



## **Impacto do crescimento, desigualdade e do Programa Bolsa Família (PBF) na pobreza do Brasil**

## **Impact of growth, inequality and the Family Grant Program (PBF) on Brazil's poverty**

## **Impacto del crecimiento, la desigualdad y el Programa de Subsidios Familiares (PBF) en la pobreza de Brasil**

DOI: 10.55905/oelv22n2-081

Receipt of originals: 01/04/2024

Acceptance for publication: 01/26/2024

### **Francisco José Silva Tabosa**

Doutor em Economia

Instituição: Programa de Pós-Graduação em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará (PPGER - UFC)

Endereço: Campus do Pici, s/n, bloco 826, Fortaleza - CE, CEP: 60440-554

E-mail: franzetabosa@ufc.br

### **Pablo Urano de Carvalho Castelar**

Doutor em Economia

Instituição: Curso de Finanças da Universidade Federal do Ceará (UFC)

Endereço: Av. da Universidade, 2486, Benfica, Fortaleza - CE, CEP: 60020-180

E-mail: pcastelar@ufc.br

### **Domingos Isaias Maia Amorim**

Doutorando em Economia Aplicada

Instituição: Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo (ESALQ – USP)

Endereço: Av. Pádua Dias, 11, Piracicaba - SP, CEP: 13418-900

E-mail: domingos\_isaias@hotmail.com

### **Miguel Henrique da Cunha Filho**

Doutor em Economia

Instituição: Curso de Economia da Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (UERN) - campus Pau dos Ferros

Endereço: BR405, km03, Arizona, Pau dos Ferros - RN, CEP: 59900-000

E-mail: miguelfilho@uern.br

**Eucinete Menezes Albuquerque**

Doutorando em Economia Rural

Programa de Pós-Graduação em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará  
(PPGER - UFC)

Endereço: Campus do Pici, s/n, bloco 826, Fortaleza - CE, CEP: 60440-554

E-mail: eucinetemenezes@gmail.com

**Antonio Célio Ferreira dos Santos**

Doutorando em Economia Rural Programa de Pós-Graduação em Economia Rural da  
Universidade Federal do Ceará (PPGER - UFC)

Instituição: Universidade da Integração Internacional da Lusofonia Afro-Brasileira  
(UNILAB)

Endereço: Av. da Abolição, Centro, Redenção - CE, CEP: 62790-000

E-mail: acfsantos@unilab.edu.br

**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, desenvolvidos por Blundel-Bond (1998). Os resultados mostram que os gastos com a bolsa família não apresentaram impacto sobre os índices de pobreza no Brasil. Consta-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-chave:** pobreza, Programa Bolsa Família, desigualdade de renda, Brasil.

**ABSTRACT**

The objective of this article is to analyze the effects of economic growth, inequality and the Bolsa Família Program (PBF) on poverty indices in Brazil. To do so, a dynamic panel model was used, estimated by the method of generalized moments for a two-step system, developed by Blundel-Bond (1998). The results show that spending on the family scholarship had no impact on poverty rates in Brazil. It is also found that policies of economic growth that promote an increase in income in conjunction with the reduction of its disparities are preferable to those that prioritize only the increase of the average income in the fight against poverty in Brazil.

**Keywords:** poverty, Bolsa Família Program, income inequality, Brazil.

**RESUMEN**

El objetivo de este artículo es analizar los efectos del crecimiento económico, la desigualdad y el Programa Bolsa Familia (PBF) sobre los índices de pobreza en Brasil. Para ello, se utilizó un modelo de panel dinámico, estimado por el método de momentos generalizados para un sistema de dos pasos, desarrollado por Blundel-Bond (1998). Los resultados muestran que el gasto en la beca familiar no tuvo impacto en las tasas de

pobreza en Brasil. También se encuentra que las políticas de crecimiento económico que promueven un incremento en el ingreso en conjunto con la reducción de sus disparidades son preferibles a aquellas que priorizan sólo el incremento del ingreso promedio en la lucha contra la pobreza en Brasil.

**Palabras clave:** pobreza, Programa Bolsa Familia, desigualdad de ingresos, Brasil.

## 1 INTRODUÇÃO

No Brasil, a incidência de pobreza é maior do que na maioria dos países que têm renda *per capita* semelhante, onde 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. (BARROS *et al.*, 2007). Assim, 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 pobres<sup>1</sup> e extremamente pobres<sup>2</sup>. 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

---

<sup>1</sup> Com renda mensal per capita de R\$60,01 a R\$120,00.

