

IMPACTO DO CRESCIMENTO, DESIGUALDADE E DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA (PBF) NA POBREZA DO BRASIL

Fabício Linhares (CAEN/UFC)

Francisco José Silva Tabosa (UFC-Campus Sobral)

Roberto Tatiwa Ferreira (CAEN/UFC)

Ahmad Saeed Khan (DEA/UFC)

Resumo

O objetivo deste artigo é analisar os efeitos do crescimento econômico, da desigualdade e do Programa Bolsa Família (PBF) nos índices de pobreza no Brasil. Para isso, utilizou-se um modelo de painel dinâmico, estimado pelo método de momentos generalizados para sistema em dois passos, desenvolvido por Blundel-Bond (1998). Os resultados mostram que os gastos com a bolsa família não apresentaram impacto sobre a proporção de indivíduos pobres e a proporção de indivíduos indigentes. Constatou-se também que políticas de crescimento econômico que promovam um aumento da renda em conjunto com a redução de suas disparidades são preferíveis aquelas que priorizam apenas o aumento da renda média no combate à pobreza no Brasil.

PALAVRAS CHAVES: Pobreza; Programa Bolsa Família; Desigualdade de Renda; Brasil.

Abstract

The objective this paper is to analyse the effects of economic growth, inequality and the Bolsa Familia program (PBF) on poverty rates in Brazil. A dynamic panel model, estimated by the generalized method of moments for two-steps system, developed by Blundel-Bond (1998) was used. The results show that spending on the bolsa família did not, in any one of the models examined, had impact on poverty. It was found that the policies of economic growth which promote increase in income along with a reduction in inequality are preferable to policies of economic growth that only lead to increase an average income in reducing poverty in Brazil.

KEY WORDS: Poverty; Bolsa Familia Program; Income Inequality; Brazil.

1. INTRODUÇÃO

A economia brasileira é considerada a oitava economia **no** mundo. No entanto, 21,42% e 7,28% de sua população encontra-se em situação de pobreza¹ e indigência², respectivamente (IPEADATA, 2010). Essa contradição é provavelmente resultado de condições históricas, como o tipo de colonização utilizado no Brasil e das diversas fontes de desigualdades individuais existentes nessa economia.

De acordo com Rocha (2006), mesmo nos casos bem sucedidos de crescimento econômico, fica evidente que a expansão do produto não necessariamente beneficia todos os indivíduos de uma determinada sociedade. Há evidências de que países, até mesmo aqueles de economia mais próspera, possuem dificuldades em eliminar redutos remanescentes de pobreza, bem como as desigualdades sociais que podem ocorrer no processo de crescimento econômico.

Barros *et al.* (2007), por exemplo, verificaram que no Brasil a incidência de pobreza é maior do que na maioria dos países que têm renda *per capita* semelhante. Os autores concluíram 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, em virtude de seu maior nível de desigualdade econômica. A desigualdade de renda seria, portanto, a responsável pela ineficiência do crescimento econômico em promover a redução da pobreza.

Visando combater a pobreza, o governo brasileiro, desde 2001, vem expandindo as políticas de transferência de renda para os mais pobres. Neste sentido, o Programa Fome Zero foi lançado em janeiro de 2003 e incorporou uma série de programas e iniciativas federais pré-existentes, dentre eles os programas Bolsa Escola, Bolsa Alimentação e Auxílio Gás. Essas transferências foram unificadas em outubro de 2003, e foi criado o Programa Bolsa Família (PBF).

O Programa Bolsa Família (PBF) é um programa de transferência direta de renda com condicionalidades que beneficiam famílias pobres³ e extremamente pobres⁴. O referido programa pauta-se na articulação de três dimensões essenciais à superação da fome e da pobreza: promoção do alívio imediato da pobreza, por meio da transferência direta de renda à família; reforço ao exercício de direitos sociais básicos nas áreas de saúde e de educação, por meio do cumprimento das condicionalidades, o que contribui para que as famílias consigam romper o ciclo da pobreza entre gerações; e a coordenação de programas complementares, que têm por objetivo o desenvolvimento das famílias, de modo que os beneficiários da Bolsa Família consigam superar a situação de vulnerabilidade e de pobreza.

As condicionalidades do programa correspondem à frequência mínima na escola de 85% para as crianças em idade escolar; a atualização do cartão de vacinação para crianças entre 0 e 6 anos e, para as mães, visitas regulares ao posto de saúde para realização de pré-natal e no período de amamentação (SOARES, 2006). Já **para** a população adulta tem-se a adoção de atividades estruturantes que objetivam aumentar o acesso das famílias beneficiárias aos serviços públicos, tais como: preferência na seleção para cursos de capacitação profissional (incluindo cursos de alfabetização) e para programas de geração de emprego e renda; e acesso gratuito aos registros e documentos de identificação.

¹ Parte da população com renda inferior a ½ salário mínimo.

² Parte da população com renda inferior a ¼ do salário mínimo.

