

# **Os Programas de Transferências de Renda do Governo Impactam a Pobreza no Brasil?**

## **Autores**

**Emerson Marinho**  
**Fabrício Linhares**  
**Guaracyane Campelo**

## **Ensaio Sobre Pobreza N° 13**

Maio de 2008



# Os Programas de Transferências de Renda do Governo Impactam a Pobreza no Brasil?

Emerson Marinho\*

Fabrcio Linhares\*\*

Guaracyane Campelo\*\*\*

## RESUMO

Os programas de transferência de renda são considerados pelo governo como uma importante política para a diminuição da pobreza no Brasil. No entanto, alguns críticos argumentam que tais programas são ineficazes em função de grande parte dos recursos não serem destinados aos considerados verdadeiramente pobres ou porque criam uma armadilha da pobreza. Este artigo analisa se os resultados dos programas de transferência de renda do governo obtiveram êxito na diminuição da pobreza controlando por outros determinantes tais como crescimento econômico, desigualdade de renda, anos de estudo, número de famílias chefiadas por mulheres e taxa de desemprego masculino para os estados brasileiros, no período de 1992 a 2004. Os resultados de um VAR para dados em painéis mostram que variações das transferências de rendas não causam pobreza no sentido de Granger. Um modelo para dados em painel dinâmico, estimado pelo método de momentos generalizados-sistema em dois passos, desenvolvido por Blundel-Bond (1998), detecta a relação entre pobreza e transferências de renda. Entre outras conclusões, a principal foi que as transferências não apresentaram efeito significativo na redução da pobreza no Brasil. Os resultados, portanto, suportam as críticas de que esses programas não reduzem a pobreza no Brasil.

**Palavras-chave:** Pobreza, transferência de renda, painel dinâmico.

## ABSTRACT

The widespread view that income transfers help to reduce the incidence of poverty has been asserted by many policymakers and citizens who support income transfer programs in Brazil. Nevertheless, a number of analysts contend that such programs are in fact ineffective in reducing poverty, because only a small share of the income that is transferred actually reaches the poor, or because such programs create a poverty trap. This article peruses this issue investigating the role of Brazilian income transfer programs over the period 1992-2004, controlling for other relevant variables that may affect poverty such as economic growth, inequality, education, unemployment and the number of female-headed families. Results from a VAR, using panel data, show that changes in income transfer do not Granger-cause changes in poverty rates. The relationship between income transfer and poverty is then explored in more depth through a dynamic panel data method, proposed by Blundell and Bond (1998). The major finding of this methodology is that poverty is not affected by government income transfers. The results therefore strongly support the critic view that income transfer programs in Brazil fail to reduce poverty.

**Key-words:** Poverty, income transfer, dynamic panel,

---

\* Professor do Curso de Pós-Graduação em Economia – CAEN da UFC. e-mail: emarinho@ufc.br

\*\* Pesquisador do Curso de Pós-Graduação em Economia – CAEN da UFC. e-mail: fabcarlin@yahoo.com

\*\*\* Mestre em Economia pelo Curso de Pós-Graduação em Economia – CAEN da UFC. e-mail: guacampelo@yahoo.com.br

## 1. INTRODUÇÃO

Nestes últimos anos o governo brasileiro vem adotando políticas de transferência de renda para os mais pobres com objetivo de combater a pobreza. No entanto, vários trabalhos teóricos e empíricos mostram que existem muitas controvérsias quanto à eficácia dessa política. Alguns autores afirmam que o crescimento das transferências governamentais desincentivam os indivíduos pobres a procurar emprego e os tornam dependentes das transferências contínuas do governo. Nesse sentido, muitas famílias escolheriam continuar na pobreza para continuar a receber os benefícios sociais, como aponta Carvalho (2006).

Schwartzman (2005, 2006), por exemplo, verificou que as políticas de transferência de renda apresentaram um impacto limitado tanto na redução da pobreza quanto da desigualdade no Brasil. Esse resultado ocorre tanto pelo pequeno volume dos recursos transferidos para cada família, quanto pela má focalização dos gastos, ou seja, por problemas de gestão do programa. Outros estudos, como Lavinhas e Varsano (1997), concluem que se não forem instituídos programas de educação e de geração autônoma de renda, a probabilidade de uma família contemplada por um programa de transferência de renda retornar à condição de pobreza com o término do programa é muito alta.

