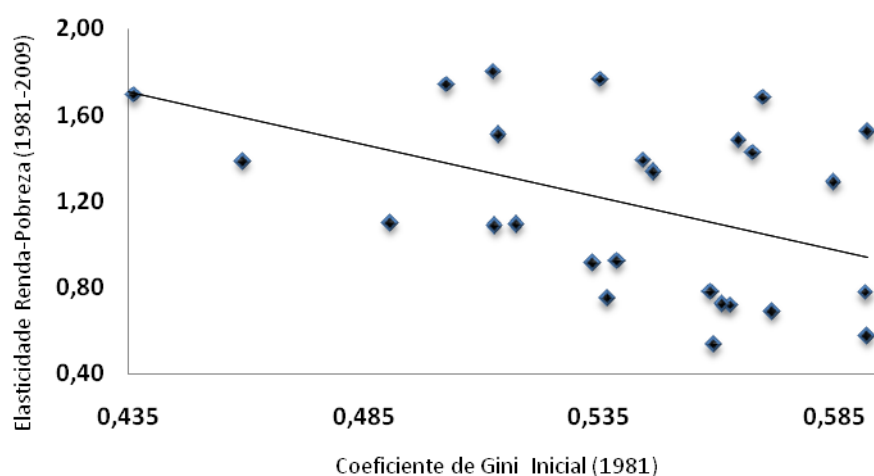
Por fim, estima-se que o Brasil auferiu um crescimento médio anual de 1,59% na renda domiciliar *per capita* entre os anos de 1981 e 2009, que pode ser classificado como pró-pobre, tendo este proporcionado o benefício social de – em termos médios - reduzir em aproximadamente 1,82% ao ano a taxa de pobreza no país.

4.2 Hipótese de Bourguignon: Elasticidade Renda-Pobreza vs Nível Inicial de Desigualdade

Com base nos resultados obtidos nas estimações acima, foi testada a hipótese levantada por Bourguignon (2002), que relaciona a trajetória diferenciada de combate à pobreza observada entre regiões aos níveis iniciais de desigualdade de renda. Segundo o autor, o crescimento pró-pobre tende a ser mais elevado em regiões onde se verificam menores níveis de desigualdade na distribuição da renda.

O gráfico 1 abaixo - construído mediante a plotagem dos valores das elasticidades renda-pobreza estimadas anteriormente para cada estado brasileiro contra os valores referentes ao coeficiente de gini de cada estado para o ano inicial da série (1981)³ – corrobora a hipótese de Bourguignon, na medida em que é possível verificar um relativo ajuste da linha de tendência, no sentido de uma relação negativa entre essas duas variáveis. Este resultado sugere que a desigualdade inicial de renda também aparece como um obstáculo a ser superado pelos estados brasileiros diante do enfrentamento da pobreza.

Gráfico 1: Hipótese de Bourguignon – Elasticidade renda-pobreza x Desigualdade Inicial



³ Exceto Tocantins, cujo ano inicial foi 1992.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Sob a ótica da recente literatura acerca do que vem sendo chamado de Crescimento Pró-Pobre, este artigo analisou a qualidade do crescimento do Brasil e de suas Unidades Federativas, ao longo do período 1981-2009.

Mediante uso de modelos econométricos de dados em painel, foram estimadas as elasticidades renda-pobreza para o Brasil e para cada estado, comparando-os com o objetivo de observar as dinâmicas distintas dessas regiões no combate à pobreza.

Os resultados indicam 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. Com relação aos estados, apenas em 15 das 27 Unidades Federativas foi possível classificar o processo de crescimento como pró-pobre.

Foi verificada uma polarização entre as regiões, em termos da qualidade do crescimento dos estados que as compõem. Enquanto a magnitude das elasticidades renda-pobreza de todos os estados das regiões Sul, Sudeste e Centro Oeste permitiram classificar o processo de crescimento deles como pró-pobre, as elasticidades de todos os estados nordestinos indicaram o padrão oposto, isto é, de ausência de crescimento pró-pobre nessa região.

No entanto, o cálculo do efeito do crescimento sobre a pobreza indicou que, apesar de não terem apresentado crescimento pró-pobre durante o período analisado, muitos estados do nordeste foram mais eficazes em reduzir a pobreza que estados do sudeste com crescimento pró-pobre, por conta do crescimento mais intenso experimentado no período.

Por fim, o exame da relação entre as elasticidades renda-pobreza dos estados e seus respectivos níveis iniciais de desigualdade corroborou a hipótese de Bourguignon acerca da tendência do crescimento pró-pobre ser mais elevado em regiões onde prevalecem menores níveis de desigualdade na distribuição da renda.