³ Com renda mensal per capita de R\$60,01 a R\$120,00.

⁴ Com renda mensal per capita de até R\$60,00.

De acordo com o Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Pobreza (MDS) o número de famílias beneficiadas passou de 3.615.596 em 2003 para 11.353.445 em 2008, representando um aumento de 214%; enquanto que os gastos que representavam, em 2003, o valor de R\$570.144.695,00 passou para R\$ 10.943.583.571,00 em 2008, implicando em um aumento de 1.819%.

As proporções de pobres e de indigentes, que em 2003 representavam 35,79% e 15,20% da população brasileira, reduziram, em 2008, para 21,42% e 7,28%, implicando em uma melhora de 67,08% e 108%, respectivamente.

Alguns estudos desenvolvidos por Rocha (2005, 2006), Hoffmann (2006), Kakwani, Neri e Son (2006) e Barros *et al* (op. cit.) mostraram que essa redução da pobreza no Brasil é resultado dos programas de transferência de renda para os pobres. No entanto, Campelo (2007)⁵, Schwartzman (2006) e Marinho e Araújo (2010) encontraram resultados diferentes, no sentido de que esses programas não reduziram a pobreza no Brasil. Segundo os referidos autores, os motivos para esses resultados são o pequeno volume dos recursos transferidos para cada família, má focalização dos gastos e problemas de gestão do programa. Dentre os principais pontos contra esses programas encontram-se a diminuição dos incentivos ao trabalho, aumento da dependência dos beneficiários em relação ao governo e redução dos gastos com serviços assistenciais, com saúde, educação e habitação (CARVALHO, 2006).

O objetivo deste estudo é quantificar o impacto do Programa Bolsa Família (PBF) nos índices de pobreza no Brasil. Para isso, utilizou-se um modelo de painel dinâmico, estimado pelo método de momentos generalizados-sistema em dois passos, desenvolvido por Blundel-Bond (1998), o qual permite considerar e estimar a persistência nos índices de pobreza no Brasil. O diferencial desse estudo está no fato de que ele focaliza sua análise em dados de gastos anuais com o Programa Bolsa Família, ao invés de trabalhar com uma *proxy* de transferência, compreendendo todos os estados da Federação, do ano de 2003 a 2008, o qual captura o aumento expressivo dessas transferências. Os dados utilizados nesse trabalho foram obtidos nas PNADs, nas bases de dados do Ministério da Fazenda, no Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Pobreza (MDS) e no IPEADA.

O estudo é composto por cinco seções, incluindo esta introdução. A seção 2 faz um breve histórico dos programas de transferência de renda e da relação triangular entre pobreza, crescimento econômico e desigualdade. A seção 3 define e discute o procedimento metodológico. A quarta seção analisa os resultados obtidos da estimação do modelo econométrico. Por último, as conclusões são comentadas na seção 5.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1. Programas de Transferência de Renda

Os programas de transferência de renda desenvolvidos pelos governos destinados à população carente visando combater a pobreza existente em uma região e promover uma melhoria no bem-estar social tem sido alvo de diversos estudos buscando verificar seus resultados. A literatura, tanto internacional quanto nacional, é repleta de estudos avaliando esses programas, principalmente a sua eficiência em retirar a população beneficiada da condição de pobreza ou extrema pobreza.

⁵ Segundo esse autor, na literatura internacional também não está claro qual o impacto que as transferências de renda às famílias pobres devem ter em relação à pobreza.

Enders e Hoover (2003) analisaram um programa de transferência de renda nos Estados Unidos e constataram que o mesmo não teve um efeito significativo sobre a pobreza. Sen (2000) apresentou um fato interessante em relação a políticas de transferência de renda: a perda da auto-estima por parte das populações pobres e/ou desempregadas que recebem auxílios do governo. Para Rector e Lauder (1995), o crescimento das transferências inibe os pobres a procurar emprego e os tornam dependentes do governo, incentivando muitas famílias a continuar na pobreza para receber os benefícios sociais.

Para o Brasil, os impactos dos programas federais de transferência sobre a pobreza são diferenciados por região em função da intensidade da pobreza (ROCHA, 2006). Já em relação à Bolsa Família, a gestão melhorou a focalização das transferências por atingir famílias pobres com criança.

O Programa Bolsa Família é bem focalizado nas famílias pobres. Contudo, apenas melhorou a condição de vida dessas famílias sem retirá-las do nível de pobreza. Ou seja, essa transferência melhora a situação vivenciada pelas famílias, mas não permite que as mesmas ultrapassem a linha de pobreza (SOARES, 2006).

Kakwani, Neri e Son (2006) aplicando uma metodologia baseada na decomposição dos diferentes tipos de renda no mercado de trabalho verificaram que os programas de transferência priorizaram a população de baixa renda, mas com necessidade de ajustes no seu desenho e implementação.