Outro argumento levantado contra programas de transferência de renda é que uma política fiscal pró-pobres baseada em aumento de transferências de renda diminui a taxa de poupança que por sua vez financia o investimento. O resultado final poderia ser a diminuição dos efeitos do crescimento econômico em reduzir a pobreza provocando assim queda de bem-estar.

No entanto, alguns artigos empíricos, usando dados das PNADs (Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílios) do IBGE, mostram que os programas de transferência de renda do governo alcançaram seus objetivos em reduzir a desigualdade e pobreza no Brasil. Dentre eles, pode-se citar os trabalhos de Rocha (2004, 2006), Hoffman (2006), Soares *et al.* (2006) e Kakwani, Neri e Son (2006) que são comentados em mais detalhes na seção seguinte.

Quanto aos outros determinantes da pobreza, um dos grandes desafios nacionais tem sido reduzir a pobreza frente à concentração de renda que tem caracterizado o modelo econômico nacional. Embora a proporção de pessoas abaixo da linha de pobreza tenha caído substancialmente no Brasil nas últimas três décadas, ainda continua muito elevada quando se leva em consideração a renda *per capita* brasileira; países com renda *per capita* semelhante apresentam uma menor proporção de pobres. Na década de 70, o resultado deveu-se principalmente às altas taxas de crescimento econômico, mas ainda assim não conseguiu equacionar problemas referentes à pobreza e às desigualdades sociais.

A década de 80, apesar da crise econômica, representou uma redução da proporção de pobres. Na década de 90, a estabilização econômica, a retomada do crescimento e a política social foram fatores responsáveis por uma redução significativa do número de pobres.

Diante desse contexto socioeconômico, pesquisadores e formuladores de políticas públicas passaram a repensar o processo de crescimento, de modo a considerar explicitamente os objetivos de redução da desigualdade e da pobreza. Analisar os determinantes da pobreza é essencial para a escolha de quais políticas públicas devem ser priorizadas para sua erradicação. A literatura econômica evidencia que a redução da pobreza requer o aumento do crescimento econômico ou reduções no grau de desigualdade. O impacto do crescimento econômico sobre a pobreza é tão maior quanto menor for a desigualdade na distribuição de renda. Trabalhos como os de Barreto (2005), IPEA (2006), Soares (2006), Barros *et al.* (2007) documentam essa relação.

No âmbito internacional, alguns pesquisadores verificaram que a redução da taxa de pobreza era proveniente do aumento do crescimento econômico. Por exemplo, Anderson (1964), Thorton, Agnello e Link (1978) e Hirsh (1980) documentam essa relação. No entanto, artigos recentes como os de Blank (1993) e Formby, Hoover e Kim (2001) descobriram que a pobreza foi menos sensível a expansão econômica americana de 1980 que a de 1960. A principal explicação para esse fato foi o salário real estar estagnado durante esse período.

Por outro lado, Enders e Hoover (2003) discordam dessa visão e analisam os determinantes da pobreza usando regressões não lineares. Usando o mesmo conjunto de dados de Formby, Hoover e Kim (2001) para os EUA, no período de 1961 a 1996, eles verificaram através de uma regressão não linear do tipo *Threshold* e de uma aproximação de Fourier que a expansão da economia americana de 1980 teve de fato um efeito importante na redução da pobreza.

Vale salientar, entretanto, que esses estudos empregaram técnicas de análise que não consideram explicitamente a dinâmica temporal da pobreza, onde o quadro presente da pobreza exibe tendência a perpetuar no tempo ou de influenciar o quadro da pobreza no futuro, além de trabalharem com dados agregados, o que de certa forma pode ocultar resultados relevantes assim como levar a conclusões imprecisas.

