

IMPACTO DO CRESCIMENTO ECONÔMICO E DA DESIGUALDADE DE RENDA NA POBREZA DO BRASIL

Pablo Urano de Carvalho Castelar (UFC Campus Sobral)
Francisco José Silva Tabosa (UFC Campus Sobral/MAER)
Guilherme Diniz Irfi – (UFC)

RESUMO

O objetivo deste artigo é analisar os efeitos do crescimento econômico e da desigualdade de renda na pobreza do Brasil, no período de 1981 a 2009. Para isso, utilizou-se um modelo de painel dinâmico, estimado pelo método de momentos generalizados para sistema em dois passos, desenvolvido por Blundell-Bond (1998), com intuito de analisar três cenários: o primeiro, analisando todo o período (ou seja, de 1981 a 2009), o segundo, de 1981 a 1994, focalizando o período Pré Plano Real; e o terceiro, analisando o período de 1995 a 2009, chamado de período Pós Plano Real. Os resultados mostram que políticas de crescimento econômico que promovam um aumento da renda em conjunto com a redução de suas disparidades são preferíveis àquelas que priorizam apenas o aumento da renda média no combate à pobreza no Brasil.

PALAVRAS CHAVES: Pobreza; Crescimento Econômico; Desigualdade de Renda; Brasil.

ABSTRACT

The objective this work is to analyze the impact of economic growth and income inequality in poverty in Brazil, from 1981 to 2009. To do this, dynamic panel model was used, estimated by the two-step generalized method of moments system developed by Blundell-Bond (1998), in order to analyze three scenarios: first, analyzing the entire period (*i.e.* 1981-2009), the second from 1981 to 1994, focusing on the Pre Plano Real period and the third, analyzing the period from 1995 to 2009, the Post Plano Real period. The results show that economic growth policies that promote an increase in income alongside a reduction in its disparities are preferred to those that prioritize only the increase of the average income, in terms of fighting poverty in Brazil.

KEY WORDS: Poverty; Economic Growth; Income Inequality; Brazil.

JEL CLASSIFICATION: O15, C32, C22.

1. Introdução

A redução da pobreza está intimamente relacionada com a desigualdade de renda e com a renda média de um país ou região (Borguignon, 2002). Assim, torna-se apropriado discutir qual tipo de política é mais efetivo, no intuito de reverter situações de pobreza de maneira mais acelerada. Ou seja, para reduzir a pobreza, deve-se concentrar em políticas destinadas ao crescimento da renda média ou em políticas de redução da desigualdade?

Diante dessa indagação, diversos estudos sobre os impactos de variações na renda e na redução da desigualdade sobre a redução da pobreza foram apresentados e destacados nos últimos anos, pelo fato de apenas a presença de crescimento econômico

não ter resolvido, em vários países (e regiões), o problema da pobreza (Ravallion, 1997; Rocha, 2006).

Como a variação nos níveis de pobreza pode ser consequência da redistribuição de renda ou do crescimento econômico (ou de ambos), cabe ponderar a importância de cada efeito destas variáveis na pobreza (Ravallion, 1997). Em virtude desses resultados, pesquisadores têm buscado soluções acerca de quais fatores estão influenciando a redução da pobreza.

Ravallion e Chen (1997), por exemplo, estimaram, para uma amostra de países em desenvolvimento, a elasticidade renda da pobreza (medida pelo número de pessoas com renda abaixo da linha de pobreza de 1 dólar por dia), chegando ao valor de -3, ou seja, para cada 1% de aumento na renda média, há uma redução da proporção de indivíduos com renda abaixo da linha de pobreza em 3%.

Entretanto, há países que conseguem alterar o quadro interno de pobreza sem conhecer grandes taxas de crescimento econômico. Logo, ainda não há um consenso de quais são as relações entre pobreza, crescimento e desigualdade de renda (Barreto, 2005). Assim sendo, é extremamente importante determinar qual o efeito que cada um desses fatores tem um sobre o outro, os quais podem ser encontrados em modelos que calculam as elasticidades de um fator em relação ao outro.

No Brasil, o trabalho de Barros *et al.* (2007) verifica que a incidência de pobreza é maior do que na maioria dos países que têm renda *per capita* semelhante, constatando também que a desigualdade de renda é responsável pelo fato do crescimento econômico ser relativamente ineficiente na redução da pobreza. Isto implicaria que o efeito do crescimento econômico sobre a redução da pobreza é menor no Brasil do que em outros países que alcançaram o mesmo nível de renda.

Normalmente, as políticas adotadas para esta finalidade concentram-se naquelas que possam estimular o crescimento econômico, no sentido de que o aumento da renda média da economia, e/ou a redução da desigualdade de renda entre os indivíduos possam reduzir os índices de pobreza. Entretanto, é imprescindível avaliar o peso que se deve dar a cada uma dessas estratégias, tanto a nível regional quanto nos seus desdobramentos estaduais.

Diante disso, este artigo propõe analisar os efeitos do crescimento econômico e da desigualdade de renda nos índices de pobreza no Brasil no período de 1981 a 2009, por meio de modelos para dados em painel. Considerando a estimação de dados agrupados (*Pooled* por Mínimos Quadrados Ordinários), *Within Group* e System-GMM, este último é um modelo de painel dinâmico, estimado pelo método de momentos generalizados *two step*, desenvolvido por Blundell-Bond (1998), o qual permite considerar e estimar a persistência nos índices de pobreza no Brasil.

Além disso, são estimados modelos separando os sub-períodos de 1981 a 1994 e de 1995 a 2009, para analisar o período Pré e Pós-Plano Real, visando comparar as elasticidades renda e desigualdade da pobreza e da extrema pobreza em períodos distintos da economia brasileira.

Para alcançar estes objetivos, o estudo é dividido em cinco seções, incluindo esta introdução. A segunda apresenta uma breve revisão de literatura entre as relações pobreza e crescimento econômico e pobreza e desigualdade de renda. A seção 3 aborda a metodologia empregada, discutindo a base de dados e os modelos econométricos. A análise e discussão dos resultados obtidos da estimação dos modelos econométricos é o tema da quarta seção. Por fim, são feitas as considerações finais.

2. Revisão da Literatura

2.1. A Relação Triangular entre Pobreza, Crescimento Econômico e Desigualdade

Segundo Borguignon (2002), existe uma relação triangular entre pobreza, crescimento econômico e desigualdade de renda, e a interação entre essas três variáveis fornece as condições necessárias para se diagnosticar em qual magnitude o aumento da renda ou a redução da desigualdade impactariam na redução da pobreza. Assim, optou-se por reportar as evidências empíricas sobre o tema em duas seções; a primeira se reserva aos estudos que consideram pobreza e crescimento econômico, enquanto a segunda se dedica às análises entre pobreza e desigualdade.

2.1.1. Pobreza *versus* crescimento econômico

Vários trabalhos empíricos nacionais e internacionais estudam as relações entre crescimento econômico e pobreza. Verifica-se que têm sido utilizadas duas opções para representar o crescimento econômico - o Produto Interno Bruto (PIB) ou a renda média. Nesses estudos há um consenso entre os pesquisadores de que para reduzir a pobreza, dois fatores são fundamentais: a taxa média de crescimento e o nível inicial da desigualdade de renda (Araújo *et al.*, 2012).