Costa e Salvato (2006) analisaram o programa de transferência de renda Bolsa Família quanto ao impacto nas variáveis pobreza, desigualdade, distribuição de renda e verificaram o *trade-off* entre cobertura e vazamento no Brasil. Para isso, os autores utilizaram os seguintes indicadores: o índice de Theil, o índice de Gini, o método *kernel density* e para concluir um indicador de focalização; além de dados da PNAD para os anos de 2004, 2005 e 2006. Os resultados mostraram que o impacto sobre a variável pobreza é mínimo, que a variável desigualdade apresenta desempenho pouco satisfatório apresentando picos de somente 2% de impacto e, com relação a focalização, pode-se dizer que há evidências empíricas do *trade-off* entre cobertura e vazamento.

Através de modelos de vetores autorregressivos (VAR) para dados em painel e um painel dinâmico no período de 1992 a 2004, Campelo (2007) detectou que os programas de transferência de renda não têm efeito significativo na redução da pobreza no Brasil. Resultado semelhante foi relatado por Marinho e Araújo (2010). Estes autores analisaram a dinâmica da pobreza rural no Brasil e os seus resultados mostraram que a aposentadoria rural não tem impacto significativo no combate à pobreza rural, ao contrário da hipótese de que a seguridade social rural resolve a redução da pobreza.

Rocha, Khan e Lima (2008) ao avaliarem o impacto da bolsa família sobre o bem-estar das famílias beneficiadas no Estado do Ceará em 2007 verificaram que o programa teve impacto positivo sobre os pilares do capital humano local, explicado pela melhoria dos indicadores de saúde, de educação e do estado nutricional das famílias beneficiadas. Todavia, “... 1,9% das famílias beneficiadas e 3,1% das famílias não-beneficiadas possuem renda superior a 15 salários mínimos, o que torna crível a possibilidade desta proporção de famílias que recebem ou são qualificadas a receber os benefícios não pertencerem ao conjunto factível de elegibilidade” (Rocha, Khan e Lima, op. cit. P.8).

Tavares *et al* (2009) avaliou a focalização e o impacto do Programa Bolsa Família (PBF) sobre a pobreza e a desigualdade de renda para os estados brasileiros, a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2004. Os

resultados sugerem que o sucesso na focalização depende do orçamento disponível nos estados, bem como na eficiência da seleção local, que pode estar relacionada à severidade da pobreza em cada localidade. Segundo os referidos autores, o programa poderia obter melhores resultados de focalização caso o governo adotasse o mecanismo de seleção alternativo da primeira simulação vis-à-vis a expansão da política considerada na segunda simulação.

Apesar de o governo brasileiro ter adotado políticas de transferência direta de renda condicionada, entre as quais se destaca a Bolsa Família, alguns estudos revelam que este programa apresenta problemas de focalização, dados os critérios de elegibilidade, o que possibilita a geração de desperdício na distribuição de recursos (MELO e SAMPAIO, 2010). Uma das limitações decorre da utilização da renda declarada como critério de elegibilidade. Utilizando dados suplementares do ano de 2004 da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio – PNAD, constataram que os erros de cobertura e de vazamento são expressivos e que 50% dos recursos são gastos com famílias não elegíveis.

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

Essa seção fará revisão na literatura com o objetivo de verificar a relação triangular existentes entre pobreza, crescimento econômico e a desigualdade de renda (BORGUIGNON, 2002). A interação entre essas três variáveis fornece as condições necessárias para se diagnosticar, em que magnitude o aumento da renda ou a redução da desigualdade impactariam na redução da pobreza.

2.2.1. 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.

A relação entre crescimento e redução da pobreza é usualmente medida por meio da elasticidade-renda ou elasticidade-crescimento. Se essa elasticidade é elevada, políticas públicas de combate a pobreza baseadas no crescimento econômico são mais eficientes. Caso contrário, sendo esta elasticidade baixa, estratégias de redução da pobreza deveriam envolver uma combinação de crescimento econômico com algum tipo de redistribuição de renda.

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

Ao estudar essa problemática no Brasil, Hoffmann (2005), através de dados da PNAD no ano de 1999, encontrou 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.

Marinho e Soares (2003), com dados de 26 estados brasileiros no período de 1985 a 1999, utilizaram 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. Os resultados mostraram que o efeito crescimento tem sido eficiente para redução da pobreza, principalmente nos estados da Região Norte. Nesse sentido, o crescimento da renda tem sido a estratégia preferida para combater a pobreza.

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.

Em síntese, 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.

2.2.2. Pobreza versus desigualdade

Vários autores afirmam que a proporção de pobres numa região diminui quando há uma combinação entre políticas de crescimento econômico com outras de redistribuição de renda. Para Bourguignon (2002), a redução da desigualdade de renda é um instrumento importante na redução da pobreza. Resultados semelhantes foram encontrados no Brasil por Mendonça e Barros (1997). Esses autores ressaltaram a elevada taxa de desigualdade de renda no Brasil e enfatizaram que, de forma relativa, a redução da desigualdade é mais significativa no combate à pobreza do que o crescimento econômico.

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 em si, 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 cerca 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 os 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 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.