Nesse sentido, em função da controvérsia acima, incorporando o efeito temporal no comportamento da pobreza através de um modelo dinâmico e com dados desagregados por estado, a proposta deste trabalho é analisar se os resultados da política de transferência de renda efetivamente obtiveram êxito na diminuição da taxa de crescimento da pobreza. Além do mais, pretende-se examinar o efeito sobre a taxa de pobreza de outros fatores tais como crescimento econômico, desigualdade de renda, anos de estudo, número de chefes de família feminina e taxa de desemprego masculino para os estados do Brasil. Mais especificamente, procura-se responder as seguintes questões: qual a relação de causalidade entre taxa de pobreza e políticas de transferência de renda?

O aumento das transferências de renda para as famílias de baixa renda apresenta algum efeito significativo na dinâmica da pobreza no Brasil? Quais os determinantes que mais influenciam o comportamento da pobreza?

Para alcançar os objetivos acima descritos, utiliza-se modelos dinâmicos para dados em painel, desenvolvidos por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988), Arellano-Bond (1991), Arellano-Bover (1995) e Blundel-Bond (1998). Nesses modelos, a variável dependente será cada um dos índices que medem a pobreza em função das variáveis explicativas: transferência de renda, respectivos índices que medem a pobreza defasados em um período, produto interno bruto (PIB), anos de estudo, índice de Gini, taxa de desemprego masculino e número de famílias chefiadas por mulheres. Os dados utilizados nessa estimação foram obtidos das PNADs e da base de dados do IPEADATA, no período de 1992 a 2004.

O debate em torno do conceito de pobreza tem gerado muitas discussões. A forma mais comumente utilizada para a mensuração de pobreza, por sua simplicidade, é o estabelecimento de uma linha de pobreza, ou seja, um nível de renda abaixo da qual as pessoas são classificadas como pobres.

Não existe um consenso entre os pesquisadores quanto à construção de linhas de pobreza, no entanto muitos concordam que o conceito de pobreza relevante ainda é o de pobreza absoluta, pois a maioria da população não dispõe de recursos para suprir suas necessidades básicas. Muitos autores adotam o critério do salário mínimo ou de um dos seus múltiplos como linha de pobreza. Tais linhas variam entre as regiões, os estados, e as áreas urbanas e rurais. No presente estudo adotar-se-á uma linha de pobreza absoluta a partir de uma cesta básica alimentar que contemple as necessidades de consumo calórico mínimo de um indivíduo.

Assim sendo os indicadores utilizados para medir a pobreza absoluta são os pertencentes à classe proposta por Foster, Greer e Thorbecke: o índice de proporção de pobres ( $P_0$ ), o hiato médio de pobreza ( $P_1$ ) e o hiato médio quadrático de pobreza ( $P_2$ ). Para o cálculo de tais indicadores, utilizou-se a linha de pobreza definida pelo IPEA a preços de setembro de 2005 que considera o custo da cesta básica. Esta linha de pobreza é igual ao dobro e indigência, sendo esta o montante financeiro necessário para um indivíduo adquirir uma cesta de consumo calórico mínimo.

O restante do trabalho é organizado em sete seções. Nas seções 2 e 3, faz-se uma breve revisão teórica sobre a análise da pobreza e seus determinantes, assim como a sua relação com as transferências de renda do governo para os pobres. A quarta seção apresenta os modelos econométricos e os métodos de estimação empregados. Na quinta seção, define-se a base de dados utilizada e se discute suas principais características. A sexta seção analisa os resultados. Na última seção são apresentadas as principais conclusões.

## 2. POBREZA E PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIAS DE RENDA

Em geral supõe-se que os programas assistenciais do governo à população carente são geradores de maior impacto distributivo e melhores focalizadores da população mais necessitada, apesar das evidências empíricas mostrarem que nem sempre isso ocorre. O ideal seria que tais programas viessem seguidos de cursos de capacitação, com o intuito de romper futuramente o círculo de dependência do beneficiário em relação ao governo.

Em relação à evidência empírica internacional, Enders e Hoover (2003) utilizando o mesmo conjunto de dados de Formby, Hoover e Kim (2001) para os Estados Unidos, verificaram que os programas de transferências não têm efeito significativo sobre a pobreza. Eles ressaltam que a literatura internacional não tem sido clara sobre o impacto que as transferências de renda governamentais às famílias pobres devem ter em relação à pobreza.