A relação entre crescimento econômico e redução da pobreza pode ser medida por meio da elasticidade-renda ou elasticidade-crescimento. Se esta elasticidade é elevada, políticas públicas de combate à pobreza baseadas no crescimento econômico são mais eficientes, já que aumentos na renda levam a reduções na pobreza, em maiores proporções. Caso contrário, sendo esta elasticidade baixa, estratégias de redução da pobreza mais adequadas deveriam envolver uma combinação de crescimento econômico com algum tipo de redistribuição de renda (Marinho e Araújo, 2009).

Ravallion e Chen (1997) estimaram as elasticidades renda-pobreza e renda-desigualdade com base de dados em 45 países. Os seus resultados mostraram que em países de baixa desigualdade, se o nível de renda eleva-se em 1%, haveria uma redução da pobreza de 4,3%. Já nos países em que a desigualdade é elevada, a diminuição da pobreza seria de 0,6%. Neste último caso, concluíram que o crescimento apresenta um efeito reduzido sobre a pobreza. No entanto, se a desigualdade diminuir em decorrência do crescimento, ocorre uma redução satisfatória da pobreza.

A relação entre pobreza, renda e a desigualdade na China nos anos 90 foi estudada por Chen e Wang (2001), que concluíram que a pobreza foi reduzida pelo crescimento econômico e a concentração de renda contribuiu para aumentá-la.

Considerando informações de 26 estados brasileiros no período de 1985 a 1999, e utilizando um procedimento metodológico que permitiu decompor a variação na pobreza decorrente da mudança na renda média e também de alterações na concentração de renda, medida pelo Índice de Gini, Marinho e Soares (2003) encontram evidências de que o efeito crescimento tem sido eficiente para a redução da pobreza, principalmente nos estados da Região Norte do Brasil. Nesse sentido, o crescimento da renda tem sido a estratégia preferida para combater a pobreza.

Em outro trabalho que estuda essa problemática no Brasil, Hoffmann (2005), por meio de dados da PNAD no ano de 1999, encontra que um aumento de 1% no rendimento domiciliar *per capita* no Brasil leva a uma redução de 0,84% na proporção de pobres, e que o valor absoluto dessa elasticidade cresce com o rendimento e decresce com o aumento da desigualdade.

Manso, Barreto e Tebaldi (2006), utilizando dados da PNAD de 1995 a 2004, buscaram evidenciar as relações entre crescimento da renda, redução da pobreza e o perfil distributivo da riqueza. De acordo com estes autores, os componentes de crescimento da renda média e de distribuição de renda são suficientes para explicar grande parte das variações nos níveis de pobreza entre os estados brasileiros. Os resultados desses trabalhos apresentam evidências de que políticas de combate à pobreza por meio do crescimento são mais eficientes quando acompanhadas da redistribuição de renda (Barreto, 2005).

Outro ponto relevante que tem se destacado em estudos referentes à relação pobreza e crescimento econômico é determinar se o crescimento é ou não pró-pobre. Ravallion (2004) enfatiza duas correntes de crescimento pró-pobre: i) uma queda na pobreza maior que aquela que haveria se todas as rendas tivessem aumentado pela mesma taxa (Kakwani e Pernia, 2000); ii) o crescimento que reduz pobreza, independentemente de sua proporção (Ravallion e Chen, 2003).

No primeiro caso, a análise pode ser feita através da elasticidade renda da pobreza, pois se o valor dessa elasticidade for superior a 1 (em termos absolutos), temos que a redução da pobreza foi superior ao crescimento da renda (Kakwani e Pernia, 2000). No segundo caso, independente do valor da elasticidade renda da pobreza, se o aumento da renda proporcionar uma queda da pobreza, já caracteriza crescimento pró-pobre (Ravallion, 2004).

2.1.2. Pobreza *versus* desigualdade

A desigualdade de renda é um componente importante no debate sobre a pobreza. A pobreza é um problema mundial que, em alguns países, persiste apesar do crescente estoque de riqueza material no mundo. Sua extensão e gravidade são demonstradas por meio do número de pobres presentes em todos os países.

De fato, uma relação intrínseca entre desigualdade e pobreza pode ser observada. Conforme Bourguignon (2002) e Ravallion (1997), a redução da desigualdade de renda é um instrumento importante na redução da pobreza, e que o crescimento econômico pode não ser um elemento tão necessário. Assim, a redução da desigualdade pode desempenhar um papel crucial na transformação de crescimento para a redução da pobreza.

Ainda nesse sentido, a redução da pobreza pode ser alcançada de forma rápida quando um país em crescimento apresenta uma distribuição de renda menos desigual (Barreto, 2005). Portanto, a implantação de políticas públicas para a redução da desigualdade, além de resolver o problema específico, ainda pode atingir indiretamente outras metas de política econômica, como o aumento do crescimento e a redução da pobreza. A pobreza apresenta maior sensibilidade em relação à desigualdade do que ao crescimento (Marinho e Soares, 2003). Assim, políticas interessadas em reduzir a pobreza devem privilegiar políticas que promovam a diminuição na concentração de renda.

Para Rocha (2006), a proporção de pobres no Brasil se reduz em torno de dois pontos percentuais no período que vai de 2001-2004. Segundo a autora, a redução da proporção de pobres que ocorre nos primeiros anos desta década foi determinada por diversos fatores, cujo impacto é diferenciado entre as regiões, entre as quais se tem mudanças distributivas no rendimento do trabalho e expansão dos benefícios assistenciais. Para a referida autora, a persistência da pobreza no Brasil deve-se em grande parte à desigualdade existente. Afirma ainda que a pobreza pode ser reduzida tanto pelo crescimento da renda como por melhoria na sua distribuição, e que a redução

da desigualdade de renda deve ser enfatizada. Isso porque o crescimento da renda sem redução da desigualdade significa transferir para um horizonte futuro a eliminação da pobreza no país.

Todavia, uma grande desigualdade inicial reduz o impacto do crescimento econômico sobre a pobreza. Ferreira (1999), ao realizar um *survey* sobre trabalhos de crescimento e desigualdade, conclui que não há consenso de que o crescimento seja afetado pelos níveis iniciais de desigualdade de renda (Ferreira, 1999).

Segundo Fosu (2010), nas últimas duas décadas, um número considerável de países têm experimentado baixa redução da pobreza ou até mesmo o aumento da pobreza. Parte do desempenho decepcionante é atribuível ao crescimento concentrado, aliado à elevada e crescente desigualdade de renda vivenciada por muitos países da América Latina.

2.1.3. Crescimento *versus* desigualdade

A relação crescimento econômico *versus* desigualdade tem sido analisada na literatura levando em consideração as causalidades existentes entre essas variáveis. Muitas questões associadas a essas variáveis tem sido debatidas; como a desigualdade é gerada e como se reproduz por meio do tempo, ou como a desigualdade e o processo de desenvolvimento econômico se relacionam. Para Diniz (2005), ocorre uma relação de dupla causalidade entre essas variáveis.

