

Pobreza e o Sistema de Seguridade Social Rural no Brasil*

Emerson Marinho[†], Jair Araujo[‡]

Conteúdo: 1. Introdução; 2. A Base de Dados e os Determinantes da Pobreza; 3. Modelo Econométrico; 4. Resultados do Modelo Econométrico; 5. Considerações Finais.

Palavras-chave: Pobreza, Seguridade Social, MMG-Sistema.

Códigos JEL: C23, H55, I32.

A partir de dados em painel para as regiões rurais dos estados brasileiros no período 1995-2005, analisa-se o impacto das aposentadorias da seguridade social na pobreza. Essa análise é realizada controlando-se por outros determinantes da pobreza como o produto agropecuário *per capita*, a concentração de renda rural medida pelo coeficiente de GINI, os anos médios de estudo e o número de pessoas desocupadas com mais de dez anos de idade. Neste sentido, especifica-se um modelo econométrico dinâmico que é estimado pelo Método dos Momentos Generalizado-sistema (MMG-sistema) desenvolvido por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998). Os resultados do modelo permitem concluir que os benefícios da aposentadoria *per capita* não impactaram a pobreza rural no Brasil. Os fatores que contribuíram para a diminuição da pobreza rural foram os anos médios de estudo e o produto agropecuário *per capita* com a predominância do primeiro. Por sua vez, o número de pessoas desocupadas influenciou de maneira positiva a pobreza enquanto a concentração de renda rural não a afetou em nenhuma direção.

This work aims at measuring the impact of the monetary benefits from social security retirement on poverty using panel data for the rural regions of the Brazilian states in the 1995-2005 period. The analysis is performed by controlling for other poverty determinants, such as the per capita agricultural product, income distribution, measured by the GINI index, the average of school years and the number of unemployed people over 10 years of age.

*Artigo originado de pesquisas do INCT – Educação, Desenvolvimento Econômico e Inclusão social coordenado pelo CAEN/UFC, EPGE/FGV e EAESP/FGV.

[†]Professor do Curso de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC). E-mail: emarinho@ufc.br

[‡]Doutor em Economia pelo Curso de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC). E-mail: jaraujoce@yahoo.com.br



The method of analysis relies on a dynamic econometric model which is estimated by the Generalized Method of Moments system, developed by Arellano e Bond (1991) and Blundell e Bond (1998). The results suggest that the retirement benefits have no direct impact on rural poverty in Brazil, whereas the average of school years and the per capita agricultural product are relevant factors for reducing rural poverty. On the other hand, the number of unemployed people has a positive effect on the increase of poverty, while the effect of income concentration is statistically insignificant.

1. INTRODUÇÃO

O objetivo principal deste artigo é verificar se os benefícios pagos pela previdência social rural no Brasil contribuem para a redução da pobreza nesta região e se apresentam algum efeito significativo na sua dinâmica.

Afinal, a existência de uma política de transferência de renda tal como os dos benefícios distribuídos por um sistema de previdência, tem como finalidade prover a um indivíduo um nível de renda que lhe permita superar um estado de pobreza.

Conforme Tafner (2006), no debate público com respeito à seguridade social no Brasil, tem-se duas correntes contraditórias: os que defendem o sistema vigente, afirmando que seus efeitos sociais são importantes e ajudam a reduzir a pobreza e aqueles que, embora reconheçam os efeitos positivos ocorridos no combate à pobreza, consideram que esses efeitos hoje são inexistentes e indicam que os custos e as falhas das ações governamentais tendem mesmo a comprometer a existência futura do sistema. O dissenso é a marca do debate.

Hoffmann (2006), por exemplo, verificou que as aposentadorias e pensões pagas pelo governo federal no Brasil constituem um “freio” para a redução da pobreza, pois no período 1998-2005 os efeitos das aposentadorias contribuíram para aumentar a desigualdade no período.

Por outro lado, Schwarzer (2000) discorda dessa visão ao analisar os impactos socioeconômicos do sistema de aposentadoria rural. Embora seu estudo considere apenas o estado do Pará, usando dados primários de entrevistas na zona rural, ele verificou que o programa de benefícios previdenciários rurais possui uma precisão de focalização em indivíduos muito pobres, a qual dificilmente é igualada em casos de outros programas sociais em qualquer parte do mundo de porte comparável à previdência rural. O referido autor afirma que o programa de aposentaria rural brasileiro é eficiente no combate à pobreza, como talvez poucos outros consigam ser no mundo.

Augusto e Ribeiro (2006) analisando os efeitos das aposentadorias rurais, no cenário socioeconômico dos domicílios e do comércio no município de Medina, nordeste de Minas Gerais, afirmam que o benefício rural contribuiu para os indivíduos conseguirem crédito e confiabilidade junto às instituições financeiras e de comércio, facilitando a aquisição de bens e serviços. Isso também facilitou evidentemente o financiamento de pequenos negócios fazendo com que esses indivíduos saíssem da pobreza.

Nesta perspectiva, este trabalho procura analisar os impactos do programa de aposentadorias rurais no combate à pobreza do Brasil tendo em vista a controvérsia existente.

A dificuldade se resume exatamente em como estimar adequadamente o impacto desse programa sobre a pobreza. A princípio poder-se-ia regressar uma medida de pobreza contra o valor das aposentadorias pagas controlando por outros determinantes. O coeficiente estimado dessa primeira variável explicativa mediria justamente esse impacto. No entanto, na hipótese da pobreza apresentar uma dinâmica de persistência ao longo do tempo (realizações presentes da variável dependente é influenciada pelo seu passado), se esse fato não é levado em consideração comete-se um erro de especificação do modelo.