De acordo com Rector e Lauder (1995), o crescimento das transferências governamentais e o estado de bem estar tiram a iniciativa dos pobres de procurar emprego e os tornam dependentes das transferências contínuas do governo. De acordo com essa visão, muitas famílias escolheriam continuar na pobreza para receber os benefícios sociais. Referimos a isso como a hipótese da dependência do bem estar social. Se correta ou parcialmente correta, o crescimento dos gastos sociais *per capita* aumentaria a dependência social e diminuiria os efeitos do crescimento econômico em reduzir a taxa de pobreza.

Os programas de transferência de renda do governo são alvos de muitas controvérsias. Segundo Carvalho (2006) os principais argumentos contra tais programas são: i) a diminuição dos incentivos ao trabalho; ii) os aumentos dos incentivos à divisão das famílias; e iii) o reforço do espírito de dependência dos beneficiários em relação ao governo. Seu estudo verificou que os programas de transferências de renda no Brasil tiveram crescimento exponencial após 2000 e os demais serviços assistenciais uma diminuição em termos reais. Destaca que isso pode gerar uma maior probabilidade de corrupção e do uso político de concessão dessas bolsas, muito embora a tendência de universalização desses auxílios possa ajudá-las a diminuir.

Por sua vez, Sen (2000) destaca a perda de potencialidades das populações pobres e desempregadas que recebem auxílios do governo em razão da queda de sua auto-estima. Entretanto, os defensores de tais programas argumentam que os benefícios são de baixos valores e, por isso, não gerariam problema de incentivo ao trabalho.

Schwartzman (2005, 2006) verificou que as políticas de transferência de renda tiveram um impacto limitado tanto na redução da pobreza quanto da desigualdade, ao utilizar dados da PNAD-2004 para o Brasil. Tal fato ocorre tanto pelo pequeno volume dos recursos transferidos para cada família, quanto pela má focalização dos gastos, já que estes recursos são distribuídos tanto a

famílias realmente pobres quanto a outras menos pobres, e, além disso, a outras cujo padrão de vida não se expressa com nitidez na renda monetária medida pela PNAD.

A nota técnica do IPEA (2006) ressalta que a criação de programas federais de transferência de renda foi uma das mais importantes novidades ocorridas na política social brasileira na última década. Visando garantir uma renda mínima à população pobre, esses programas alcançam principalmente aquelas famílias cujos membros adultos estão em idade economicamente ativa e participam – ou desejam participar – do mercado de trabalho. Em 2004 foi consolidado o programa unificado de transferência de renda, denominado de Bolsa Família, avançando no progressivo reconhecimento de que o país necessita efetivar uma política de renda mínima.

Conforme Rocha (2004, 2006) houve um aumento de cobertura dos programas de transferência de renda no Brasil, mesmo com eventuais problemas de focalização, que vem sendo integrados paulatinamente ao Bolsa-Família. Verificou que essas transferências, contribuíram para a redução da pobreza e da indigência.

A referida autora, com o intuito de verificar o efeito potencial dos programas federais de transferências de renda criados nos últimos anos, utilizando dados das PNADs de 1999 e 2002, fez simulações de impacto caso os programas fossem aplicados à totalidade da população-alvo. O primeiro conjunto de simulações revelou o efeito relativamente modesto dos programas do governo FHC — Bolsa-Escola, Bolsa-Alimentação e Auxílio-Gás — sobre os indicadores de pobreza. As simulações das transferências de renda associadas aos programas do governo Lula — Fome Zero e Bolsa-Família — mostraram efeitos mais acentuados que os programas daquele primeiro.

Utilizando também dados das PNADs, Hoffmann (2006) estimou que esses programas de transferência têm contribuído com 28% para a redução na desigualdade no país de 1998 a 2004. Essa porcentagem sobe para quase 66% quando se considera apenas a região Nordeste, apesar desses programas não serem a principal causa da redução da desigualdade de renda no Brasil. Observou que no período de 2003 a 2004 houve uma pequena redução da pobreza no país, ressaltando que haveria crescimento da pobreza se não houvesse ocorrido expansão das transferências do governo.