2.2.3. Crescimento *versus* desigualdade

Crescimento econômico tem base em alterações do sistema produtivo num processo de longo prazo. A forma mais clássica de ser verificado o crescimento de um país ou região é por meio da magnitude do produto interno bruto – PIB.

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, 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 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.

Entretanto, a desigualdade pode ser prejudicial ao crescimento. De acordo com Stewart (2000), elevada desigualdade provoca instabilidade política, incerteza, menores investimento e crescimento; gera políticas tributárias redistributivas populistas, efeitos de desincentivos e menor crescimento; 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.

No Brasil, Neri (2006) verificou um declínio da desigualdade para os níveis mais baixos dos últimos trinta anos. Salienta que a queda no Índice de Gini foi de 4,8% durante o período 1995 a 2005. O mesmo comportamento é apontado por Barros *et al.* (2007), os quais afirmaram que entre 2001 e 2005 o grau de desigualdade de renda no Brasil declinou de forma acentuada e contínua. Essa redução na desigualdade contribuiu para diminuir substancialmente a pobreza e melhorar as condições de vida da população mais pobre, mesmo em um período de relativa estagnação da renda *per capita*.

Ferreira e Cruz (2010), através de um modelo com efeito limiar (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 análise do impacto do Programa Bolsa Família (PBF) sobre a pobreza é realizado com base nos dados estaduais brasileiros no período de 2003 a 2008, retirados das PNADs (Pesquisa Nacional por Amostragem Domiciliar), publicada pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística), do IPEADATA e do Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Pobreza (MDS).

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 2008 utilizando o Índice Nacional de Preços ao Consumidor – INPC tendo como base o ano de 2008.

Nesse estudo caracterizaram-se como pobres as famílias que vivem com renda familiar *per capita* insuficiente para satisfazer suas necessidades básicas. Nesse sentido, os indicadores de pobreza absoluta utilizados são os pertencentes à classe proposta por Foster, Greer e Thorbecke: a proporção de pobres (P_0) e a proporção de indigentes ($P_{indigentes}$). Para a construção desses indicadores, a linha de pobreza adotada foi a do IPEA, para os diversos estados brasileiros⁶. A proporção de pobres (P_0) foi definida como:

$$P_0 = \frac{q}{n} \quad (1)$$

Onde, n é total de indivíduos, q é o número de pessoas com renda *per capita* familiar y_i abaixo da linha de pobreza.

A proporção de indigentes ($P_{indigentes}$) é a parcela da população que se encontra com renda abaixo da linha de indigência (renda inferior a ¼ do salário mínimo).

A medida de desigualdade utilizada é o Índice de Gini oriundo da renda familiar *per capita* extraída das PNADs. Este índice é freqüentemente utilizado para expressar o grau de desigualdade de renda, e pode ser associado à chamada Curva de Lorenz, que é definida pelo conjunto de pontos que, a partir das rendas ordenadas de forma crescente, relacionam a proporção acumulada de pessoas e a proporção acumulada da renda. Para determinar esse índice, ordena-se o conjunto de renda familiar *per capita* de forma crescente para se obter a Curva de Lorenz. Essa curva relaciona em cada percentil a fração acumulada da população com a fração acumulada da renda e por meio dela calcula-se o índice para cada unidade da federação.

A medida referente à bolsa família foram os gastos anuais estaduais compostos pelos montantes efetivamente transferidos para estas unidades econômicas beneficiadas com o Programa Bolsa Família (PBF) no período de 2003 a 2008, obtidas no Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Pobreza (MDS).

3.2. Modelo Econométrico

Com intuito de quantificar o impacto do Programa Bolsa Família (PBF) na pobreza, controlado por outros determinantes, como renda familiar *per capita* e uma medida de desigualdade de renda, especifica-se o seguinte modelo dinâmico para dados em painel:

$$\ln(P_{k,it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(P_{k,it-1}) + \beta_2 \ln(Rm_{i,t}) + \beta_3 \ln(G_{i,t}) + \beta_4 \ln(BF_{i,t}) + v_t + u_{i,t} \quad (2)$$

⁶ A linha de pobreza utilizada foi de ½ do salário mínimo para a proporção de pobres (P_0) e a linha de indigência foi de ¼ do salário mínimo para a proporção de indigentes.

Onde $P_{k,it}$ representa o k-ésimo índice de pobreza (k=0 para proporção de pobres e k=1 para a proporção de indigentes); $Rm_{i,t}$ é a renda média per capita; $G_{i,t}$ é o Índice de Gini; $BF_{i,t}$ é o gasto anual com a bolsa família; v_i representa os efeitos fixos não observáveis dos indivíduos e $u_{i,t}$ o erro idiossincrático. Os subscritos i e t se referem respectivamente ao i-ésimo estado no ano t. Foi aplicado logaritmo natural em todas as variáveis utilizadas.

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 explicativa⁷.