Mesmo que se considere o fenômeno da persistência no modelo, os métodos tradicionais de estimação tais como MQO (Mínimos Quadrados Ordinário) e MQO2 (Mínimos Quadrados Ordinário em dois Estágios) apresentam problemas de eficiência nos parâmetros estimados.

Para contornar os dois problemas acima levantados utiliza-se nesse artigo um modelo econométrico dinâmico para dados em painel, desenvolvido por Arellano e Bond (1991), Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998). Nesse painel, as unidades são as regiões rurais dos estados brasileiros e o período de tempo compreende os anos de 1995 a 2005.

Nos modelos a serem estimados as variáveis utilizadas como dependentes serão os índices de pobreza da classe proposta por Foster, Greer e Thorbecke: a proporção de pobres, o hiato médio de pobreza que mede a intensidade da pobreza e o hiato médio quadrático de pobreza que mede sua severidade. As variáveis explicativas serão: índice de pobreza defasado de um período; o produto interno bruto agropecuário *per capita*; o valor das aposentadorias rurais *per capita*; os anos médios de estudo; a concentração de renda medida pelo o índice de Gini e o número de pessoas desocupadas maiores de 10 anos de idade. Essas variáveis foram construídas a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNADs disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE e da base de dados do IPEADATA, no período de 1995 a 2005.

Para o cálculo dos indicadores de pobreza, adotou-se a linha de pobreza definida pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA que considera o custo de uma cesta básica alimentar que contemple as necessidades de consumo calórico mínimo de um indivíduo.

Os resultados dos modelos estimados sugerem que a aposentadoria rural *per capita* não apresentou impacto significativo na redução da pobreza. Outra característica obtida é uma intensa persistência na sua dinâmica embora não seja explosiva.

Em relação aos outros determinantes, o crescimento do produto agropecuário *per capita* e o aumento dos anos médios de estudo têm contribuído para a sua diminuição qualquer que seja a medida de pobreza utilizada. Ressalte-se que o impacto dos anos médios de estudo na redução da pobreza é maior do que o obtido via crescimento do PIB agropecuário *per capita*. Observou-se que para cada aumento de 1% nos anos médios de estudo a pobreza decresce aproximadamente em 0,16%, enquanto para cada aumento de 1% do PIB agropecuário *per capita* há um decréscimo de apenas 0,08% quaisquer que sejam índices de pobreza utilizados.

Por outro lado, o número de pessoas desocupadas com mais de 10 anos de idade influenciou de forma positiva a pobreza na região rural durante o período analisado. Para cada aumento de 1% dessa variável ocorre um aumento em média de 0,02% dos índices de pobreza P_0 , P_1 e P_2 . Por sua vez, contrariamente ao que se esperava, a concentração de renda rural medida pelo coeficiente de Gini não apresentou nenhuma influência para a sua redução no meio rural.

No que se segue, além dessa Introdução, esse artigo apresenta mais quatro seções: a segunda faz uma apresentação da base de dados e analisa as relações das variáveis explicativas com a pobreza; a terceira apresenta a especificação do modelo econométrico e como é feita a sua estimação; na quarta os resultados do modelo são analisados. Na última seção são apresentadas as considerações finais.

2. A BASE DE DADOS E OS DETERMINANTES DA POBREZA

Os dados usados neste trabalho foram construídos a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE, no período de 1995 a 2005.¹

Foram selecionados os indivíduos residentes na zona rural dos estados brasileiros, considerando as regiões Nordeste, Centro-Oeste, Sul e Sudeste. Os estados da região Norte foram excluídos da amostra

¹A PNAD não foi realizada no ano 2000. Para preencher essa lacuna, resolveu-se tirar as médias aritméticas das variáveis dos anos de 1999 e 2001.



porque os dados referentes à sua população rural não se encontram, para alguns anos, disponíveis na PNAD.

Para cada indivíduo foram coletadas informações sobre suas características, como idade, escolaridade, região de residência e gênero, condição de ocupação no ano (para pessoas de 10 anos ou mais) e o valor de rendimentos de aposentadoria, rendimento mensal familiar exclusive agregado, número de componentes da família exclusive agregados e condição na família. A partir dessa coleta constroem-se as variáveis dependente e explicativas do modelo econométrico a ser especificado na Seção 3. Esse modelo especifica uma relação entre a pobreza e as seguintes variáveis explicativas.

2.1. Variáveis explicativas do modelo

A variável educação corresponde à média de anos de estudo dos residentes na zona rural dos diferentes estados do Brasil. De acordo com literatura nacional e internacional a educação é um dos fatores que contribui para a redução da pobreza. Com efeito, Barros et alii (1000), dando sequência ao trabalho de Langoni (1973), enfatizou que um dos principais problemas sociais no Brasil decorre do baixo nível e da má distribuição da educação na população brasileira.

Por sua vez, Birdsall (1998) afirma que a educação, mensurada pelos anos de estudo, é da mesma forma que a terra e outras formas de riquezas, um ativo. Nos mercados globais atuais, ela é um ativo escasso e pode, portanto, gerar renda para os seus proprietários. Todavia, a acumulação de capital humano na América Latina tem sido não apenas fraca, mas desigual. A fraca acumulação reflete em parte a pobreza desta região.

Rocha (2006), utilizando dados da PNAD de 1999 verificou que os indicadores de educação para o Brasil fornecem evidências da correlação entre baixo nível educacional e pobreza. Em assim sendo, espera-se que quanto maiores os anos médio de estudo menor deve ser a pobreza.