Conforme Lavinias e Varsano (1997), se não forem instituídos programas de educação e de geração autônoma de renda, a probabilidade de uma família contemplada por um programa de transferência de renda retornar à condição de pobreza com o término do programa é muito alta. Todavia, esses autores ressaltam que tais programas serviriam de um elo entre o governo e a população pobre o que conduziria a um aumento da informação e melhor conhecimento da pobreza no Brasil.

Soares *et al.* (2006) verificaram que os programas de transferência de renda têm um impacto visível sobre a pobreza e foram responsáveis por uma fração importante da queda da

desigualdade de renda no Brasil entre 1995 e 2004. Adotaram uma metodologia em que desagregam os componentes da rubrica “juros, dividendos e outros rendimentos” com o intuito de analisar o papel de cada um desses componentes. Os resultados indicaram que, embora ainda haja margem para ajustes em seu desenho e implementação, todos os programas priorizam a população de renda mais baixa. Kakwani, Neri e Son (2006) obtiveram os mesmos resultados aplicando uma metodologia diferente baseada na decomposição da contribuição de diferentes tipos de renda no mercado de trabalho e mudanças nas políticas sociais expressas nessa unidade de medida.

### **3. POBREZA E OUTROS DETERMINANTES**

De acordo com Rocha (1998, 2006) a pobreza é um fenômeno complexo, uma síndrome multidimensional, podendo ser definida de forma genérica como a situação na qual as necessidades não são atendidas de forma adequada. Assinala que a pobreza absoluta está relacionada às questões de sobrevivência física, ou seja, ao não-atendimento das necessidades vitais mínimas enquanto, a pobreza relativa, determina as necessidades a serem satisfeitas em função do modo de vida predominante na sociedade em questão.

Segundo essa autora, no Brasil, o conceito de pobreza relevante é o de pobreza absoluta, já que um contingente significativo de pessoas não tem suas necessidades básicas atendidas, mesmo quando definidas de forma estrita. Trata-se, portanto, de definir parâmetros de valor correspondente a uma cesta de consumo mínima, seja ela alimentar (associada à linha de indigência), seja considerando o custo de atendimento de todas as necessidades de alimentação, habitação, vestuário etc. (associada à linha de pobreza).

No Brasil não existe uma linha oficial de pobreza, e dessa forma, existem muitas controvérsias em torno do valor das linhas de indigências e pobreza, porém, muitos especialistas concordam que se existe uma disponibilidade de informações sobre a estrutura de consumo das famílias, tais linhas devem ter como base o consumo observado. Predominam as medidas absolutas de pobreza e existem diferentes cálculos dessas linhas a partir de uma cesta básica alimentar que contemple as necessidades de consumo calórico mínimo de um indivíduo, variando entre regiões e estados.

Para o Brasil, Lopes, Macedo e Machado (2003) propõem um indicador de pobreza que atenda tanto à sua natureza multidimensional, quanto à característica de inclusão e exclusão social de cada dimensão considerada. Para isso, adotam a metodologia discutida em Costa (2002).

Por último, Vinhais e Sousa (2006) constroem uma linha híbrida da pobreza no Brasil a partir da estimação empírica da elasticidade-renda para o país e regiões, usando os censos de 1991 e 2000. Especificamente, essa linha é uma ponderação entre as pobrezas absoluta e relativa, onde os



pesos relativos de cada uma depende da elasticidade-renda da linha de pobreza absoluta, sendo esta obtida a partir das linhas absolutas de pobreza calculadas através do consumo observado por Rocha (2006).

Neste trabalho será utilizada uma linha de pobreza absoluta baseada em uma cesta básica alimentar que considera as necessidades de consumo calórico mínimo de um indivíduo.

### **3.1. Relação entre pobreza, crescimento econômico e desigualdade**

Vários trabalhos empíricos nacionais e internacionais confirmam o senso comum de que o crescimento econômico ajuda a aliviar a pobreza em duas formas: expandindo o número de empregos e aumentando o salário real pago aos trabalhadores.