Diante disso, a principal conclusão deste estudo é que o crescimento por si só tem se demonstrado insuficiente para reduzir a pobreza de forma significativa, sendo necessária a combinação eficiente de políticas voltadas à distribuição de renda que objetivem focalizar os benefícios do crescimento à população mais carente de recursos e oportunidades.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AGHION, Philippe e BOLTON, Patrick. A theory of trickle-down and development. *The Review of Economic Studies*, 64(a), n. 219, pp. 151-172, 1997.
- AHLUWALIA, M. S. Income Inequality: some dimensions of the problem. In H. Chenery et al., **Redistribution with Growth**. Oxford: Oxford University Press, 1974.
- AHLUWALIA, M. S. Income distribution and development: some stylized facts. **American Economic Review**. V. 66, n. 2, p. 128-135, 1976.
- ANAND, S. e KANBUR, S. M. R. Inequality and development: a critique. **Journal of Development Economics**. V. 41, p.19-43, 1993.
- BOURGUIGNON, F. *The growth elasticity of poverty reduction: explaining heterogeneity across countries and time periods*. Delta: Paris, 2002. Disponível em: <<http://www.delta.ens.fr/abstracts/wp200203.pdf>> Acesso em: 17 jan. 2012.
- CHENERY, H.; AHLUWHALIA, M. *Redistribution with Growth*. Oxford: Oxford University Press, 1974.
- DATT, G.; RAVALLION, M. Growth and redistribution components of changes in poverty measures: a decomposition with applications to Brazil and India in the 1980s. *Journal of Development Economics*, n. 38, p. 275-295, 1992.
- DEINIGNER, K. e SQUIRE, L. New ways of looking at the old issues: inequality and growth. **Journal of Development Economics**, v. 57, p. 259-287, 1998.
- DOLLAR, D.; KRAAY A. Growth is good for the poor. *World Bank Policy Research Paper*, Washington: n. 2.587, 2001.
- FIELDS, G. S. e JAKUBSON, G. H. (1994), New evidence on the Kuznets curve. (Mimeo). Cornell University.
- GREENE, William H. **Econometric Analysis**. Prentice Hall, New York, 6 ed., 2008.
- GUJARATI, Damodar N. **Econometria básica**. Rio de Janeiro: Elsevier, 4 ed., 2006.
- HOFFMANN, R. Elasticidade da pobreza em relação à renda média e à desigualdade. In: XXXII ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA – Anpec, João Pessoa, 2004.
- IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **IPEADATA**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>> Acesso em: 04 jan 2012.
- KAKWANI, N.; PERNIA, E. What is pro-poor growth. *Asian Development Review*, v. 18, n. 1, 2000.
- KAKWANI, N. & SON, Hyun. Pro-poor Growth: Concepts and Measurement with Country Case Studies. **The Pakistan Development Review**, 42 : 4 Part I (Winter 2003) pp. 417–444, 2003.

- KUZNETS, Simon. **Crescimento Econômico Moderno**. Rio de Janeiro, Abril Cultural, 1982.
- _____. Economic Growth and Income Inequality. **American Economic Review**, vol. 45, n. 1, 1955, p.1-28.
- MARINHO, E.; SOARES, F. Impacto do crescimento econômico e da concentração de renda sobre a redução da pobreza nos estados brasileiros. In: XXXI ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA – ANPEC, Porto Seguro, 2003.
- MENEZES-FILHO, N.; VASCONCELLOS, L. *A country case study on Brazil. Operationalising pro-poor growth*. [S.l.]: USP/World Bank, 2004.
- PERNIA, E. *Pro-poor Growth: what is it and How is it Important?* Manila, Filipinas: Asian Development Bank, 2003. (ERD Policy Brief Series, n. 17).
- PINTO, M. S. e OLIVEIRA, J. C. de. Crescimento Pró-Pobre: Análise dos Estados Brasileiros entre 1995 e 2007. *Revista de Economia Contemporânea*, Rio de Janeiro, v. 14, n.2. p. 327-358, maio/ago, 2010.
- RAVALLION, M.; CHEN, S. Measuring pro-poor growth. **Economic Letters**, v. 78, n. 1, p. 93-99, 2003. Disponível em: <<http://go.worldbank.org/QB55JPH8K0>> Acesso em 10 jan 2012.
- ROBINSON, S. A note on the U hypothesis relating income inequality and economic development. **American Economic Review**. Vol. 66, n. 3, 1976.
- SON, H. Hwa. A note on pro-poor growth. **Economic Letters**, v. 82, p. 307-314, 2004.
- THORNTON, J. The Kuznets inverted-U hypothesis: panel data evidence from 96 countries. **Applied Economics Letters**, v. 8, p. 15-16, 2001.
- WOOLDRIDGE, J. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006.