As hipóteses adotadas no modelo são que: $E[v_i] = E[u_{i,t}] = E[v_i u_{i,t}] = 0$ 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 SCHIMDT, 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 enviesados.

Com o objetivo de corrigir esses problemas, utilizou-se a abordagem de efeitos fixos no modelo. Então, a primeira tentativa seria estimar a equação (2) através de MQO com variáveis dummies para cada estado ou através do método entre grupos (*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.

A forma mais apropriada é transformar a equação (2) em primeira diferença e estimá-la pelo Método dos Momentos Generalizados (GMM). Este método é usualmente chamado de Método dos Momentos Generalizados em Diferenças (GMM-diferenciado). Assim, a equação (2) se transforma em:

$$\Delta \ln(P_{k,it}) = \beta_1 \Delta \ln(P_{k,it-1}) + \beta_2 \Delta \ln(Rm_{i,t}) + \beta_3 \Delta \ln(G_{i,t}) + \beta_4 \Delta \ln(BF_{i,t}) + \Delta u_{i,t} \quad (3)$$

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 para seus coeficientes são enviesados e inconsistentes. Portanto, é necessário empregar variáveis instrumentais para $\Delta \ln(P_{k,it-1})$. O conjunto de hipóteses adotadas na equação (2) implicam que as condições de momentos $E[\Delta \ln(P_{k,it-s}) \Delta u_{it}] = 0$ 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. A variável pode ser classificada como: estritamente exógena, se não é correlacionada com os termos de erro passados, presente e futuros; fracamente exógena, se é

⁷ A evidência de persistência na pobreza no Brasil pode ser entendida em Ribas *et al* (2006).

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).

Todavia, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) explicam que esses instrumentos são fracos quando as variáveis dependentes e explicativas 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, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) 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-sistema). 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 $E[\Delta \ln(P_{k,i2} v_i)] = 0$ 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-sistema 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-sistema.

Como teoricamente o estimador de MQO para a variável dependente defasada proporciona estimativas viesadas para baixo, enquanto os estimadores do método entre grupos 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*).

Os resultados são apresentados na seção seguinte e os estimadores das variâncias dos parâmetros são robustos à heterocedasticidade e autocorrelação obtidos no GMM-sistema. O estimador obtido foi corrigido pelo método Windmeijer (2005) para evitar que o respectivo estimador subestime as verdadeiras variâncias em amostra finita.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Esta seção apresenta e discute os resultados obtidos da estimação do modelo econométrico apresentado na seção anterior⁸.

Este modelo foi estimado inicialmente por MQO e através do método *within groups* e seus resultados estão apresentados nas Tabelas 1 (análise para a proporção de pobres) e 2 (análise para proporção de indigentes). Em relação ao método de estimação GMM para sistema foram realizadas várias estimações com diferentes instrumentos: a) considerando $P_{k,it-1}$ endógeno e $Rm_{i,t}$, $G_{i,t}$ e $BF_{i,t}$ fracamente exógenos e b) considerando $P_{k,it-1}$, $Rm_{i,t}$ e $G_{i,t}$ endógenos. Em virtude do tamanho de N utilizado nesse estudo em todos esses casos foram utilizadas apenas as segundas ou terceiras defasagens ((t-2) e (t-3)) dessas variáveis como instrumento, bem como a versão “completa” e a colapsada da matriz de ponderação no GMM.

Ainda sobre o método de estimação GMM para sistema, descartaram-se os resultados nos quais os valores do coeficiente de $P_{k,it-1}$ não se encontrou entre os valores obtidos pelos métodos MQO e *within groups*. Nas estimativas que atenderam esse critério verificou-se que os valores absolutos obtidos para os parâmetros da variável $\ln(G_{i,t})$ foram sempre maiores do que os da $\ln(Rm_{i,t})$ e que esta diferença foi aproximadamente de 0.4 em todos os casos. Em relação à variável $\ln(BF_{i,t})$ em todas essas estimativas o seu coeficiente foi estatisticamente insignificante.

Para selecionar o modelo estimado foi realizados testes de especificação de Hausman para verificar se $Rm_{i,t}$ e $G_{i,t}$ são endógenas e análise da validade dos instrumentos através dos testes de Hansen e Sargan. De acordo com estes testes, neste contexto não é necessário tratar as variáveis $Rm_{i,t}$ e $G_{i,t}$ como endógenas e a utilização das segundas defasagens das variáveis e os instrumentos adicionais requerido pelo GMM-sistema são válidos.

Também foram realizados testes de autocorrelação para os resíduos em nível (primeira ordem) e em primeira diferença (segunda ordem) apresentados nas Tabelas 1 e 2. De acordo com estes testes os resíduos só apresentam correlação em nível, isto é, em primeira ordem.

Tabela 1 - Resultados da estimação para $\ln Po$, Brasil, 2003-2008.