Para a variável número de pessoas desocupadas, foram considerados os indivíduos sem trabalho com mais de 10 anos de idade. Em geral, os trabalhos nesta área apontam uma correlação positiva entre números de pessoas desocupadas e pobreza. Por exemplo, Machado e Melo (2006) verificaram que entre 1999 e 2001 no Brasil, a retomada na criação de postos de trabalho nas metrópoles brasileiras interrompeu o processo de empobrecimento iniciado em 1997.

Segundo Barbosa (2004), analisando os dados do Censo brasileiro de 2000, um pobre tem 3,7 mais chances de se encontrar desempregado que um não-pobre. Outro trabalho que relaciona o número de pessoas desempregadas e/ou desocupadas à pobreza é o de Machado et alii (2003). Esses autores verificaram que as sucessivas crises econômicas enfrentadas pelo país na década de 1990, desencadeando fenômenos de desemprego e da precarização das relações de trabalho contribuíram para ampliar o nível de pobreza e desigualdade social no estado de Minas Gerais.

Uma evidência internacional dessa correlação é o artigo de Formby et alii (2001) que mostram que a variação da taxa de desemprego masculina nos Estados Unidos tem efeito significativo na pobreza. Portanto, a relação entre número de pessoas desocupadas e a pobreza deve ser positiva.

Na análise empírica utiliza-se também o valor do produto interno bruto do setor agropecuário *per capita* dos estados, coletado do Instituto de Pesquisa de Economia Aplicada – IPEA tendo como base o ano de 2005. Quanto maior a riqueza de uma região medida pelo PIB, *ceteris paribus*, menor deveria ser a pobreza. Neste sentido, a correlação entre PIB *per capita* rural e a pobreza deve ser negativa.

O valor total dos rendimentos de aposentadoria rural foi determinado por meio do seguinte procedimento: selecionou-se os indivíduos homens aposentados residentes na zona rural (com 60 anos de idade ou mais) e mulheres (com 55 anos de idade ou mais) com rendimento de aposentadoria no valor de um salário mínimo. Este contingente é uma *proxy* para o número de segurados especial que reside na zona rural. Isto porque ao completarem 55 e 60 anos, respectivamente, mulheres e homens na zona rural têm direito a requerer a aposentadoria por idade igual a um salário mínimo mediante comprovação de atividade rural. Portanto, a soma dos benefícios de todos esses indivíduos reproduz aproximadamente o valor total dos rendimentos de aposentadoria rural. Após esse procedimento, dividiu-se o valor dos

rendimentos das aposentadorias rurais pela população rural de cada estado, ou seja, encontram-se os rendimentos das aposentadorias *per capita*. O objetivo central desse artigo é justamente avaliar se essa variável apresenta algum efeito significativo na redução da pobreza.

O grau de desigualdade de renda familiar *per capita* rural foi medido através do índice de concentração de Gini para as regiões rurais dos estados brasileiros. Como evidência para o Brasil, Barros e Mendonça (1997) e Barros et alii (2007), ressaltaram que para haver redução de pobreza tem que ocorrer crescimento econômico ou o decréscimo do grau de desigualdade.

Na mesma linha, Neder e Silva (2004) utilizando dados da PNAD entre 1995 e 2001, comprovaram que a distribuição de renda desigual é um entrave ao alívio da pobreza. Esses autores também comprovaram que a distribuição de renda desigual é um entrave ao alívio da pobreza.

Conforme Berni (2007), a redução na concentração de renda brasileira não é somente benéfica por si só, mas também pelo aumento da renda das pessoas mais pobres. Para o país, a renda domiciliar *per capita* dos 10% mais pobres se elevou em 29,01%, enquanto a renda domiciliar nacional recuou 1,74% em termos reais. Quando se analisa, a nível nacional, a razão entre a renda dos 10% mais ricos sobre os 40% mais pobres, pode-se observar que esta razão declina de 23,96 no ano de 1995 para 19,53 no ano de 2005.

Vale destacar que todas as variáveis monetárias foram atualizadas para valores reais de 2005 utilizando o Índice Nacional de Preços ao Consumidor – INPC tendo como base o ano de 2005.

2.2. Variável dependente do modelo

Os indicadores de pobreza absoluta utilizados como variável dependente no modelo são os pertencentes à classe proposta por Foster, Greer e Thorbecke: a proporção de pobres P_0 , o hiato médio da pobreza P_1 que mede a sua intensidade e o hiato médio quadrático da pobreza P_2 – que mede sua severidade. Para a construção desses indicadores a linha de pobreza adotada foi a do IPEA, para os diversos estados brasileiros. Ela corresponde ao dobro da linha de indigência e é definida como o valor financeiro necessário para um indivíduo adquirir uma cesta de consumo calórico mínimo. O cálculo desta cesta incorpora as particularidades de cada localidade e varia de estado para estado.

Para o cálculo destes índices é necessário dividir o total de rendimentos da família pelo número de indivíduos pertencentes a esta, o que determina o conceito de renda familiar *per capita*. Portanto, os indivíduos serão considerados pobres se sua renda *per capita* está abaixo da linha de pobreza.

Assim, os índices de pobreza P_0 , P_1 e P_2 são definidos, respectivamente, como $P_0 = \frac{q}{n}$, $P_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{z - y_i}{z} \right)$ e $P_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^2$ onde, n é o total de indivíduos, q é o número de pessoas com renda *per capita* familiar y_i abaixo da linha de pobreza z .