A hipótese de Kuznets (1955) do “U invertido” é o ponto de partida nessa vertente e considera que, primeiramente, a desigualdade aumentaria com o início do desenvolvimento econômico, ocorrendo quando a economia se movimenta da área rural em direção à industrialização (transferência da forma de trabalho do setor menos produtivo para o mais produtivo). Posteriormente, a desigualdade diminuiria quando a maioria dos trabalhadores estivesse trabalhando no setor mais produtivo. Portanto, a política de desenvolvimento poderia ser resumida à promoção do crescimento econômico e, este, por fim promoveria a redução da desigualdade. Barro (2000), em estudo *cross-country* que inclui 98 países, mostrou que a curva de Kuznets apresenta certa regularidade empírica ao longo do tempo, mas explica relativamente pouco a variação na desigualdade entre países.

Para alguns autores, a desigualdade pode ser prejudicial ao crescimento econômico. Conforme é resumido em Castelar (2007), o que se observa em estudos empíricos realizados, principalmente a partir de 1996, é que a desigualdade inicial afeta negativamente o crescimento econômico posterior. A maior parte da literatura encontra que um decréscimo de uma unidade no desvio padrão da desigualdade aumenta a taxa anual de crescimento *per capita* do PIB de 0,5 a 0,8 pontos. No entanto, usando dados em painel, encontra-se uma relação mais fraca entre desigualdade de renda e crescimento econômico, o que leva a crer que tal regularidade empírica, expressa pela Curva de Kuznets, é robusta em dados *cross-section*, mas desaparece quando efeitos fixos de países são introduzidos. Exemplos de tais trabalhos são Fields e Jakubson (1994), Fishlow (1972), Deiniger e Squire (1998) e Barreto, Melo Neto e Tebaldi (2001).

Segundo Stewart (2000) e Fosu (2010), uma elevada desigualdade de renda proporciona instabilidade política, incerteza, menores investimentos e baixos níveis de crescimento, além de gerar políticas tributárias redistributivas populistas, efeitos de desincentivos e maior desigualdade influencia os grupos mais ricos, os quais pressionam por tratamento tributário preferencial, levando ao excesso de investimentos em determinadas áreas e à redução do crescimento.

Easterly (2000) e Adams (2004), ao analisarem as relações entre crescimento e desigualdade de renda entre países, observam que a elasticidade do crescimento da pobreza é maior para o grupo com o menor coeficiente de Gini (menor desigualdade). Assim, ressaltaram a importância da redução da desigualdade na determinação da capacidade de resposta da pobreza ao crescimento da renda.

Em contrapartida, trabalhos como o de Zou e Li (1998) e Forbes (2000), que utilizam amostras de 35 países com médias de 5 anos, argumentam que ao utilizarem dados em painel, desaparece a relação negativa entre crescimento e desigualdade. Barro (2000) sugere que tal impacto negativo da desigualdade sobre o crescimento depende do nível de riqueza do país, ainda que esta relação não seja robusta.

No Brasil, Castelar (2007) faz uma análise da relação crescimento e desigualdade para os estados brasileiros, num painel que aborda o período 1985-2002. Utilizando o método Arellano-Bond de dois estágios, o autor encontra que a desigualdade de renda afeta negativamente o crescimento econômico, corroborando a hipótese de convergência, na qual valores iniciais baixos de renda ou do produto levam a um maior crescimento.

Também em análise do Brasil, Ferreira e Cruz (2010), por meio de um modelo com efeito *threshold*, testaram a existência de clubes de convergência na desigualdade de renda dos municípios brasileiros, no período de 1991 a 2000. De acordo com os autores, foram encontrados seis clubes de convergência, onde os fatores que promoveram a redução da desigualdade da distribuição de renda brasileira, no período em análise, atuaram de forma assimétrica nos municípios. Já no processo de convergência, a renda do trabalho mostrou-se mais significativa para a redução da desigualdade do que a renda oriunda das transferências governamentais.

3. Procedimento Metodológico

3.1. Base de Dados

A base utilizada neste estudo consta de dados estaduais brasileiros no período de 1981 a 2009, retirados das PNADs (Pesquisa Nacional por Amostragem Domiciliar), publicadas pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) e IPEADATA¹.

A variável renda é a renda familiar *per capita* extraída da PNAD, calculada dividindo-se o rendimento total da família pelo seu número de componentes. Em seguida, foi determinada a média aritmética dessa variável, obtendo-se assim as rendas médias nos diferentes estados. Ressalta-se que todas as variáveis monetárias desse trabalho foram atualizadas para valores reais de 2009, utilizando o Índice Nacional de Preços ao Consumidor – INPC, tendo como base de outubro de 2009.

No presente estudo, foram caracterizados como pobres as famílias que vivem com renda familiar *per capita* insuficiente para satisfazer suas necessidades básicas. Assim sendo, o indicador de pobreza absoluta utilizado foi o obtido a partir da proposta de Foster, Greer e Thorbecke (1984), denominado como proporção de pobres (P_0), o qual é definido como:

$$(1) \quad P(\alpha) = \int_0^{LP} \left(\frac{LP - y}{LP} \right)^\alpha f(y) dy$$

¹ Como o período analisado vai de 1981 a 2009, foi excluído o Estado de Tocantins, que só foi criado a partir de 1990.

Onde LP é a linha de pobreza. No caso da proporção de pobres (Po), $\alpha = 0$ com a linha de pobreza de $\frac{1}{2}$ salário-mínimo e, no caso da proporção de extrema pobreza, $\alpha = ext$, com a linha de extrema pobreza (P_{ext}) é a parcela da população que se encontra com renda abaixo da linha de extrema pobreza (renda inferior a R\$70,00).

Para a desigualdade de renda, é utilizado o índice de Gini. De acordo com Litchfield (1999), esse índice atende a 4 dos 5 axiomas de medidas de desigualdade². Para determina-lo, ordena-se de forma crescente o conjunto de renda familiar *per capita* para se obter a curva de Loren, a qual relaciona em cada percentil a fração acumulada da população com a fração acumulada da renda, e por meio desta calcula-se o índice para cada unidade da Federação. O valor de G varia de 0 (zero) até 1 (um), sendo que quanto mais próximo de 1, maior a desigualdade de renda e, por outro lado, quanto mais próximo de 0, menor será a desigualdade (Hoffmann, 1998).

A Tabela 1 apresenta a estatística descritiva das séries utilizadas neste estudo. Note que a proporção de pobres (Po) apresentou uma média de 0,4171. Ou seja, 41,71% da população brasileira, no período analisado, possuía renda inferior a $\frac{1}{2}$ salário mínimo, variando de 0,0167 a 0,8615. Enquanto que 18,80% da população brasileira, no período analisado, possuía uma renda inferior a R\$70,00, e se encontravam na situação de extrema pobreza, variando de 0,0302 a 0,6279. A série renda média familiar *per capita* (Rm) é de R\$450,26, variando de R\$80,18 a R\$1.059,11. Finalmente, a série Índice de Gini (G) apresentou uma média de 0,5627, variando de 0,3934 a 0,666.

Tabela 01 - Estatística descritiva das séries para todos os estados brasileiros: 1981-2009

Variáveis	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Po	725	0.4171	0.1849	0.0167	0.8615
Pext	725	0.1880	0.1323	0.0302	0.6279
Rm	725	450.26	193.1308	80.18	1059.11
G	725	0.5627	0.0429	0.3934	0.666

Fonte: Dados da pesquisa.