	MQO		WITHIN GROUPS		GMM- Sistema	
	Coefficientes	Valor P	Coefficientes	Valor P	Coefficientes	Valor P
$\ln P_{0,it-1}$	0,8479 (0,0451)	0,000	0,4218 (0,0556)	0,000	0,8063 (0,1298)	0,000
$\ln Rm_{i,t}$	-0,2637 (0,0598)	0,000	-0,7534 (0,0936)	0,000	-0,3181 (0,1771)	0,085
$\ln G_{i,t}$	0,4910 (0,1520)	0,002	1,3248 (0,2012)	0,000	0,7469 (0,2321)	0,004
$\ln BF_{i,t}$	-0,0082 (0,0634)	0,162	-0,0209 (0,0289)	0,470	-0,0099 (0,0078)	0,216
Const.	1,8262 (0,3846)	0,000	5,1069 (0,4265)	0,000	2,2900 (1,1666)	0,061
	F(4,125)=1.423,13 Prob>F=0,0000		F(25,100)=6,03 Prob>F=0,0000		F(3,25)=647,70 Prob>F=0,0000	

⁸ Além da especificação apresentada na equação 2, outras incluindo uma defasagem das variáveis explicativas, isto é, $\ln(Rm_{i,t-1})$, $\ln(G_{i,t-1})$ e $\ln(BF_{i,t-1})$ foram estimadas, entretanto seus coeficientes não foram estatisticamente significantes. Desta forma, apenas os procedimentos e resultados do modelo apresentado em (2) são considerados.

	MQO		WITHIN GROUPS		GMM- Sistema	
	Coefficientes	Valor P	Coefficientes	Valor P	Coefficientes	Valor P
	R ² =0,9785					
	Num. de obs.:130		Num de obs.:130		Num de obs.:130	
			Num de grupos: 26		Num de grupos: 26	
	H ₀ :Ausência de autocorrelação nos resíduos de primeira ordem		Valor P		0,016	
	H ₀ :Ausência de autocorrelação nos resíduos de segunda ordem		Valor P		0,430	
	Teste de Hansen		Prob>chi2		0,620	
	Teste de Sargan		Prob>chi2		0,529	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 2 - Resultados da estimação para $\ln P_{\text{indigentes},it}$, Brasil, 2003-2008.

	MQO		WITHIN GROUPS		GMM- Sistema	
	Coefficientes	Valor P	Coefficientes	Valor P	Coefficientes	Valor P
$\ln P_{\text{indigentes},it-1}$	0,6280 (0,0505)	0,000	0,0509 (0,0596)	0,395	0,4169 (0,1750)	0,025
$\ln Rm_{i,t}$	-0,6797 (0,1066)	0,000	-1,6932 (0,1574)	0,000	-1,0925 (0,3557)	0,005
$\ln G_{i,t}$	1,7997 (0,2937)	0,000	3,3097 (0,3364)	0,000	2,5286 (0,4814)	0,000
$\ln BF_{i,t}$	-0,0011 (0,0119)	0,923	0,0172 (0,0477)	0,718	0,0002 (0,0154)	0,987
Const.	4,3679 (0,6644)	0,000	9,9478 (0,6899)	0,000	6,8859 (2,1953)	0,004
	F(4,125)=786,24 Prob>F=0,0000 R ² =0,9618 Num. de obs.:130		F(25,100)=8,71 Prob>F=0,0000 Num de obs.:130 Num de grupos: 26		F(3,25)=473,33 Prob>F=0,0000 Num de obs.:130 Num de grupos: 26	
	H ₀ :Ausência de autocorrelação nos resíduos de primeira ordem		Valor P		0,009	
	H ₀ :Ausência de autocorrelação nos resíduos de segunda ordem		Valor P		0,235	
	Teste de Hansen		Prob>chi2		0,917	
	Teste de Sargan		Prob>chi2		0,920	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os resultados dos modelos selecionados e estimados por MQO, pelo método entre grupos e por GMM-sistema para a proporção de pobres (Po) e proporção de indigentes para o Brasil se encontram dispostos, respectivamente, nas Tabelas 1 e 2, respectivamente. Para efeitos de análise dos resultados consideram-se apenas os obtidos pelo GMM-sistema. A introdução dos resultados 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 no lado direito da regressão e efeitos fixos não observáveis foram corrigidos pelo GMM-sistema, em virtude das explicações apresentadas na seção 3.2.

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 intensa para proporção de pobres - Po (0,81) e menor para $P_{\text{indigentes}}$ (0,42).

Esses resultados indicam que a pobreza é persistente embora não explosiva nos estados brasileiros.

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. Segundo a referida autora, o nível de renda alcançado pelo Brasil seria suficiente para garantir a todos os seus cidadãos, um mínimo de recursos necessários a sua sobrevivência, porém a persistência da pobreza em níveis elevados pode estar associada a diversos outros problemas nacionais, como a questão agrária, a informalização no mercado de trabalho, a política do salário mínimo, o déficit na oferta de serviços públicos básicos, a desigualdade entre as pessoas e os desequilíbrios regionais.