Para a construção desses indicadores utilizou-se a metodologia do IPEA para o cálculo da linha de pobreza para os diversos estados brasileiros. Ela corresponde ao dobro da linha de indigência e é definida como o valor financeiro necessário para um indivíduo adquirir uma cesta de consumo calórico mínimo. O cálculo desta cesta incorpora as particularidades de cada localidade e varia de estado para estado. Essa linha de pobreza é construída a partir das informações regionalizadas das cestas de consumo e dos preços médios por grupos de alimentos. Essas informações são extraídas da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF), realizada em 1987, multiplicadas pelo fator de correção do consumo calórico familiar estabelecido pela Cepal (Centro de Pesquisa da América Latina) e ajustada para a estrutura de preços relativos de cada ano. O índice para atualizar essa linha de pobreza é o INPC. As linhas de pobreza utilizadas nesse estudo para cada estado com base no ano de 2005 estão discriminadas na Tabela 1.

3. MODELO ECONOMÉTRICO

Para avaliar o impacto dos benefícios da aposentadoria *per capita* na pobreza rural, controlando por outros determinantes, como o produto interno bruto agropecuário *per capita*, concentração de renda,



Tabela 1: Valor da linha de pobreza para os estados brasileiros em 2005

Região Nordeste		Região C.Oeste		Região Sudeste		Região Sul	
Estados	Linha (R\$)	Estados	Linha (R\$)	Estados	Linha (R\$)	Estados	Linha (R\$)
AL	160,66	DF	160,66	ES	127,06	PR	163,81
BA	164,86	GO	136,51	MG	131,26	RS	176,41
CE	154,36	MT	134,41	RJ	177,46	SC	160,66
MA	160,66	MS	135,46	SP	174,34		
PB	161,71						
PE	174,31						
PI	159,61						
RN	161,71						
SE	163,81						

Fonte: Laboratório de Estudos da Pobreza – LEP/CAEN/UFC.

número de pessoas desocupadas e anos médios de escolaridade, especifica-se o seguinte modelo dinâmico para dados em painel:

$$\ln[P_{k,it}] = \beta_0 + \beta_1 \ln[P_{k,it-1}] + \beta_2 \ln[PIB_{it}] + \beta_3 \ln[Apos_{it}] + \beta_4 \ln[Gini_{it}] + \beta_5 \ln[Ame_{it}] + \beta_6 \ln[Pesdes_{it}] + v_t + u_{it} \quad (1)$$

onde $P_{k,it}$ representa o k -ésimo índice de pobreza, $k = 0,1,2$, PIB_{it} é o produto interno bruto agropecuário *per capita*, $Gini_{it}$ é o índice de Gini, $Apos_{it}$ são os valores *per capita* dos benefícios recebidos pelos aposentados, Ame_{it} são os anos médios de estudo dos indivíduos e $Pesdes_{it}$ é o número de pessoas desocupadas com mais de 10 anos respectivamente, v_t os efeitos fixos não observáveis dos indivíduos e u_{it} o erro idiossincrático. Os subscritos i e t se referem, respectivamente, a região rural do i -ésimo estado no ano t . Todas as variáveis estão em logaritmo natural.

A especificação econométrica do modelo dinâmico (1) é baseada na suposição de que o quadro da pobreza corrente tende a se perpetuar e/ou influenciar o desempenho da pobreza no futuro. Isso explica a presença da variável dependente $P_{k,it}$ defasada de um período do lado direito como variável explicativa em (1). A evidência de persistência da pobreza no Brasil pode ser encontrada em Ribas et alii (2006).

As hipóteses adotadas no modelo (1) são que $E[v_i] = E[u_{it}] = E[v_i u_{it}] = 0$ para $i = 1,2,\dots,N$ e $t = 1,2,\dots,T$. Além do mais, supõe-se que o erro não seja correlacionado temporalmente, ou seja, $E[u_{it} u_{is}] = 0$ para $i = 1,2,\dots,N$ e $\forall t \neq s$. Adicionalmente, impõe-se a condição inicial de que $E[P_{k,it} u_{it}] = 0$ para $i = 1,2,\dots,N$ e $t = 1,2,\dots,T$ (Ahn e Schimdt, 1995).

Observa-se que a presença da variável $\ln[P_{it-1}]$ como variável explicativa no modelo (1) resulta, em geral, num problema de endogeneidade com o termo de efeitos fixos, o que provoca um viés no painel dinâmico. Assim sendo, a estimação do modelo (1) por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) produz estimadores inconsistentes dos parâmetros, além de superestimar o coeficiente de $\ln[P_{k,it-1}]$. O mesmo problema pode se reproduzir pra qualquer outra variável explicativa que seja endógena no modelo.

Uma maneira de se tentar superar esse problema seria eliminar a presença dos efeitos fixos no modelo (1). Assim, uma primeira tentativa seria estimar o modelo (1) através de MQO com variáveis

dummies para cada região rural dos estados ou através do método *WITHIN GROUPS* que gera as mesmas estimativas do método anterior, mas 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. De qualquer maneira, pode-se mostrar que o viés no painel dinâmico ainda continua a existir.

Portanto, uma estimativa adequada do parâmetro de $\ln[P_{k,it-1}]$ deve estar compreendida entre os limites dos estimadores obtidos por MQO e *WITHIN GROUPS*. Nesse sentido, faz-se necessário alguma transformação no modelo (1) que expurgue os efeitos fixos, eliminando definitivamente o problema da endogeneidade. Uma forma seria a transformação em primeira diferença do modelo (1), que estimado pelo Método dos Momentos Generalizados (MMG) dá origem ao Método dos Momentos Generalizados – diferença (MMG-diferença). Nesse caso, o modelo (1) se transforma em:

$$\begin{aligned} \Delta \ln[P_{k,it}] &= \beta_1 \Delta \ln[P_{k,it-1}] + \beta_2 \Delta \ln[PIB_{it}] + \beta_3 \Delta \ln[Apos_{it}] + \beta_4 \Delta \ln[Gini_{it}] \\ &+ \beta_5 \Delta \ln[Ame_{it}] + \beta_6 \Delta \ln[Pesdes_{it}] + \Delta u_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

onde, $\Delta \ln[y_{it}] = \ln[y_{it}] - \ln[y_{it-1}]$, para qualquer variável y_{it} .