3.2. Modelo Econométrico

Com intuito de quantificar o impacto do crescimento econômico e da desigualdade de renda na pobreza, utiliza-se um modelo dinâmico para dados em painel, descrito por:

$$(2) \quad \ln(P_{k,it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(P_{k,it-1}) + \beta_2 \ln(Rm_{i,t}) + \beta_3 \ln(G_{i,t}) + v_t + u_{i,t}$$

Onde $P_{k,it}$ representa o k-ésimo índice de pobreza ($k = 0$ para proporção de pobres e $k = ext$ para a proporção de extrema pobreza); $Rm_{i,t}$ é a renda média *per capita*; $G_{i,t}$ é o Índice de Gini; v_t representa os efeitos fixos não observáveis dos indivíduos e $u_{i,t}$ é o termo de erro idiossincrático. Os subscritos i e t referem-se, respectivamente, à i-ésima Unidade da Federação no ano t . Note que o modelo é especificado em logaritmo com o

² O Índice de Gini atende aos seguintes axiomas: Princípio de Transferência de Pigou-Dalton, Independência da Escala de Renda, Princípio da População e Anonimidade (Simetria). Mas não atende o axioma da Decomposabilidade. Mais detalhes ver Litchfield (1999).

intuito de obter as elasticidades renda e desigualdade da pobreza, representadas pelos coeficientes β_2 e β_3 , respectivamente.

A especificação do modelo (2) é baseada na suposição de que a pobreza corrente tende a influenciar a dinâmica da pobreza no próximo período. Por isso, se justifica a presença da variável dependente defasada de um período como variável explicativa³.

As hipóteses adotadas no modelo são que a $E[v_i] = E[u_{i,t}] = E[v_i u_{i,t}] = 0$ para $i=1, \dots, N$ e $t=1, \dots, T$; o erro não é correlacionado temporalmente, ou seja, $E[u_{i,t} u_{i,s}] = 0$ para $i=1, \dots, N$ e $\forall t \neq s$; impõe-se a condição inicial de que $E[P_{k,it} u_{i,t}] = 0$ para $i=1, \dots, N$ e $t=1, \dots, T$ (Ahn e Schmidt, 1995).

Nota-se que a presença da variável dependente defasada como variável explicativa no modelo pode resultar em um problema de endogeneidade com o termo de efeitos fixos, tornando os estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) inconsistentes e viesados.

Com o objetivo de corrigir esses problemas, utilizou-se a abordagem de efeitos fixos no modelo. Assim, a primeira tentativa de estimar a equação (2) é por meio de MQO com variáveis *dummies* para cada UF ou através do método *Within Groups*, no qual gera as mesmas estimativas do método anterior, porém com os desvios padrões dos coeficientes ligeiramente menores. Os estimadores do coeficiente de $\ln(P_{k,it-1})$ por ambos os métodos serão menores do que o obtido por MQO. Todavia, o viés no painel dinâmico ainda continua a existir.

Assim, a forma mais apropriada é transformar a equação (2) em primeira diferença e estimá-la pelo Método dos Momentos Generalizados (GMM), também conhecido como GMM diferenciado. Deste modo, a equação (2) se transforma em:

$$(3) \quad \Delta \ln(P_{k,it}) = \beta_1 \Delta \ln(P_{k,it-1}) + \beta_2 \Delta \ln(Rm_{i,t}) + \beta_3 \Delta \ln(G_{i,t}) + \Delta u_{i,t}$$

Onde Δ é um operador de diferenças.

Pela construção da equação (3), $\Delta \ln(P_{k,it-1})$ e $\Delta u_{i,t}$ são correlacionados e, portanto, os estimadores de MQO são viesados e inconsistentes. Logo, é necessário empregar variáveis instrumentais para $\Delta \ln(P_{k,it-1})$.

O conjunto de hipóteses adotadas na equação (2) implica que as condições de momentos $E[\Delta \ln(P_{k,it-s}) \Delta u_{i,t}] = 0$ para $t=3, 4, \dots, T$ e $s \geq 2$ são válidas. De acordo com esses momentos, Arellano e Bond (1991) sugerem empregar $\Delta \ln(P_{k,it-s})$, para $t=3, 4, \dots, T$ e $s \geq 2$ como instrumentos para equação (3).

Em relação às outras variáveis explicativas, têm-se três possíveis situações, classificadas como: estritamente exógena, se não é correlacionada com os termos de erro passados, presente e futuros; fracamente exógena, se é correlacionada apenas com valores passados do termo de erro; e endógena, se é correlacionada com os termos de erro passados, presente e futuros.

No segundo caso, os valores da variável defasada em um ou mais períodos são instrumentos válidos na estimação da equação (3). Já no último caso, os valores defasados em dois ou mais períodos são instrumentos válidos na estimação da equação (2).

No entanto, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) explicam que esses instrumentos são fracos quando as variáveis dependentes e explicativas

³ A evidência de persistência na pobreza no Brasil pode ser entendida em Ribas *et al* (2006).

apresentam forte persistência e/ou a variância relativa dos efeitos fixos aumenta. Neste caso, é produzido um estimador não consistente e enviesado para painéis com T pequeno. Como solução para este problema, os autores recomendam a estimação de um sistema que combine o conjunto de equações em diferenças, equação (3), com o conjunto de equações em nível, equação (2). Daí surge o método dos Momentos Generalizado para Sistema (GMM-System). Para as equações em diferenças, o conjunto de instrumentos é o mesmo descrito acima.

Para regressão em nível, os instrumentos apropriados são as diferenças defasadas das respectivas variáveis. Por exemplo, assumindo que as diferenças das variáveis explicativas não são correlacionadas com os efeitos fixos individuais (para $t = 3, 4, \dots, T$) e $E[\Delta \ln(P_{k,it} v_i)] = 0$ para $i = 1, 2, 3, \dots, N$, então as variáveis explicativas em diferenças e $\Delta \ln(P_{k,it-1})$, caso elas sejam exógenas ou fracamente exógenas, são instrumentos válidos para equação em nível. O mesmo se dá se elas são endógenas, mas com os instrumentos sendo as variáveis explicativas em diferenças defasadas de um período e mais $\Delta \ln(P_{k,it-1})$.

A consistência do estimador GMM-System depende da ausência de correlação serial no termo de erro e da validade dos instrumentos adicionais. Logo, inicialmente testam-se as hipóteses nulas de ausência de autocorrelação de primeira e segunda ordem dos resíduos. Para que os estimadores dos parâmetros sejam consistentes, a hipótese de ausência de autocorrelação de primeira ordem deve ser rejeitada e a de segunda ordem aceita. Posteriormente, realizaram-se os Testes de Hansen e de Sargan para verificar a validade dos instrumentos utilizados pelo método GMM-System.

Como teoricamente o estimador de MQO para a variável dependente defasada proporciona estimativas viesadas para baixo, enquanto os estimadores do método *Within Groups* geram estimativas viesadas para cima, uma estimativa adequada para o parâmetro de $\ln(P_{k,it-1})$ deve ser compreendida entre os limites desses dois estimadores (MQO e *Within Groups*).