Os gastos com a bolsa família não apresentaram, em nenhum dos modelos analisados, impacto estatisticamente significativo sobre a pobreza, tanto para P_0 quanto com $P_{indigentes}$. Esses resultados corroboram os obtidos por Campelo (2007), Schwartzman (2006) e Marinho e Araújo (2010) nos quais verificaram que os programas de transferências de renda não foram significantes do ponto de vista estatístico nas equações que buscam explicar os índices de pobreza no Brasil.

A Tabela 1 no Anexo apresenta o número de famílias beneficiadas e o gasto (montante efetivamente transferido para as famílias) com o Programa Bolsa Família no período de 2003 a 2008. Observou-se que o valor mensal recebido de cada família beneficiada passou de R\$13,14 em 2003 para R\$80,32 em 2008. Esse valor está distante, por exemplo, para um indivíduo em situação de pobreza “sair” da condição de pobre apenas com o benefício da Bolsa Família.

Dentre os outros determinantes considerados que afeta a pobreza, a renda média familiar *per capita* e o Índice de Gini contribuíram significativamente para a sua redução. As elasticidades estimadas para o efeito da renda média familiar *per capita* na redução da pobreza foram, respectivamente, de -0,3181 para P_0 e -1,0925 para $P_{indigentes}$. Além de apresentarem sinais de acordo com a literatura, um aumento de 10% da renda média familiar *per capita* reduz a proporção de pobres e de indigentes no Brasil em 3,18% e 10,92%, respectivamente.

No caso das elasticidades estimadas para o efeito da medida de desigualdade de renda na redução da pobreza estes foram, respectivamente, de 0,7469 para P_0 e 2,5286 para $P_{indigentes}$. Ou seja, uma redução de 10% na desigualdade ocasiona reduções de 7,46% na proporção de pobres e 25,28% na proporção de indigentes no Brasil.

Outro resultado relevante é que, tanto no efeito renda quanto no efeito desigualdade, seus impactos são maiores em relação à proporção de indigentes do que na proporção de pobres (P_0).

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 são 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) e Barreto, França e Oliveira (2008). Nos estudos desenvolvidos por estes autores, o valor do coeficiente do efeito renda apresenta-se inelástico, enquanto que os valores dos do efeito desigualdade apresenta-se tanto inelástico quanto elástico, oscilando entre 0,50 a 2,25.

5. CONCLUSÕES

O objetivo deste artigo foi quantificar o impacto do Programa Bolsa Família (PBF) na pobreza do Brasil, no período de 2003 a 2008, empregando uma metodologia de dados em painel e focalizando sua análise em dados de gastos anuais com o Programa Bolsa Família, ao invés de trabalhar com uma *proxy* de transferência.

Em primeiro lugar, os resultados mostraram que os gastos com a bolsa família não apresentaram, em nenhum dos modelos analisados, efeito estatisticamente significativo sobre a pobreza, tanto para proporção de pobres (P_0) quanto com a proporção de indigentes ($P_{indigentes}$).

Algumas explicações possíveis para este resultado são o pequeno valor do benefício da bolsa família, tornando-se insuficiente para retirar os indivíduos de uma família da pobreza; a criação de certa dependência familiar direta e indireta em torno daqueles que recebem o benefício; a elevação do salário reserva dessas pessoas, desincentivando a procura por trabalho formal; e a questão da focalização do programa, **que** de acordo com Lima e Sampaio (2010), pode-se verificar que os maiores problemas de focalização do programa Bolsa Família são o erro de cobertura e os vazamentos, ocasionado pela má identificação do público alvo, devido às falhas na aplicação dos critérios de elegibilidade.

Em segundo lugar, verificou-se uma persistência na dinâmica da pobreza, que pode estar associada, sobretudo, à má distribuição dos recursos entre os seus habitantes. Em seguida, os resultados apontam que tanto os aumentos da renda média familiar per capita quanto à redução da desigualdade são eficientes no combate à pobreza, seja na proporção de pobres ou na proporção de indigentes.

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, os resultados apresentados mostram que políticas de crescimento econômico que promovam um aumento da renda em conjunto com a redução de suas disparidades são preferíveis a políticas de crescimento econômico que favoreçam pura e simplesmente o aumento da renda média, no combate à pobreza no Brasil.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AHN, S. C.; SCHIMDT, P. *Efficient estimation of models for dynamic panel data*. *Journal of Econometrics*, 68:5–28.1995.

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*, 58(2):277–297.1991

ARELLANO, M.; BOVER, O. *Another look at the instrumental-variable estimation of errorcomponents model*. *Journal of Econometrics*, 68:29–52.1995

BAI, J.; PERRON, P. *Estimating and testing linear models with multiple structural changes*. *Econometrica*, v.66, n. 1, p.47-78. 1998

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 Ensaio Sobre Pobreza, n.16, LEP/CAEN, Fortaleza, 2008.

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

BLUNDELL, R.; BOND, S. *Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models.* **Journal of Econometrics**, 87:115–143.1998.

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.