Pela construção de (2), $\Delta \ln[P_{k,it-1}]$ e Δu_{it} são correlacionados e, portanto, estimadores de MQO para seus coeficientes serão enviesados e inconsistentes. Nesse caso, é necessário empregar variáveis instrumentais para $\Delta \ln[P_{k,it-1}]$. O conjunto de hipóteses adotadas no modelo (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. Baseados nesses 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).

Com relação às outras variáveis explicativas, têm-se três possíveis situações. A variável pode ser classificada como

- (i) estritamente exógena, se não é correlacionada com os termos de erro passados, presente e futuros;
- (ii) fracamente exógena, se é correlacionada apenas com valores passados do termo de erro; e
- (iii) endógena, se é correlacionada com os termos de erro passados, presente e futuros.

No segundo caso, os valores da variável defasados 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 (2).

No entanto, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) argumentam que esses instrumentos são fracos quando as variáveis dependentes e explicativas apresentam forte persistência e/ou a variância relativa dos efeitos fixos aumenta. Isso produz um estimador não consistente e enviesado para painéis com T pequeno.

Como forma de contornar esse problema, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) sugerem 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-sistema (MMG-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 MMG-sistema depende da suposição de ausência de correlação serial no termo de erro e da validade dos instrumentos adicionais. Em assim sendo, inicialmente testa-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, realiza-se o teste de Hansen para verificar a validade dos instrumentos utilizados e o teste de Sargan para verificar a validade dos instrumentos adicionais exigidos pelo método MMG-sistema.

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

4. RESULTADOS DO MODELO ECONOMETRICO

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

Os resultados estimados do modelo (1) por MQO, WITHIN GROUPS e MMG-sistema para os índices de pobreza P_0 , P_1 e P_2 se encontram dispostos, respectivamente, nas Tabelas 2, 3 e 4. Para efeitos de análise dos resultados considera-se apenas os obtidos pelo MMG-sistema. A introdução dos resultados por MQO e WITHIN GROUPS se dá unicamente para mostrar que o valor estimado da variável dependente defasada se encontra, respectivamente, entre os valores estimados obtidos por MQO e WITHIN GROUPS. Isso mostra que o viés de estimação deixa de existir.

Nos modelos estimados por MMG-sistema foram usadas como variáveis endógenas a variável dependente defasada de um período $\ln[P_{k,it-1}]$, o PIB agropecuário *per capita* e o valor das aposentadorias rurais *per capita*. As demais variáveis explicativas foram consideradas estritamente exógenas.

Observe na coluna [a] de todas as tabelas que os valores dos coeficientes estimados da variável $\ln[P_{k,it-1}]$ para $k = 0,1,2$ por MQO são de fato maiores do que os valores estimados na coluna [b] para essa mesma variável por WITHIN GROUPS. Assim, se os instrumentos utilizados forem adequados, os valores dos coeficientes dessa variável estimados por MMG-sistema devem ficar situados entre os limites dos coeficientes estimados pelos dois métodos anteriores. Os valores obtidos por MMG-sistema para o coeficiente dessa variável na coluna [c] em todas as tabelas mostram que essa característica é satisfeita.

Isso indica que o viés causado pela presença de variáveis endógenas no lado direito da regressão e efeitos fixos não observáveis foram corrigidos pelo MMG-sistema.

A hipótese de persistência da pobreza rural parece se confirmar quando se verifica a significância estatística da variável $\ln[P_{k,it-1}]$, qualquer que sejam os índices P_0, P_1 e P_2 . Além do mais, verifica-se que esta persistência é relativamente intensa, pois os coeficientes estimados (0,7002 para P_0 , 0,6692 para P_1 e 0,6415 para P_2) são de magnitudes elevadas. Esses resultados se encontram dispostos na coluna [c] de todas as tabelas. Isso indica que a pobreza rural é razoavelmente persistente embora não explosiva.

Os benefícios de aposentadoria rural *per capita* não apresentaram nenhum impacto estatisticamente significativo sobre a pobreza. Com efeito, os coeficientes estimados dessa variável na coluna [c], em todas as tabelas, não foram significativos para os níveis usuais de significância independente da maneira como se mensura a pobreza. Isto posto, esse resultado vai de encontro aos daqueles que argumentam que a seguridade rural resolve o problema da pobreza rural no Brasil.

Dentre os outros determinantes considerados que afetam a pobreza, o PIB agropecuário *per capita* e os anos médios de estudo contribuíram significativamente para a sua redução. As elasticidades estimadas para o efeito do PIB *per capita* na redução da pobreza foram, respectivamente, de 0,0894% para P_0 , de 0,0864% para P_1 e de 0,0834% para P_2 (valores na coluna [c] das Tabelas 2, 3 e 4).