Por exemplo, Anderson (1964), Thorton, Agnello e Link (1978) e Hirsh (1980) analisaram essa relação através de um modelo de crescimento econômico trickle-down para os Estados Unidos. A idéia essencial é que embora o crescimento primeiramente beneficie aquelas pessoas nas porções superiores da distribuição de renda, o crescimento robusto tende a beneficiar aqueles que estão no quintil mais baixo da distribuição de renda.

Contudo, um número de estudos recentes tem descoberto que a expansão econômica americana de 1980 não teve efeito estatisticamente significativo na pobreza agregada. Blank (1993) e Formby, Hoover e Kim (2001) afirmam que a pobreza agregada foi menos sensível a expansão econômica americana de 1980 que a de 1960. A explicação plausível para a resposta lenta da pobreza ao crescimento econômico de 1980 é que os salários reais estavam estagnados durante esse período. De fato, Formby, Hoover e Kim (2001) mostraram que os salários reais dos trabalhadores de baixa renda aumentaram somente metade de 1% durante essa expansão.

Contrários a essa percepção, Enders e Hoover (2003) ressaltam que embora os salários reais sejam endógenos (e esperados a aumentarem durante a expansão econômica), isso não esclarece porque o efeito do crescimento sobre a pobreza tem diminuído. Assim, passaram a examinar os efeitos do crescimento econômico e de outros determinantes na taxa de pobreza num padrão não linear, utilizando duas técnicas: a regressão Threshold e a aproximação de Fourier. Para o período de 1961 a 1996, eles mostraram que a expansão da economia americana de 1980 teve de fato um efeito importante na redução da pobreza.

Ao contrário, outros autores, como por exemplo, Ravallion e Huppi (1991), Datti e Ravallion (1992), Kakwani (1993) levam em consideração a pobreza e suas causas. Em particular, eles são cuidadosos em distinguir precisamente os efeitos do crescimento na redução da pobreza e por outro lado as variações na distribuição. Ao mesmo tempo, suas análises são geralmente restritas

a países específicos ou a um número limitado de regiões: Indonésia, regiões do Brasil, Índia e The Cote d'Ivoire.

Segundo Ranis e Stewart (2002), nem sempre o crescimento econômico é suficiente para eliminar a pobreza ao analisarem dados de vários países da América Latina. No caso do Brasil houve, nas décadas de 1960, 1970 e 1980 um viés pró-crescimento econômico, com baixo desenvolvimento humano.

Na década de 1990, Kageyama e Hoffmann (2006) afirmam que o Brasil teria entrado num padrão de “ciclo vicioso”, em que os baixos padrões de desenvolvimento humano passaram a limitar o crescimento econômico e foram sucessivamente limitados por este. Mas, em contraste com a década de 1980, nos anos 1990 houve em geral um aumento de gastos sociais na América Latina, incluindo o Brasil, o que poderia preparar o caminho para um novo padrão de crescimento no decênio atual.

O crescimento econômico é fundamental para redução da pobreza, mas Barreto (2005), Hoffmann (2005), De Lima, Barreto e Marinho (2003), Menezes e Pinto (2005) assinalam que os seus efeitos são potencializados sobre os mais pobres quando acompanhado por políticas redistributivas.

Para Gafar (1998), o crescimento é uma condição necessária para reduzir a pobreza, ao aumentar as oportunidades de emprego, o padrão de vida e os salários reais. Mas não é condição suficiente e, se o padrão de crescimento for urbano viesado, capital intensivo e concentrador do emprego nos postos qualificados, a pobreza pode até crescer mesmo com o aumento do produto interno bruto (PIB) *per capita*.

As oportunidades de crescimento econômico, segundo Rocha (2006), tendem a ter efeitos essencialmente concentradores, já que implicam utilização de tecnologias modernas associadas ao uso de mão-de-obra qualificada, o que requer medidas compensatórias de modo a evitar aumento da desigualdade, bem como promover a redução da pobreza absoluta.

A persistência da pobreza absoluta no país, de acordo com Rocha (2006), é proveniente da desigualdade quando se leva em consideração o rendimento. Ressalta que a pobreza absoluta pode ser reduzida tanto pelo crescimento da renda como por melhoria na sua distribuição, porém, existe consenso de 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 absoluta no país.