<sup>2</sup> Com renda mensal per capita de até R\$60,00.

modo que os beneficiários da Bolsa Família consigam superar a situação de vulnerabilidade e de pobreza.

De acordo com o Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Pobreza (MDS) o número de famílias beneficiadas passou de 6.571.842 em 2004 para 11.353.445 em 2008, representando um aumento de 72,76%; enquanto que os gastos que representavam, em 2004, o valor de R\$3.791.787.498,00 passou para R\$ 10.943.583.571,00 em 2008, implicando em um aumento de 288,61%.

Segundo Rocha (2011a), a proporção de pobres no Brasil passou de 33,09% em 2004 para 21,81% em 2009, proporcionando uma redução em torno de 34%. 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 tem como um dos principais fatores os programas de transferência de renda para os pobres.

No entanto, Campelo (2007)<sup>3</sup>, Schwartzman (2006), Marinho e Araújo (2010) e Marinho, Linhares e Campelo (2011) 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 JR, 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

---

<sup>3</sup> 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.



*proxy* de transferência, compreendendo todos os estados da Federação, do ano de 2004 a 2009, 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.

Segundo 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.

Carvalho Jr (2006) analisou o gasto federal em ações orçamentárias assistenciais ou focalizadas na população pobre no período de 1995 a 2004. Os resultados mostraram que, do ponto de vista social, um elevado crescimento dos programas de transferência de renda e uma diminuição dos serviços assistenciais podem excluir uma parcela da população na política assistencial brasileira.

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).

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.

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.

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).

Marinho, Linhares e Campelo (2011) analisaram se os resultados dos programas de transferência de renda obtiveram êxito no combate a pobreza nos estados brasileiros, no período de 2000 a 2008. Os resultados mostraram que esses programas são ineficazes em função de grande parte dos recursos não serem destinados aos verdadeiramente pobres

ou porque geram o fenômeno da armadilha da pobreza. Ou seja, esses programas não têm efeito esperado sobre a pobreza no Brasil.

Rocha (2011b) analisou a evolução do Programa Bolsa Família em relação à focalização e a cobertura do programa. Os resultados mostraram, em 2006, a presença de 3,4 milhões de domicílios que se encontram descobertos pelo referido programa. Além disso, a autora, através de simulações, mostra que garantir a cobertura dos domicílios elegíveis tem um maior impacto sobre a pobreza do que conceder o novo benefício.

## 2.2 POBREZA *VERSUS* CRESCIMENTO ECONÔMICO

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 à 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.

Ao estudar essa problemática no Brasil, Marinho e Soares (2003), 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, com dados de 26 estados brasileiros no período de 1985 a 1999; mostrou 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.

Hoffmann (2005), através de dados da PNAD no ano de 1999, seguindo a metodologia proposta por Marinho e Soares (2003), 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.

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.

### 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 2004 a 2009, 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). O estudo inicia-se com dados de 2004 devido que, como o PBF iniciou-se no segundo semestre de 2003, temos como analisar o primeiro ano de vigência do referido programa.

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 o ano de 2009.

Neste artigo, caracterizaram-se como pobres as famílias que vivem com renda familiar per capita insuficiente para satisfazer suas necessidades básicas. Assim sendo, os indicadores de pobreza absoluta utilizados são os pertencentes à classe proposta por Foster et al. (1984), a saber: a) a proporção de pobres ( $P_0$ ); b) o hiato médio da pobreza





( $P_1$ ), que mede a sua intensidade; e c) o hiato médio quadrático da pobreza ( $P_2$ ), que mede sua severidade. Esses índices são determinados da seguinte maneira:

$$FGT(0) = \frac{q}{n}, \quad FGT(1) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \frac{z-y_i}{z} \quad e \quad FGT(2) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^k \left( \frac{z-y_i}{z} \right)^2,$$

Em que:

$q$  é o número de pobres (pessoas cuja renda per capita domiciliar é menor que a linha de pobreza);  $n$  é o número da população;  $z$  é a linha de pobreza e  $y_i$  é a renda per capita domiciliar da  $i$ -ésima pessoa.

Para a construção desses indicadores, a linha de pobreza definida por Rocha (2011).

A medida de desigualdade utilizada é o Índice de Gini oriundo da renda familiar *per capita* extraída das PNADs. Já 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 2004 a 2009, obtidas no Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Pobreza (MDS).