Na mesma direção, os anos médios de estudo (Ame_{it}) também contribuíram para a queda da pobreza, porém com muito maior intensidade. De fato suas elasticidades foram, respectivamente, de 0,1681% para P_0 , de 0,1652% para P_1 e de 0,1613 para P_2 . Neste sentido, políticas públicas direciona-

Tabela 2: Resultados dos modelos de regressão para $\ln P_0$

	MQO		WITHIN GROUPS		MMG – Sistema	
	[a]		[b]		[c]	
	Coefficientes	Valor- <i>p</i>	Coefficientes	Valor- <i>p</i>	Coefficientes	Valor- <i>p</i>
$P_{0,it-1}$	0,8694 (-0,0364)	0,00	0,6109 (-0,0605)	0,00	0,7002 (-0,108)	0,00
PIB_{it}	-0,0216 (-0,0118)	0,06	-0,0006 (-0,039)	0,98	-0,0894 (-0,0414)	0,04
$Apos_{it}$	-0,0208 (-0,0124)	0,09	-0,0039 (-0,0274)	0,886	-0,0578 (-0,0595)	0,34
$Gini_{it}$	0,1344 (-0,0542)	0,01	0,1343 (-0,0762)	0,08	0,0106 (-0,1188)	0,93
Ame_{it}	-0,1894 (-0,0448)	0,00	-0,213 (-0,0791)	0,00	-0,1681 (-0,0896)	0,07
$Pesdes_{it}$	0,0107 (-0,0052)	0,04	0,0279 (-0,0131)	0,03	0,0245 (-0,0139)	0,09
<i>Const.</i>	0,2365 (-0,1037)	0,02	-0,1403 (-0,4801)	0,770	0,795 (-0,3588)	0,03
	F(6,193)=683,67 Prob>F=0,0000 R ² =0,95		F(6,174)= 43,87 Prob>F=0,0000		F(5,19)= 128,11 Prob>F=0,0000	
	Nº de obs.: 200		Nº de obs.: 200 Nº de grupos: 20		Nº de obs.: 200 Nº de grupos: 20 Nº de instrum.: 10	
H_0 : Ausência de autocorrelação nos resíduos de primeira ordem			Valor- <i>p</i>	0,008		
H_0 : Ausência de autocorrelação nos resíduos de segunda ordem			Valor- <i>p</i>	0,527		
Teste de Hansen			Prob>chi2	0,354		
Teste de Sargan			Prob>chi2	0,576		

Obs.:

(i) Os valores entre parênteses são os desvios padrões corrigidos pelo método de Windmeijer (2005); $k = 0, 1, 2$.(ii) Os valores para o teste de Hansen são os valores-*p* para a hipótese nula de que os instrumentos são válidos.(iii) Os valores para o teste de Sargan são os valores *p* para a validade dos instrumentos adicionais requeridos pelo método MMG – sistema.(iv) Utilizaram-se como instrumentos no MMG – sistema as variáveis explicativas, $\ln P_{0,it-1}$, $\ln PIB_{it}$ e $\ln Apos_{it}$ defasadas de um período.

Fonte: Resultados obtidos pelo autor.



das para o aumento da educação apresentam maiores impactos na redução da pobreza do que aumento do PIB agropecuário *per capita*. Isso talvez possa ser explicado pelo fato dos pobres não se apropriarem da maior parte do crescimento econômico em função da alta concentração de renda.

O número de pessoas desocupadas acima de dez anos também apresentou correlação negativa e significativa para todos os índices que medem a pobreza. As elasticidades de impacto sobre ela foram, respectivamente, de 0,0245% para P_0 , de 0,0232% para P_1 e de 0,0221 para P_2 (coluna [c] nas Tabelas 2, 3 e 4). Era de se esperar que o aumento do número de pessoas desocupadas levasse evidentemente a um aumento da pobreza rural. Esse resultado, de certa forma, reforça a idéia de que as aposentadorias rurais podem desincentivar os indivíduos a procurar outros meios de obter renda tornando-os, assim, dependentes das mesmas.

Afinal, o comportamento dos trabalhadores no mercado de trabalho pode ser alterado pelo efeito do aumento de renda do não-trabalho dos membros de uma família. Ou seja, aumentos no valor da aposentadoria domiciliar podem influenciar o salário de reserva desses trabalhadores, fazendo com que esses se tornem mais seletivos com relação às propostas de emprego.

Adicionalmente, membros da família que recebem algum tipo de aposentadoria poderiam gerar certa dependência familiar dos filhos, netos, genros, irmãos e assim os efeitos esperados de redução da pobreza não são alcançados.

Augusto e Ribeiro (2006) verificaram que enquanto os aposentados da zona rural poderiam descansar e desfrutar da aposentadoria existe diversas pessoas na família (netos, filhos, entre outros) que encontram abrigo sob o benefício do idoso aposentado.

Isso seja talvez o motivo pelos quais esses benefícios não influenciem significativamente a queda dos índices de pobreza durante o período analisado.

Um resultado que a princípio não era esperado foi a não significância estatística da concentração de renda rural sobre a pobreza. Isso pode ser comprovado através dos altos valores- p dos coeficientes dessa variável em todas as tabelas.

Os testes de especificação realizados para verificar a robustez do modelo foram os de autocorrelação dos resíduos de primeira e segunda ordem sobre os resíduos em primeira diferença, Δu_{it} . Os demais foram os testes de Hansen e Sargan que testam, respectivamente, se os instrumentos utilizados e os instrumentos adicionais requerido pelo MMG-sistema são válidos. Para todas as regressões estimadas, os resultados obtidos nas Tabelas 2, 3 e 4 mostram que os resíduos só apresentam correlação de primeira ordem. Os resultados dos testes de Hansen e Sargan apontam que não se pode rejeitar a hipótese nula de que os instrumentos utilizados foram válidos.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo analisou a dinâmica da pobreza rural no Brasil empregando metodologia de dados em painel. Em primeiro lugar, os resultados mostraram que a aposentadoria rural *per capita* não apresentou impacto significativo na redução da pobreza, não corroborando assim a hipótese daqueles que afirmam que a seguridade social rural resolve a redução da pobreza. Outra característica obtida é uma intensa persistência da dinâmica da pobreza rural embora esta não seja explosiva.