CAMPELO, G. L. **Os impactos dos programas de transferência de renda na pobreza do Brasil.** Dissertação de mestrado em economia. Fortaleza: CAEN/UFC, 2007, 40p.

CHEN, S.; WANG, Y. *China's Growth and Poverty Reduction: Recent Trends between 1990 and 1999.* Washington, DC: *Policy Research Report on Gender and Development*, The World Bank, Apr. 2001 (Working Paper Series, n. 11).

COSTA, A. A. B. da; SALVATO, M. A. Análise contrafactual do programa de transferência de renda bolsa família para o período 2004-2006. **Anais da ANPEC.** 2006. 23p.

DINIZ, M. B. **Contribuições ao estudo da Desigualdade de Renda entre os Estados Brasileiros.** 2005. 291f. Tese (Doutorado em Economia) – CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2005.

ENDERS, W.; HOOVER, G.A. *The effect of robust growth on poverty: a nonlinear analysis.* **Applied Economics**, 35, 1063-1071, 2003.

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, abr. 2010. 465-485p.

HOFFMANN, R. Transferência de renda e a redução da desigualdade no Brasil em cinco regiões entre 1997 e 2005. **Econômica**, 8(1):55–81. Disponível em: <http://www.uff.br/cpgeconomia/economica.htm>.2006.

_____. 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.

IPEADATA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **Dados sobre pobreza e extrema pobreza.** Disponível em: www.ipeadata.gov.br . Acesso em 10/09/2010.

KAKWANI, N.; NERI, M.; SON, H. *Linkages between pro-poor growth, social programmes and labour market: the recent Brazilian experience*. Brasil: PNUD, 2006 (Working Paper).

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

MANSO, C.A.; BARRETO, F.A.; TEBALDI, E. **O Desequilíbrio Regional Brasileiro**: Novas Perspectivas a partir das Fontes de Crescimento Pró-pobre. Série Ensaio 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**. Rio de Janeiro v. 64 n. 2 / p. 161–174 Abr-Jun 2010.

MELO, S. R. da S.; SAMPAIO, Y. Focalização do Programa Bolsa Família: análise de erros de Cobertura e vazamentos. **Anais do XIII Encontro Regional de Economia**, Fortaleza, 2010. 23p.

MENDONÇA, R. P.; BARROS, R. P. de. **O impacto do crescimento econômico e de reduções no grau de desigualdade sobre a pobreza**. Rio de Janeiro: IPEA, 1997. (Texto para discussão, 528)

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

NERI, M.. Desigualdade, estabilidade e bem-estar social. Rio de Janeiro: FGV, 2006. (**Ensaio Econômico, 637**).

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

_____ *Pro-poor growth: A Primer, World Bank, Policy Research Working Papers, n. 3242.2004*

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, May. 1997.*

RECTOR, R.; LAUDER, W. *America's failed \$5.4 trillion war on poverty. The Heritage Foundation, Washington D C, 1995.*

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, L. A.; KHAN, A. S.; LIMA, P.V.P.S. Impacto do Programa Bolsa-Família Sobre o Bem-Estar das Famílias Beneficiadas no Estado do Ceará. **IV Encontro Economia do Ceará em Debate**. Fortaleza: IPECE, 2008, 16p.

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

_____. Impacto sobre a pobreza dos novos programas federais de transferência de renda. XXVII Encontro Nacional de Economia. **Anais.. ANPEC**, 2005.

SCHWARTZMAN, S.. **Redução da desigualdade, da pobreza e os programas de transferência de renda**. IETS – Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade, 2006.

SEN, A.. *Development as freedom*. New York: Anchor Books, 2000.

SOARES, S.. Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004. **Econômica**. Rio de Janeiro: v.8, n.1, p.83-115, jun, 2006.

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

TAVARES, P.A.; PAZELLO,E.T.; FERNANDES, R.; CAMELO, R. de S.. Uma avaliação do programa bolsa família: focalização e impacto na distribuição de renda e pobreza. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. v. 39 ,n. 1, abr. 2009, P 25-58.

WINDMEIJER, F.. *A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators*. **Journal of Econometrics**, 126:25–51.2005.

Anexo

Tabela 1 - Número de famílias beneficiadas, Gastos (em reais) com o Programa, Valores anuais e mensais recebidos pelos beneficiados com o Programa Bolsa Família (PBF), no Brasil -2003 a 2008.

ANOS	Números de Famílias Beneficiadas	Gastos com Bolsa Família (em reais)	Valor anual recebido por cada família beneficiada (em reais)	Valor mensal recebido por cada família beneficiada (em reais)
2003	3.615.596	570.144.695,00	157.69	13.14
2004	6.571.842	3.791.787.498,00	576.97	48.08
2005	8.942,172	5.812.686.500,00	650.03	54.17
2006	111.229.864	7.609.377.003,00	677.60	56.47
2007	11.294.824	9.187.886.087,00	813.46	67.79
2008	11.353.445	10.943.583.571,00	963.90	80.32

Fonte: Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Pobreza (MDS).