A Tabela 1 apresenta a estatística descritiva das séries utilizadas neste estudo. A série proporção de pobres ( $P_0$ ) apresentou uma média de 0,2871. Ou seja, 28,71% da população brasileira, no período analisado, possuía uma renda inferior à linha de pobreza adotada, variando de 0,0339 a 0,5366. A série hiato médio da pobreza ( $P_1$ ) apresentou uma média de 0,4266. A série hiato quadrático médio da pobreza ( $P_2$ ) apresentou uma média de 0,0776. A série renda média familiar *per capita* ( $R_m$ ) é de R\$508,19; variando de R\$239,95 a R\$873,30. Finalmente, a série Índice de Gini ( $G$ ) apresentou uma média de 0,5411, variando de 0,4505 a 0,6267.

Tabela 1 - Estatística descritiva das séries para todos os estados brasileiros: 2004-2009

Variáveis	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
P <sub>0</sub>	156	0.2871	0.1122	0.0339	0.5366
P <sub>1</sub>	156	0.4266	0.0363	0.3045	0.5541
P <sub>2</sub>	156	0.0776	0.0364	0.0302	0.6279
R <sub>m</sub>	156	508.19	165.12	239.95	873.30
G	156	0.5411	0.0337	0.4505	0.6267

Fonte: Dados da pesquisa.

### 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:

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

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 (1) 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 explicativa<sup>4</sup>.

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,  $E[u_{i,t} u_{i,s}] = 0$

<sup>4</sup> A evidência de persistência na pobreza no Brasil pode ser entendida em Ribas *et al* (2006).

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 (1) 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 (1) 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 (1) se transforma em:

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

Onde

$\Delta$  é um operador de diferenças.

Pela construção da equação (2),  $\Delta \ln(P_{k,it-1})$  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 (1) 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 (2).

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 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 (2). Já no último caso, os valores defasados em dois ou mais períodos são instrumentos válidos na estimação da equação (1).

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 (2), com o conjunto de equações em nível, equação (1). 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  $E[\Delta \ln(P_{k,t2}v_i)] = 0$  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*).

#### 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Esta seção apresenta e discute os resultados obtidos da estimação do modelo econométrico apresentado na seção anterior<sup>5</sup>. O modelo apresentado nas equações (1) e (2) foi estimado inicialmente por MQO e através do método *within groups* e seus resultados estão apresentados nas Tabelas 2 (resultados para a proporção de pobres), 3 (resultados para o hiato médio da pobreza) e 4 (resultados para o hiato médio quadrático da pobreza).

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  $\ln(Rm_{i,t})$ . Em relação à variável  $\ln(BF_{i,t})$  em todas essas estimativas o seu coeficiente foi estatisticamente insignificante.

Para selecionar o modelo estimado foram realizados testes de especificação de Hausman para verificar se  $Rm_{i,t}$  e  $G_{i,t}$  são endógenas e análise da validade dos

---

<sup>5</sup> 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.

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 requeridos 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 2, 3 e 4. De acordo com estes testes os resíduos só apresentam correlação em nível.

Tabela 2 - Resultados da estimação para  $\ln P_0$ , Brasil, 2004-2009.

	MQO		WITHIN GROUPS		GMM- Sistema	
	Coefficientes	Valor P	Coefficientes	Valor P	Coefficientes	Valor P
$\ln P_{0,it-1}$	0,9455 (0,0294)	0,000	0,4711 (0,0589)	0,000	0,7221 (0,1158)	0,000
$\ln Rm_{i,t}$	-0,0918 (0,0400)	0,024	-0,9185 (0,1149)	0,000	-0,3348 (0,1615)	0,049
$\ln G_{i,t}$	0,3491 (0,1692)	0,041	1,5561 (0,2382)	0,000	1,0533 (0,3221)	0,003
$\ln BF_{i,t}$	-0,0054 (0,0072)	0,453	-0,0547 (0,0289)	0,145	-0,0060 (0,0143)	0,674
Const.	0,5224 (0,2852)	0,060	4,8384 (0,6003)	0,000	2,1624 (1,1869)	0,080
	F(4,125)= 1.070,35 Prob>F=0,0000 R <sup>2</sup> =0,9716 Num. de obs.:130		F(25,100)=6,17 Prob>F=0,0000 Num de obs.:130 Num de grupos: 26		F(3,25)=158,22 Prob>F=0,0000 Num de obs.:130 Num de grupos: 26	
	H <sub>0</sub> :Ausência de autocorrelação nos resíduos de primeira ordem		Valor P		0,009	
	H <sub>0</sub> :Ausência de autocorrelação nos resíduos de segunda ordem		Valor P		0,201	
	Teste de Hansen		Prob>chi2		0,146	
	Teste de Sargan		Prob>chi2		0,387	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 3 - Resultados da estimação para  $\ln P_1$ , Brasil, 2004-2009.