Uma explicação possível para esses resultados seria o pequeno valor do benefício rural *per capita* insuficiente para retirar os indivíduos de uma família da pobreza. Uma outra possibilidade seria a criação de certa dependência familiar direta e indireta em torno daqueles que recebem a aposentadoria rural. De certa forma, o salário reserva dessas pessoas poderiam se elevar desincentivando a procura por trabalho formal.

Em relação aos outros determinantes, o crescimento do produto agropecuário *per capita* e o aumento dos anos médios de estudo contribuíram para diminuição da pobreza qualquer que seja a sua medida. Ressalte-se que o impacto dos anos médios de estudo na redução da pobreza é maior do que o obtido via crescimento do PIB agropecuário *per capita*. Observou-se que para cada aumento de 1% nos anos

Tabela 3: Resultados dos modelos de regressão para $\ln P_1$

	MQO		WITHIN GROUPS		MMG – Sistema	
	[a]		[b]		[c]	
	Coefficientes	Valor- <i>p</i>	Coefficientes	Valor- <i>p</i>	Coefficientes	Valor- <i>p</i>
$P_{1,it-1}$	0,8650 (0,0363)	0,00	0,5943 (0,0612)	0,00	0,6692 (0,11087)	0,00
PIB_{it}	-0,0203 (0,0105)	0,05	-0,0012 (0,0344)	0,97	-0,0864 (0,0380)	0,03
$Apos_{it}$	0,0179 (0,0109)	0,10	-0,0045 (0,0242)	0,85	-0,0565 (0,0527)	0,29
$Gini_{it}$	0,1140 (0,0479)	0,01	0,1151 (0,0672)	0,08	-0,0019 (0,1093)	0,98
Ame_{it}	-0,1716 (0,0399)	0,00	-0,1964 (0,0698)	0,00	-0,1652 (0,0806)	0,05
$Pesdes_{it}$	0,0097 (0,0046)	0,03	0,02435 (0,0116)	0,03	0,0232 (0,0124)	0,07
<i>Const.</i>	0,1311 (0,0831)	0,11	-0,3725 (0,4305)	0,38	0,5561 (0,2873)	0,06
	F(6,193)= 708,77 Prob>F=0,0000 R ² =0,95		F(19,174)= 42,88 Prob>F=0,0000		F(5,19)= 117,91 Prob>F=0,0000	
	Nº de obs.: 200		Nº de obs.: 200 Nº de grupos: 20		Nº de obs.: 200 Nº de grupos: 20 Nº de instrum.: 10	
H_0 : Ausência de autocorrelação nos resíduos de primeira ordem			Valor- <i>p</i>		0,007	
H_0 : Ausência de autocorrelação nos resíduos de segunda ordem			Valor- <i>p</i>		0,536	
Teste de Hansen			Prob>chi2		0,350	
Teste de Sargan			Prob>chi2		0,597	

Obs.:

(i) Os valores entre parênteses são os desvios padrões corrigidos pelo método de Windmeijer (2005); $k = 0, 1, 2$.(ii) Os valores para o teste de Hansen são os valores-*p* para a hipótese nula de que os instrumentos são válidos.(iii) Os valores para o teste de Sargan são os valores *p* para a validade dos instrumentos adicionais requeridos pelo método MMG – sistema.(iv) Utilizaram-se como instrumentos no MMG – sistema as variáveis explicativas, $\ln P_{0,it-1}$, $\ln PIB_{it}$ e $\ln Apos_{it}$ defasadas de um período.

Fonte: Resultados obtidos pelo autor.

Tabela 4: Resultados dos modelos de regressão para $\ln P_0$

	MQO		WITHIN GROUPS		MMG – Sistema	
	[a]		[b]		[c]	
	Coefficientes	Valor- <i>p</i>	Coefficientes	Valor- <i>p</i>	Coefficientes	Valor- <i>p</i>
$P_{2,it-1}$	0,8618 (0,0363)	0,00	0,5817 (0,0618)	0,00	0,6415 (0,1286)	0,00
PIB_{it}	-0,0191 (0,095)	0,04	-0,0016 (0,0308)	0,95	-0,0834 (0,0352)	0,02
$Apos_{it}$	0,0156 (0,0098)	0,11	-0,0047 (0,0217)	0,82	-0,0556 (0,0476)	0,25
$Gini_{it}$	0,0987 (0,0430)	0,02	0,1005 (0,0602)	0,09	-0,0110 (0,1019)	0,91
Ame_{it}	-0,1569 (0,0361)	0,00	-0,1823 (0,0626)	0,00	-0,1613 (0,0737)	0,04
$Pesdes_{it}$	0,0089 (0,0041)	0,03	0,0215 (0,0104)	0,04	0,0221 (0,0112)	0,06
<i>Const.</i>	0,063 (0,0719)	0,37	-0,5087 (0,3924)	0,19	0,3855 (0,2414)	0,12
	F(6,193)= 730,01 Prob>F=0,0000 R ² =0,95		F(19,174)= 42,24 Prob>F=0,0000		F(5,19)= 110,74 Prob>F=0,0000	
	Nº de obs.: 200		Nº de obs.: 200 Nº de grupos: 20		Nº de obs.: 200 Nº de grupos: 20 Nº de instrum.: 10	
	H_0 : Ausência de autocorrelação nos resíduos de primeira ordem		Valor- <i>p</i>		0,007	
	H_0 : Ausência de autocorrelação nos resíduos de segunda ordem		Valor- <i>p</i>		0,540	
	Teste de Hansen		Prob>chi2		0,355	
	Teste de Sargan		Prob>chi2		0,618	

Obs.:

(i) Os valores entre parênteses são os desvios padrões corrigidos pelo método de Windmeijer (2005); $k = 0, 1, 2$.(ii) Os valores para o teste de Hansen são os valores-*p* para a hipótese nula de que os instrumentos são válidos.(iii) Os valores para o teste de Sargan são os valores *p* para a validade dos instrumentos adicionais requeridos pelo método MMG – sistema.(iv) Utilizaram-se como instrumentos no MMG – sistema as variáveis explicativas, $\ln P_{0,it-1}$, $\ln PIB_{it}$ e $\ln Apos_{it}$ defasadas de um período.