Consoante a autora, o crescimento econômico tende a gerar muitas oportunidades cujos efeitos são concentradores, pois requerem o uso combinado de tecnologias modernas e mão-de-obra qualificada, solicitando medidas compensatórias para evitar o aumento da desigualdade, assim como impulsionar o declínio da pobreza absoluta.

Por sua vez, Barros e Mendonça (1997) e Barros *et al.* (2007), utilizando dados da PNAD 1993, verificaram que reduções no grau de pobreza de uma sociedade requerem o crescimento econômico ou o declínio no grau de desigualdade. Este fato é, certamente, uma das principais razões pelas quais os objetivos das políticas públicas centram-se na busca do crescimento e da igualdade. Observaram uma relação quase linear entre crescimento econômico e redução no grau de pobreza. Desenvolveram importante análise comparativa entre os impactos do crescimento econômico e de reduções na desigualdade sobre o grau de pobreza no Brasil.

Em outro estudo, os referidos autores ao analisarem o período de 2001 a 2005, verificaram que a taxa de crescimento da renda dos 10% mais pobres atingiu 8% ao ano, ocorrendo uma acentuada queda na pobreza resultante, sobretudo, da redução no grau de desigualdade. Observaram duas transformações desejáveis na distribuição de renda brasileira: houve crescimento (embora muito modesto) e a desigualdade reduziu-se significativamente (o coeficiente de Gini caiu 4,6%). A novidade nesse período é que, ao contrário de outros episódios históricos em que a pobreza também se reduziu significativamente, dessa vez, a principal força propulsora foi a redução na desigualdade e não o crescimento.

Conforme amplamente reconhecido pela teoria e como bem ilustra a recente experiência brasileira, as reduções na pobreza dependem tanto da taxa de crescimento como de reduções no grau de desigualdade (BARROS, CARVALHO E FRANCO, 2003; KAKWANI, KHANDKER, E SON, 2004; BOURGUIGNON, 2000).

Conforme a nota técnica do IPEA (2006), de 2001 a 2004, a desigualdade de renda familiar per capita brasileira caiu de forma contínua e substancial, alcançando seu menor nível nos últimos trinta anos. Essa desconcentração levou a uma expressiva redução da pobreza e da extrema pobreza. Mesmo assim, o Brasil ainda se encontra entre os países mais desiguais do mundo.

### **3.3. Relação entre pobreza e o número de famílias chefiadas por mulheres**

Avaliando os determinantes da pobreza para a economia americana, Enders e Hoover (2003) observaram que a variação percentual do número de chefes de família feminino não tem efeito significativo na pobreza quando se utiliza um modelo de regressão linear. No entanto, quando se utiliza um modelo de regressão não-linear essa variável passa a ser estatisticamente significativa.

Um outro importante fator explicativo da intransigência da pobreza nos anos recentes, conforme Lerman (1996), tem sido o crescimento de famílias chefiadas por mulheres jovens não-casadas. Thorton, Agnello e Link (1978) e Blank (1993) alegam que as famílias chefiadas por mulheres tendem a exibir taxas de pobreza acima da média.

Por outro lado, Costa *et al.* (2005) constataram, sob a hipótese de distribuição intra-domiciliar desigual dos recursos, que não houve feminização da pobreza no Brasil ao longo do período de 1983 a 2003, mas uma sobre-representação de mulheres entre os pobres. Ressaltam que esse fato e a feminização são fenômenos relacionados, porém, distintos. Enquanto o primeiro diz respeito à constatação de uma maior pobreza entre as mulheres ou famílias por elas chefiadas em um determinado momento, o segundo refere-se a mudanças ocorrendo entre dois pontos no tempo

A literatura não apresenta consenso de que tem ocorrido um empobrecimento mais acentuado das mulheres ou das pessoas em domicílios chefiados por mulheres e, conseqüentemente, de que esses dois grupos estariam entre os mais pobres. Trabalhos como os de Moghadam (1997) e Lampietti e Stalker (2000) exemplificam bem a variabilidade dos resultados encontrados para diferentes países e indicam que, embora ocorra a feminização da pobreza ou a sobre-representação feminina na pobreza em alguns países, esse resultado não pode ser generalizado para o mundo.