Descrito os procedimentos econométricos e estatísticos para gerar as estimativas, reserva-se a próxima seção para a análise e discussão dos resultados obtidos pelo método GMM-System para que as variâncias dos parâmetros sejam robustas à heterocedasticidade e autocorrelação. Ressaltando que o estimador obtido foi corrigido pelo método Windmeijer (2005) para evitar que o respectivo estimador subestime as verdadeiras variâncias em amostra finita.

4. Análise e Discussão dos Resultados

Como forma de comparar as elasticidades renda e desigualdade da pobreza, optou-se por estimar o modelo considerando o período de 1981 a 2009 e, ainda, os sub-períodos, 1981 a 1994 e 1995 a 2009, para analisar o Pré e o Pós Plano Real. Assim, poder-se-á comparar os valores das elasticidades em períodos distintos da economia brasileira.

Inicialmente, estima-se a equação 2 por MQO e pelo método *Within Groups*, os resultados são reportados nas Tabelas 2 a 4. Em relação ao método de estimação GMM-System foram considerados como instrumentos $P_{k,it-1}$ endógeno e $Rm_{i,t}$, e $G_{i,t}$ fracamente exógenos e, ainda, $P_{k,it-1}$, $Rm_{i,t}$ e $G_{i,t}$ como endógenos.

Ainda sobre o método de estimação GMM-System, descartaram-se os resultados nos quais os valores do coeficiente de $P_{k,it-1}$ não se encontraram entre os valores obtidos

pelos métodos MQO e *Within Groups*. Nas estimativas que atenderam a esse critério, verificou-se que os valores absolutos obtidos para os parâmetros da variável $\ln(G_{i,t})$ foram sempre superiores aos da variável $\ln(Rm_{i,t})$.

Para selecionar o modelo estimado, consideraram-se os resultados dos testes de especificação de Hausman para verificar se $Rm_{i,t}$ e $G_{i,t}$ são endógenas e a análise da validade dos instrumentos por meio dos testes de Hansen e Sargan. De acordo com estes testes, não é necessário tratar as variáveis $Rm_{i,t}$ e $G_{i,t}$ como endógenas e, ainda, a utilização das segundas defasagens das variáveis e os instrumentos adicionais requeridos pelo GMM-System são válidos.

Além destes testes, foram realizados testes de captar a presença de autocorrelação de primeira ordem dos resíduos em nível e em primeira diferença (isto é, segunda ordem), reportados nas Tabelas 2 a 4. Note que, em todas as estimativas, não se rejeita a hipótese nula, ou seja, os resíduos apresentam correlação de primeira ordem. Assim, para que as estimativas não sejam viesadas, é necessário mitigar a presença desta e um dos mecanismos para isto é estimar o modelo em primeira diferença como, por exemplo, por meio do estimador GMM-System.

Diante disso, considera-se para efeito de análise dos resultados as estimativas obtidas pelo GMM-System. As tabelas reportam os resultados dos modelos selecionados e estimados por MQO e pelo método *Within Groups* para a proporção de pobres (Po) e proporção de extrema pobreza (Pext) para o Brasil. Ressalte-se que a apresentação das estimativas por MQO e *Within Group* se dá unicamente para mostrar que o valor estimado da variável dependente defasada se encontra, respectivamente, entre os valores estimados obtidos por esses dois métodos, servindo como um possível indicador de que o viés causado pela presença de variáveis endógenas e de efeitos fixos não observáveis é corrigido pelo método GMM-System.

4.1. Período de 1981 a 2009

A Tabela 2 reporta os resultados das elasticidades renda e desigualdade da proporção de pobres e de extrema pobreza, considerando o período de 1981 a 2009. Note que a hipótese de persistência da pobreza parece se confirmar ao se verificar a significância estatística da variável $\ln(P_{k,it-1})$. Sobre esse aspecto, verifica-se que a persistência é presente para proporção de pobres⁴ - Po (0,4381) e menor para P_{ext} (0,4054). Esses resultados indicam que a pobreza é persistente, embora não explosiva nos estados brasileiros⁵, corroborando com estudos desenvolvidos por Ribas *et al* (2006), Marinho e Araújo (2010) e Marinho, Linhares e Campelo (2011).

Dentre os determinantes considerados que afetam a pobreza, a renda média familiar *per capita* e o Índice de Gini contribuíram significativamente para a sua redução.

As elasticidades renda da pobreza apresentaram coeficientes estimados com sinais esperados, no caso negativo, já que aumentos na renda média familiar *per capita* proporcionam reduções nos níveis de pobreza. Os valores dos coeficientes foram, respectivamente, de -0,3987 para P₀⁶ e -0,7420 para P_{ext}. Isso implica que, no caso da

⁴ Estatisticamente significativa a 10%.

⁵ De acordo com Rocha (2006), a pobreza no Brasil apresenta um nível elevado e está associada, sobretudo, à má distribuição dos recursos entre os seus habitantes.

⁶ Estatisticamente significativa a 5%.

proporção de pobres, um aumento de 10% na renda média familiar *per capita* ocasiona uma redução de 3,98% na proporção de pobres no Brasil. Já no caso da proporção de extrema pobreza, temos um aumento de 10% na renda média familiar *per capita* ocasiona uma redução de 7,42% na proporção de extrema pobreza.

Observe-se que, sobre a questão do crescimento pró-pobre, segundo a corrente de Kakwani e Pernia (2000), considerando os valores das elasticidades renda da pobreza, tem-se um crescimento que não é pró-pobre, já que os coeficientes estimados são inferiores a 1 (em termos absolutos), implicando dizer que os aumentos de renda foram superiores às reduções da pobreza. Todavia, analisando segundo a corrente de Ravallion e Chen (2003), há crescimento pró-pobre, pois o crescimento reduz a pobreza.

No caso das elasticidades desigualdade da pobreza, os coeficientes estimados apresentam os sinais esperados, *i.e.*, positivos, já que aumentos no índice de desigualdade (Índice de Gini) proporcionam reduções nos níveis de pobreza. Em relação ao valor dos coeficientes, estes foram, respectivamente, de 1,0126 para P_0^7 e 2,3200 para P_{ext} . Ou seja, uma redução de 10% na desigualdade de renda ocasiona reduções de 10,12% na proporção de pobres e 23,20% na proporção de extrema pobreza no Brasil.

Outro resultado relevante é que, tanto no efeito renda quanto no efeito desigualdade, seus impactos são maiores em relação à proporção de extrema pobreza do que na proporção de pobres (Po). Isso ocorre devido ao fato de que o primeiro possui uma linha de pobreza inferior, o que a torna mais sensível às oscilações de aumento de renda.

Esses resultados apontam para a possibilidade de que a redução da desigualdade tem mais impacto na queda dos níveis de pobreza que simplesmente o crescimento da renda média. Uma possível explicação para isso é a de que aumentos de renda são repassados de forma desproporcional (ou desigual) para a população pobre da região.

Neste sentido, políticas de combate à pobreza através do crescimento seriam mais efetivas quando acompanhadas da redistribuição de renda, de acordo com Ravallion (1997, 2004), Marinho e Soares (2003), Bouguignon (2002), Lopez e Seven (2004), Menezes e Pinto (2005), Barreto, França e Oliveira (2008) e Marinho, Campelo e Linhares (2011).