Fonte: Resultados obtidos pelo autor.

médios de estudo a pobreza decresce aproximadamente em 0,16%, enquanto para cada aumento de 1% do PIB agropecuário *per capita* a pobreza só decresce 0,08% quaisquer que sejam os índices de pobreza utilizados. Neste sentido, políticas públicas direcionadas ao aumento da educação apresentam maiores impactos na redução da pobreza do que aquelas que influenciam apenas o crescimento do produto.

Portanto, é imprescindível a orientação e formulação de políticas públicas para redução da pobreza com enfoque na educação, elemento que pode ser visto com grande importância para o aumento de produtividade e determinante do crescimento de longo prazo.

Por outro lado, o número de pessoas desocupadas com mais de 10 anos de idade influenciou de forma positiva o aumento da pobreza na região rural durante o período analisado. Para cada aumento de 1% dessa variável ocorre um aumento em média de 0,02% dos três índices de pobreza. Isto mostra a importância de políticas públicas direcionadas a aumentar os postos de trabalhos nas regiões rurais, o que contribuiria para a redução da pobreza.

Por sua vez, contrariamente ao que se esperava, a concentração de renda rural medida pelo coeficiente de Gini não apresentou nenhum impacto sobre a redução da pobreza no meio rural.

BIBLIOGRAFIA

- Ahn, S. C. & Schimdt, P. (1995). Efficient estimation of models for dynamic panel data. *Journal of Econometrics*, 68:5–28.
- Arellano, M. & Bond, S. (1991). 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.
- Arellano, M. & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental-variable estimation of error-components model. *Journal of Econometrics*, 68:29–52.
- Augusto, H. A. & Ribeiro, E. M. (2006). O idoso rural e os efeitos das aposentadorias rurais no domicílio e no comércio local: O caso de Medina, nordeste de Minas. In *Anais do Encontro Nacional de Estudos Populacionais 15*, Caxambú. ABEP.
- Barbosa, A. F. (2004). O mercado de trabalho brasileiro pós-1990: Mudanças estruturais e o desafio da inclusão social. In *Seminário Internacional sobre Empleo, Desempleo y Políticas de Empleo en el Mercosury La Union Europea*, Buenos Aires. World Bank.
- Barros, R. P., Carvalho, M., Franco, S., & Mendonça, R. (2007). Determinantes imediatas da queda da desigualdade brasileira. IPEA, Texto para Discussão 1253.
- Barros, R. P., Henriques, R., & Mendonça, R. (1000). Education and equitable economic development. *Revista Economia*, 1:111–144.
- Barros, R. P. & Mendonça, R. (1997). O impacto do crescimento econômico e de reduções no grau de desigualdade sobre a pobreza. IPEA, Texto para Discussão 528.
- Berni, H. A. A. (2007). Evolução dos determinantes da desigualdade de renda salarial no Nordeste 2007. Dissertação de mestrado, Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC), Fortaleza.
- Birdsall, N. (1998). Educação: O patrimônio do povo. In *Anais do Seminário Sobre Distribuição de Ativos, Pobreza e Crescimento Econômico: Teoria, Evidência Empírica e Implicações Políticas*, Brasília. UnB.
- Blundell, R. & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87:115–143.



- Formby, J. P., Hoover, G. A., & Kim, H. (2001). Economic growth in the United States: Comparisons of estimates based upon official poverty statistics and Sen's index of poverty. *Journal of Income Distribution*, 10:6–22.
- Hoffmann, R. (2006). 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>.
- Langoni, C. (1973). *Distribuição de Renda e Desenvolvimento Econômico*. Expressão Cultural, Rio de Janeiro.
- Machado, A. F., Hermeto, A. M., Viegas, M., & Totino, B. (2003). Economia social – Mercado de trabalho, pobreza e desigualdade e criminalidade. Mimeo, Belo Horizonte.
- Machado, A. F. & Melo, F. L. B. (2006). Vulnerabilidade à pobreza no mercado de trabalho em Belo Horizonte: Uma análise a partir da PED. In *As Várias Faces do Mercado de Trabalho*, pages 79–99. Imprensa Oficial de Minas Gerais, Belo Horizonte.
- Neder, H. D. & Silva, J. L. M. (2004). Pobreza e distribuição de renda em áreas rurais: Uma abordagem de inferência. *Revista de Economia Rural*, 42(3):469–586.
- Ribas, R. P., Machado, A. F., & Golgher, A. B. (2006). Fluctuations and persistence in poverty: A transient-chronic decomposition model for pseudo-panel data. UFMG/CEDEPLAR, Texto para Discussão 289.
- Rocha, S. (2006). *Pobreza no Brasil. Afinal do que se trata?* Editora FGV, Rio de Janeiro.
- Schwarzer, H. (2000). Impactos socioeconômicos do sistema de aposentadorias rurais no Brasil: Evidências empíricas de um estudo de caso no estado do Pará. IPEA, Texto para Discussão 729.
- Tafner, P. (2006). *Brasil: O Estado de uma Nação*. IPEA, Rio de Janeiro.
- Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126:25–51.