	MQO		WITHIN GROUPS		GMM- Sistema	
	Coefficientes	Valor P	Coefficientes	Valor P	Coefficientes	Valor P
$\ln P_{1,it-1}$	0,1179 (0,0882)	0,184	0,7222 (0,1840)	0,000	0,2575 (0,1105)	0,028



$\ln Rm_{i,t}$	-0,0798 (0,0258)	0,002	-0,2342 (0,0571)	0,000	-0,1305 (0,0384)	0,002
$\ln G_{i,t}$	0,4142 (0,2594)	0,123	0,7036 (0,2338)	0,000	0,4161 (0,1987)	0,047
$\ln BF_{i,t}$	-0,0104 (0,0058)	0,076	-0,0558 (0,0327)	0,091	-0,0116 (0,0154)	0,136
Const.	0,3737 (0,1746)	0,034	0,5284 (0,4186)	0,210	0,2396 (0,2745)	0,391
	F(4,125)=10,05 Prob>F=0,0000 R <sup>2</sup> =0,2463 Num. de obs.:130		F(25,100)=3,05 Prob>F=0,0000 Num de obs.:130 Num de grupos: 26		F(3,25)=5,62 Prob>F=0,0020 Num de obs.:130 Num de grupos: 26	
	H <sub>0</sub> :Ausência de autocorrelação nos resíduos de primeira ordem		Valor P		0.031	
	H <sub>0</sub> :Ausência de autocorrelação nos resíduos de segunda ordem		Valor P		0.213	
	Teste de Hansen		Prob>chi2		0.554	
	Teste de Sargan		Prob>chi2		0.649	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 4 - Resultados da estimação para  $\ln P_2$ , Brasil, 2004-2009.

	MQO		WITHIN GROUPS		GMM- Sistema	
	Coefficientes	Valor P	Coefficientes	Valor P	Coefficientes	Valor P
$\ln P_{2,it-1}$	0,5668 (0,0574)	0,000	0,1014 (0,0767)	0,189	0,2186 (0,1512)	0,161
$\ln Rm_{i,t}$	-0,4643 (0,0854)	0,000	-1,6666 (0,2132)	0,000	-0,8972 (0,2647)	0,002
$\ln G_{i,t}$	1,4427 (0,3383)	0,000	2,8465 (0,4463)	0,000	2,5252 (0,5836)	0,000
$\ln BF_{i,t}$	-0,0199 (0,0143)	0,167	-0,0204 (0,0697)	0,770	-0,0249 (0,0233)	0,296
Const.	2,1637 (0,5399)	0,000	8,7236 (0,9536)	0,000	4,5045 (1,7538)	0,017
	F(4,125)=261,53 Prob>F=0,0000 R <sup>2</sup> =0,8933 Num. de obs.:130		F(25,100)= 7,29 Prob>F=0,0000 Num de obs.:130 Num de grupos: 26		F(3,25)= 49.12 Prob>F=0,0000 Num de obs.:130 Num de grupos: 26	
	H <sub>0</sub> :Ausência de autocorrelação nos resíduos de primeira ordem		Valor P		0.033	
	H <sub>0</sub> :Ausência de autocorrelação nos		Valor P		0.153	



resíduos de segunda ordem		
Teste de Hansen	Prob>chi2	0.825
Teste de Sargan	Prob>chi2	0.783

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 ( $P_0$ ), o hiato médio da pobreza ( $P_1$ ) e o hiato médio quadrático da pobreza ( $P_2$ ) para o Brasil são apresentados nas Tabelas 2, 3 e 4, respectivamente. Para a análise empírica a qual esse estudo se propõe, os resultados que devem ser considerados referem-se aos obtidos pelo GMM-sistema. Entretanto, vale ressaltar que o coeficiente de  $BF_{i,t}$ , estimados por esses diferentes métodos, foram estatisticamente insignificantes ao nível de significância de 5% em todos os casos analisados.