Tabela 2: Resultados da estimação para LnPo e LnPext Brasil, 1981-2009.

Variáveis explicativas	LnPo			LnP _{ext}		
	MQO	Within groups	GMM-System	MQO	Within groups	GMM-System
$\ln P_{0,it-1}$	0,5097* (0,0274)	0,2697* (0,0288)	0,4381** (0,2720)	0,4767 * (0, 0249)	0,2928 * (0,0264)	0,4054 * (0,0809)
$\ln Rm_{i,t}$	-0,4314* (0,0249)	-0,5020* (0,0271)	-0,3987* (0,1797)	-0,6038 * (0,0341)	-0,7025 * (0,0352)	- 0,7420 * (0,0986)
$\ln G_{i,t}$	1,3394* (0,1195)	2,1781* (0,1350)	1,0126 * (0,4484)	2,0952 * (0,1600)	3,3762 * (0,1745)	2,3200 * (0,2730)
Const.	2,7935* (0,1194)	3,5382* (0,1747)	2,4853* (1,0509)	3,8031 * (0,1976)	4,7803 * (0,2205)	4,6316 * (0,5369)
Estatística F	1.357,64	474,27	75,33	1870,41	646,66	216,58
P-valor	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
R ²	0,8541	-	-	0,8899	-	-
N	698	698	698	698	698	698
Grupos	25	25	25	25	25	25

⁷ Estatisticamente significativa a 5%.

Variáveis explicativas	LnPo			LnP _{ext}		
	MQO	Within groups	GMM-System	MQO	Within groups	GMM-System
H ₀ : Ausência de autocorrelação nos resíduos de primeira ordem		P-valor	0,053		0,009	
H ₀ : Ausência de autocorrelação nos resíduos de segunda ordem		P-valor	0,348		0,742	
Teste de Hansen		Prob>chi2	0,236		0,133	
Teste de Sargan		Prob>chi2	0,475		0,158	

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: * e ** denotam a significância estatística ao nível de 5% e 10%, respectivamente.

Nas seções 4.2 e 4.3 são analisados os cenários Pré Plano Real (1981-1994) e Pós Plano Real (1995-2009), respectivamente.

4.2. Período Pré Plano Real (1981 -1994)

Os resultados dos modelos selecionados e estimados por MQO, pelo método entre grupos e por *GMM-System* para a proporção de pobres (Po) e proporção de extrema pobreza (P_{ext}) para o Brasil se encontram dispostos na Tabela 3.

Novamente, a hipótese de persistência da pobreza parece se confirmar ao se verificar a significância estatística da variável $\ln(P_{k,it-1})$. Observa-se que a persistência é intensa para proporção de pobres - Po (0,1443) e menor para P_{ext} (0,2886). Esses resultados indicam que a pobreza, de fato, é persistente, ainda que não explosiva nos estados brasileiros.

Assim como na análise do período completo, nesta sub-amostra, conclui-se que a renda média familiar *per capita* e o Índice de Gini, considerados aqui como os determinantes da pobreza, realmente contribuíram de forma significativa para a sua redução.

Tabela 3: Resultados da estimação para $\ln P_0$ e $\ln P_{\text{ext}}$, Brasil, 1981-1994.

Variáveis explicativas	LnPo			LnP _{ext}		
	MQO	Within groups	GMM-System	MQO	Within groups	GMM-System
$\ln P_{0,it-1}$	0,2186 * (0,0403)	0,0414 * (0,0408)	0,1443 * (0,0227)	0,3008 * (0, 0359)	0,1962 * (0,0385)	0,2886* (0,0626)
$\ln Rm_{i,t}$	-0,5525 * (0,0317)	-0,7487* (0,0480)	-0,5703* (0,1147)	-0,7305* (0,0442)	-0,9469* (0,0615)	- 0,9965* (0,0689)
$\ln G_{i,t}$	1,5745* (0,1644)	2,1513 * (0,2023)	1,2338* (0,5415)	2,1231 * (0,2161)	3,1621 * (0,2591)	2,6736 * (0,2735)
Const.	3,3698 * (0,1862)	4,7570* (0,3117)	3,3387* (0,7980)	4,2255 * (0,2486)	5,8932 * (0,4123)	5,6634* (0,4054)
Estatística F	489,98	108,16	147,03	755,37	133,70	216,58
P-valor	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
R ²	0,8094	-	-	0,8689	-	-
N	350	350	350	346	346	346
Grupos	25	25	25	25	25	25
H ₀ : Ausência de autocorrelação nos resíduos de primeira ordem		P-valor	0,019		0,009	
H ₀ : Ausência de autocorrelação nos resíduos de segunda ordem		P-valor	0,217		0,185	
Teste de Hansen		Prob>chi2	0,513		0,611	
Teste de Sargan		Prob>chi2	0,135		0,678	

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: * e ** denotam a significância estatística ao nível de 5% e 10%, respectivamente.

Da mesma forma, como antecipado pela análise anterior, as elasticidades renda da pobreza apresentam coeficientes estimados com sinal negativo, que é o esperado; aumentos na renda média familiar *per capita* proporcionam reduções nos níveis de pobreza. Os valores dos coeficientes foram, respectivamente, de -0,5703 para P_0 e -0,9965 para P_{ext} . A interpretação disso é que, no caso da proporção de pobres, um aumento de 10% na renda média familiar *per capita* ocasiona uma redução de 5,70% na proporção de pobres no Brasil. Considerando o caso da proporção de extrema pobreza, nota-se que um aumento de 10% na renda média familiar *per capita* ocasiona uma redução de 9,96% na proporção de extrema pobreza. Sendo assim, não é observado um crescimento pró-pobre, baseado na corrente de Kakwani e Pernia (2000), enquanto que segundo a corrente de Ravallion (2004), este fenômeno é observado.

Nas elasticidades desigualdade da pobreza, os coeficientes estimados novamente apresentam sinal positivo, aumentos no índice de desigualdade (Índice de Gini) proporcionam reduções nos níveis de pobreza. Em relação ao valor dos coeficientes, estes foram, respectivamente, de 1,2338 para P_0 ⁸ e 2,6736 para P_{ext} . Ou seja, uma redução de 10% na desigualdade de renda ocasiona reduções de 12,33% na proporção de pobres e 26,73% na proporção de extrema pobreza no Brasil.

Como anteriormente, tanto no efeito renda quanto no efeito desigualdade, seus impactos são maiores em relação à proporção de extrema pobreza do que na proporção de pobres (P_0).

⁸ Estatisticamente significativa a 5%.

4.3. Período Pós-Plano Real (1995-2009)

Os resultados dos modelos selecionados e estimados por MQO, pelo método entre grupos e por *GMM-System* para a proporção de pobres (Po) e proporção de extrema pobreza (Pext) para o Brasil se encontram dispostos na Tabela 4.

A hipótese de persistência da pobreza continua a ser confirmada, ao se verificar a significância estatística da variável $\ln(P_{k,it-1})$. A persistência é novamente intensa para proporção de pobres - Po (0,6221) e menor para P_{ext} (0,4819). Esses resultados, assim como na análise do período completo, como na sub-amostra Pré-Plano Real, indicam que a pobreza é persistente, embora não explosiva nos estados brasileiros.