A hipótese de persistência da pobreza parece se confirmar ao se verificar a significância estatística da variável  $\ln(P_{k,t-1})$  para  $k=0,1$ . Sobre esse aspecto, verifica-se que a persistência é intensa para proporção de pobres –  $P_0$  (0,7221) e menor para  $P_1$ <sup>6</sup> (0,2575). Esses resultados indicam que a pobreza<sup>7</sup> é persistente embora não explosiva nos estados brasileiros.

Os gastos com a bolsa família não apresentaram, em nenhum dos modelos analisados, impacto estatisticamente significativo sobre a pobreza, tanto para  $P_0$  quanto para  $P_1$  e  $P_2$ . Esses resultados corroboram os obtidos por Campelo (2007), Schwartzman (2006), Marinho e Araújo (2010) e Marinho, Linhares e Campelo (2011), 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.

Dentre as outras determinantes consideradas que afeta a pobreza, a renda média familiar *per capita* e o Índice de Gini contribuíram significativamente para a sua redução. Em relação às elasticidades estimadas para o efeito da renda média familiar *per capita* na redução da pobreza foram, respectivamente, de -0,3348 para  $P_0$ , -0,1305 para  $P_1$  e -0,8972 para  $P_2$ . Além de apresentarem sinais de acordo com a literatura, um aumento de 10% da

<sup>6</sup> Para  $P_2$ , o coeficiente mostrou-se estatisticamente insignificativo.

<sup>7</sup> Medida por  $P_0$  e  $P_1$



renda média familiar *per capita* reduz a proporção de pobres no Brasil em 3,34%, por exemplo.

No caso das elasticidades estimadas para o efeito da medida de desigualdade de renda na redução da pobreza estes foram, respectivamente, de 1,0533 para  $P_0$ , 0,4161 para  $P_1$  e 2,5252 para  $P_2$ . Ou seja, uma redução de 10% na desigualdade ocasiona reduções de 10,53% na proporção de pobres do Brasil.

Outro resultado relevante é que, tanto no efeito renda quanto no efeito desigualdade, seus impactos são maiores em relação ao hiato quadrático médio da pobreza ( $P_2$ ) do que na proporção de pobres ( $P_0$ ). Isso ocorre devido ao fato de que o primeiro indicador de pobreza é bem mais sensível às variações da renda e da desigualdade de renda do que os demais<sup>8</sup>.

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), Barreto, França e Oliveira (2008), Marinho e Araújo (2010) e Marinho, Linhares e Campelo (2011).

## 5 CONCLUSÕES

O objetivo deste artigo foi quantificar o impacto do Programa Bolsa Família (PBF) na pobreza do Brasil, no período de 2004 a 2009, 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

---

<sup>8</sup> Mais detalhes ver Ravallion (1997), Bourguignon (2002), Marinho e Araújo (2010) e Araújo, Tabosa e Khan (2012).

sobre a pobreza, tanto para proporção de pobres ( $P_0$ ) quanto com o hiato médio e hiato quadrático médio da pobreza.

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; são ineficazes em função de grande parte dos recursos não serem destinados aos verdadeiramente pobres ou porque geram o fenômeno da armadilha da pobreza (MARINHO, LINHARES e CAMPELO, 2011); 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) e Rocha (2011b), 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 quanto com o hiato médio e hiato quadrático médio da pobreza.

Ainda nesse sentido, a redução da desigualdade tem mais impacto na queda nos dois níveis de pobreza 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.

## REFERÊNCIAS

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 error components 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

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.

CARVALHO JR, P.H.B. de. *Análise do gasto da união em ações assistenciais ou focalizado na população pobre e em benefícios previdenciários de fortes impactos sociais: 1995-2004*. **Texto para Discussão 1236**. Brasília: IPEA. Dezembro, 2006. 39p.

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

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](http://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).

KAKWANI, N.. *"Poverty and Economic Growth with Application to Cote d'Ivoire," Review of Income and Wealth, Vol. 39, 121-139. 1993.*

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.

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

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)

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.

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.(a). **Linhas de pobreza 1985-2009**. 2011. Disponível em: <[http://www.iets.org.br/article.php3?id\\_article=915](http://www.iets.org.br/article.php3?id_article=915)>. Acesso em: 15 fev. 2012.

\_\_\_\_\_.(b). O Programa Bolsa Família: evolução e efeitos sobre a pobreza. **Economia e Sociedade**. V.20, n1, 2011, p.113-139.

\_\_\_\_\_. **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.