Da mesma forma, a renda média familiar *per capita* e o Índice de Gini contribuíram significativamente, como nas análises anteriores, para a redução da pobreza no período pós-inflação crônica no Brasil.

Tabela 4: Resultados da estimação para $\ln P_0$ e $\ln P_{ext}$, Brasil, 1995-2009.

Variáveis explicativas	LnPo			LnP _{ext}		
	MQO	Within groups	GMM-System	MQO	Within groups	GMM-System
$\ln P_{0,it-1}$	0,7838* (0,0298)	0,4350* (0,0331)	0,6221* (0,1417)	0,6786* (0,0347)	0,2818* (0,0383)	0,4819* (0,1480)
$\ln Rm_{i,t}$	-0,2577* (0,0396)	-0,6550* (0,0499)	-0,4556* (0,1621)	-0,4998* (0,0661)	-1,0759 * (0,0873)	- 0,8217* (0,2531)
$\ln G_{i,t}$	0,6975* (0,1046)	1,6306* (0,1109)	1,1902* (0,3547)	1,6372* (0,1929)	3,3823* (0,2060)	2,6652 * (0,5484)
Const.	1,7320* (0,2372)	4,3483* (0,2976)	3,0638* (1,0308)	3,3267* (0,3882)	7,0819* (0,5136)	5,4940* (1,5577)
Estatística F	3.032,98	865,90	1.618,25	2021,02	606,79	1581,95
P-valor	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
R ²	0,9619	-	-	0,8689	-	-
N	375	375	375	364	364	364
Grupos	25	25	25	26	26	26
H ₀ : Ausência de autocorrelação nos resíduos de primeira ordem		P-valor	0,018		0,025	
H ₀ : Ausência de autocorrelação nos resíduos de segunda ordem		P-valor	0,223		0,293	
Teste de Hansen		Prob>chi2	0,141		0,127	
Teste de Sargan		Prob>chi2	0,240		0,382	

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: * e ** denotam a significância estatística ao nível de 5% e 10%, respectivamente.

As elasticidades renda da pobreza apresentam o mesmo sinal negativo nos coeficientes estimados, corroborando que aumentos na renda média familiar *per capita* proporcionam reduções nos níveis de pobreza. Os valores dos coeficientes foram, respectivamente, de -0,4556 para P₀ e -0,8217 para P_{ext}. Tem-se então que, no caso da proporção de pobres, um aumento de 10% na renda média familiar *per capita* ocasiona uma redução de 4,55% na proporção de pobres no Brasil. Já no caso da proporção de extrema pobreza, tem-se um aumento de 10% na renda média familiar *per capita* ocasiona uma redução de 8,21% na proporção de extrema pobreza. Portanto, como antes explicitado, pela corrente de Kakwani e Pernia (2000), não há um crescimento pró-pobre. Contudo, segundo a corrente de Ravallion (2004), existe evidencia favorável ao crescimento pró-pobre.

Em relação às elasticidades desigualdade da pobreza, os coeficientes estimados apresentam o sinal esperado, positivo, implicando que aumentos no índice de desigualdade (Índice de Gini) proporcionam reduções nos níveis de pobreza. Quanto ao

valor dos coeficientes, estes foram, respectivamente, de 1,1902 para P_0 e 2,6652 para P_{ext} . Ou seja, uma redução de 10% na desigualdade de renda ocasiona reduções de 11,90% na proporção de pobres e 26,65% na proporção de extrema pobreza no Brasil.

Assim como em todo o período analisado e no período de 1981 a 1994, tanto no efeito renda quanto no efeito desigualdade, seus impactos são maiores em relação à proporção de extrema pobreza do que na proporção de pobres (P_0). A explicação, já enfatizada, está no fato de que o primeiro possui uma linha de pobreza inferior, tornando-a mais sensível às oscilações de aumento de renda.

Portanto, todos os resultados para os diferentes sub-períodos, o período Pré-Plano Real, onde tinha-se a presença de inflação considerável e descontrolada por boa parte do período, e o período Pós-Plano real, com estabilidade e níveis baixos de inflação, são semelhantes, compactuando com aquele encontrado utilizando o período completo da amostra. No entanto, no período Pré-Plano Real, note que as elasticidades renda e desigualdade da pobreza, tanto para proporção de pobres quanto da extrema pobreza, são maiores (em valores absolutos) do que nos outros dois períodos analisados. Possivelmente isto é em decorrência da instabilidade econômica vivenciada pela economia brasileira durante a década de 1980, que ainda experimentou elevadas taxas de inflação combinadas ao baixo crescimento de renda. Assim, pode-se dizer que isso proporciona uma maior sensibilidade nos níveis de pobreza às oscilações de renda e desigualdade.

Os resultados indicam a possibilidade de que a redução da desigualdade teria um efeito maior na queda dos níveis de pobreza do que apenas o crescimento da renda média, como suposto. Reiterando, uma tentativa de explicar tal fenômeno foi o argumento de que aumentos de renda são repassados de forma desproporcional/desigual para a população pobre da região.

5. Considerações Finais

O objetivo deste artigo foi analisar os efeitos do crescimento econômico e da desigualdade de renda na pobreza do Brasil, no período de 1981 a 2009, empregando uma metodologia de dados em painel dinâmico. Para isso, construíram-se três cenários: 1981 a 2009, 1981 a 1994, focalizando o período Pré-Plano Real, e de 1995 a 2009 considerando o período Pós-Plano Real.

De acordo com os resultados obtidos através dos métodos de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), *Within Groups*, e *GMM-System*, pode-se afirmar que existe persistência na dinâmica da pobreza, que pode estar associada, sobretudo, à má distribuição da renda na sociedade brasileira.

No período Pré-Plano Real, observou-se que as elasticidades renda e desigualdade da pobreza, tanto para proporção de pobres quanto da extrema pobreza, são maiores (em valores absolutos) do que nos outros dois períodos analisados. Isso provavelmente ocorre, como suposto no texto, em função da instabilidade econômica vivenciada pela economia brasileira durante a década de 1980, que ainda experimentou elevadas taxas de inflação ao mesmo tempo em que ocorria baixo crescimento de renda. Assim, pode-se dizer que isso proporciona uma maior sensibilidade nos níveis de pobreza às oscilações de renda e desigualdade.

Além disso, verificou-se que tanto as políticas que visam aumento da renda média familiar *per capita* quanto à redução da desigualdade impactam na redução da pobreza, seja na proporção de pobres ou na extrema pobreza.

Em relação aos impactos dessas políticas, pode-se dizer que estas são mais eficientes para reduzir a proporção de extrema pobreza do que a proporção de pobres, em decorrência de que a primeira possui uma linha de pobreza inferior à segunda e, por conseguinte, proporciona uma maior sensibilidade em relação às políticas adotadas.

Analisando a elasticidade renda da pobreza, não é observado, durante o período de 1981 a 2009, um crescimento pró-pobre baseado na corrente de Kakwani e Pernia (2000). No entanto, segundo a corrente de Ravallion (2004), verifica-se que existe crescimento pró-pobre.

Ainda nesse sentido, a redução da desigualdade tem mais impacto na queda nos dois níveis de pobreza (proporção de pobres e proporção de indigentes) do que simplesmente políticas voltadas para o crescimento da renda média. Ou seja, de acordo com os resultados apresentados, políticas de crescimento econômico que promovam um aumento da renda em conjunto com a redução de suas disparidades, tendem a reduzir mais a pobreza no Brasil do que políticas de crescimento econômico que visam apenas o aumento da renda média.

6. Referências Bibliográficas

ADAMS, R. H. **Economic growth, inequality and poverty: Estimating the growth elasticity of poverty.** *World Development*, v. 32, n. 12, p. 1989-2014, 2004.

AHN, S. C.; SCHIMDT, P. **Efficient estimation of models for dynamic panel data.** *Journal of Econometrics*, v. 68, p. 5-28, 1995.

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

ARELLANO, M.; BOND, S. **Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations.** *The Review of Economic Studies*, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991.

ARELLANO, M.; BOVER, O. **Another look at the instrumental-variable estimation of error components model.** *Journal of Econometrics*, v. 68, p. 29-52, 1995.

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

BARRETO, F.A.F.D.; FRANÇA, J.M. de; OLIVEIRA, V.H. de. **O que mais importa no combate à pobreza, crescimento econômico ou redução da desigualdade. Evidências para as regiões brasileiras.** *Série Ensaios Sobre Pobreza*, n.16, LEP/CAEN, Fortaleza, 2008.

BARRO, **Inequality and Growth in a Panel of Countries.** *Journal of Economic Growth*, 5:5-32 March. pp. 285-313, 2000.

BARRETO, F.A.F.D., MELO NETO, P.J., TEBALDI, E. **Desigualdade de Renda e Crescimento Econômico no Nordeste Brasileiro.** *Revista Econômica do Nordeste*, 2001.

BARROS, P. R.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **Determinantes da queda da desigualdade de renda Brasileira**. Rio de Janeiro: *Ipea*, 23 p. (*Texto para Discussão*, 1253), 2007.

BLUNDELL, R.; BOND, S. **Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models**. *Journal of Econometrics*, v. 87, p. 115–143, 1998.

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

CASTELAR, P.U.C., **Crescimento Econômico e Desigualdade de Renda no Brasil: Uma Análise de Painel Dinâmico Para o Período 1985-2002**. *Dissertação (Mestrado em Economia)* – CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2007.

DEINEGER, K., SQUIRE, L. **New Ways of Looking at old issues: Inequality and Growth**. *Journal of Economic Development*, vol. 57, 259-287, 1998.

DINIZ, M. B. **Contribuições ao estudo da Desigualdade de Renda entre os Estados Brasileiros**. *Tese (Doutorado em Economia)* – CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2005.

EASTERLY, W. **The Effect of IMF and World Bank Programs on Poverty**. Washington, DC: *World Bank*, mimeo. 2000

FERREIRA, F. **A Brief Overview of Theories of Growth and Distribution**. *World Bank*, PREM Network, Poverty Group, Washington, D.C. 1999

FERREIRA, R. T.; CRUZ, M. S. da. **Efeitos da educação, da renda do trabalho, das transferências e das condições iniciais na evolução da desigualdade de renda nos municípios brasileiros no período de 1991 a 2000**. *Pesquisa e Planejamento Econômico*. v. 40, n. 1, p. 465-485, 2010.

FIELDS, G., JAKUBSON, G., **The Inequality-Development Relationship in Developing Countries**. Mimeo, 1994.

FISHLOW, A. **Brazilian Size Distribution of Income**. *American Economic Review*, v. 62, n.2, p. 391-402, 1972.

FORBES, K. **A Reassessment of the Relationship Between Inequality and Growth**. *American Economic Review*. pp. 859-887. September, 2000.

FOSTER, James; GREER, Joel; THORBECKE, Erik. **A class of decomposable poverty measures**, *Econometrica*, v. 52, No. 3, 1984, pp. 761-766

FOSU, A.K.. **Growth, Inequality, and Poverty Reduction in Developing Countries: Recent Global Evidence**. *UN University-World Institute for Development Economics Research (UNUWIDER)*. Version: September, 2010.

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

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

IPEADATA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **Dados sobre pobreza e extrema pobreza.** Disponível em: www.ipeadata.gov.br . Acesso em 10/09/2011.

LITCHFIELD, J. A. **Inequality: methods and tools.** *Text for World Bank website on inequality, poverty, and socio-economic performance.* Mimeo, The World Bank, 1999.

LOPEZ, J. H.; SEVEN, L. **The Mechanics of Growth-Poverty-Inequality Relationship,** Mimeo, The World Bank. 2004.

KAKWANI, K.; PERNIA, E. **What Is Pro-Poor Growth?** *Asian Development Review*, v. 18, n. 1, p. 1-16, 2000.

KUZNETS, S. **Economic Growth and Income Inequality.** *American Economic Review*, 45, pp. 1-28. 1955.

MANSO, C.A.; BARRETO, F.A.; TEBALDI, E. **O Desequilíbrio Regional Brasileiro: Novas Perspectivas a partir das Fontes de Crescimento Pró-pobre.** *Série Ensaios Sobre Pobreza*, N.6, LEP/CAEN, Fortaleza, 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 DA ECONOMIA, XXXI, 2003. Porto Seguro. *Anais...*, Porto Seguro: ANPEC, 2003.

MARINHO, E.; ARAÚJO, J. **Pobreza e o Sistema de Seguridade Social Rural no Brasil.** *Revista Brasileira de Economia*, v. 64, n. 2, p. 161–174, 2010.

MARINHO, E.; LINHARES, F.; CAMPELO, G.. **Os Programas de Transferência de Renda do Governo Impactam a Pobreza no Brasil?** *Revista Brasileira de Economia*, v. 65, n. 3, p. 267–288, 2011.

MENEZES, T. A.; PINTO, R. F. **É Preciso Esperar o Bolo Crescer, para Depois Repartir?** *Anais do VIII Encontro Regional de Economia*, Fortaleza, 2005.

RAVALLION, M. **Can High-Inequality Developing Countries Escape Absolute Poverty?** *Economic Letters*, v. 56, p. 51-57, 1997.

_____. **Pro-poor growth: A Primer,** World Bank, *Policy Research Working Papers*, n. 3242, 2004.

RAVALLION, M.; CHEN, S.. **Measuring Pro-Poor Growth.** World Bank, *Policy Research Working Paper* 2666, 2003.

RAVALLION, M.; CHEN, S. **What can new survey data tell us about recent changes in distribution and poverty?** *World Bank Economic Review*, v.11, n.2, p.357-382, 1997.

RIBAS, R. P.; MACHADO, A. F.; GOLGHER, A. B. **Fluctuations and persistence in poverty: A transientchronic decomposition model for pseudo-panel data.** UFMG/CEDEPLAR, *Texto para Discussão* 289. 2006.

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

STEWART, F. **Distribuição de renda e desenvolvimento.** Brasília: NEAD, 27p. 2000.

WINDMEIJER, F. **A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators.** *Journal of Econometrics*, v. 126, n. 1, p. 25–51, 2005.