Nos Estados Unidos, Northrop (1990), Pressman (1988) e Peterson (1987), adotando definições similares de feminização de pobreza, constataram que aproximadamente metade dos indivíduos pobres estava em domicílios chefiados por mulher no fim da década de 1970, percentual que se elevou bastante desde o início da década de 1960.

Ao examinar a existência de uma relação entre chefia feminina e pobreza nos países em desenvolvimento, Buvinic e Gupta (1997) compararam os resultados de 61 trabalhos sobre o tema. Verificaram que em 38 deles há sobre-representação de domicílios chefiados por mulheres entre os pobres, 15 apresentam uma associação entre pobreza e certos tipos de chefia feminina e apenas oito não encontram relação alguma.

Utilizando dados de 1984 para o Brasil, Barros, Fox e Mendonça (1994), observaram que domicílios chefiados por mulher possuem maior propensão a serem pobres do que outros tipos de domicílios, mesmo controlando por diferenças regionais. A situação é ainda mais grave ao se considerar somente os domicílios chefiados por mulher com crianças.

Na Índia, Gangopadhyay e Wadhwa (2003) descobriram que os domicílios chefiados por mulher sem cônjuge estão mais vulneráveis à pobreza, principalmente nas áreas urbanas, com base em pesquisas de 1987 e 1988, 1993 e 1994.

Diferentemente dos resultados anteriores, Quisumbing, Haddad e Peña (1995) encontram uma fraca evidência de que os indivíduos em domicílios chefiados por mulher estejam sobre-representados entre os pobres, a partir de dados de seis países da África Subsaariana (Botswana, Costa do Marfim, Etiópia, Ghana, Madagascar, Ruanda), três da Ásia (Bangladesh, Indonésia, Nepal) e um da América Central (Honduras).

Marcoux (1998), utilizando dados de 12 países latino-americanos, observa que não é verdade que geralmente os domicílios chefiados por mulher estejam sobre-representados entre os

pobres. Esses resultados são confirmados por Lampietti e Stalker (2000), que analisaram mais de 100 estudos sobre pobreza para diversos países, realizados pelo Banco Mundial ou por outras instituições, e verificaram que somente em alguns países os domicílios chefiados por mulher apresentam piores indicadores de pobreza; logo, não há um padrão generalizado mundialmente relacionando chefia feminina e pobreza.

### **3.4. Relação entre pobreza e a taxa de desemprego masculina**

Ao analisarem os determinantes da pobreza para os Estados Unidos, Formby, Hoover e Kim (2001), verificaram que a variação da taxa de desemprego masculina tem efeito significativo na pobreza quando se aplica modelo de regressão linear. Por sua vez, Enders e Hoover (2003), utilizando a mesma base de dados daqueles autores, encontraram que este efeito só é significativo quando se emprega modelos de regressão não lineares.

Para esta mesma economia, Hirsch (1980) analisou por que a pobreza apresentou pequeno declínio mesmo com o forte crescimento da economia americana no ano de 1980. Uma das explicações foi que mesmo com a queda da taxa de desemprego que beneficiou os mais pobres, a queda do salário real mais que compensou esse efeito. A inclusão da taxa de desemprego no seu modelo foi para controlar o efeito do ciclo dos negócios.

### **3.5. Relação entre pobreza e anos de estudo**

Os modelos de crescimento têm ressaltado a importância do estoque de capital humano para o crescimento econômico e conseqüentemente para a redução da pobreza. O acesso à educação de boa qualidade conduz os mais pobres a obterem uma melhor posição no mercado de trabalho e a romperem o círculo da pobreza.

Um dos pioneiros da teoria do capital humano, Schultz (1973), afirma que a cada dia as pessoas estão investindo fortemente em si mesmas, como ativos humanos; que tais investimentos humanos estão constituindo uma penetrante influência sobre o crescimento econômico e que o investimento básico no capital humano se dá a partir da educação formal e do treinamento. Desse modo, a educação tem como função precípua desenvolver habilidades e conhecimentos objetivando o aumento da produtividade; um maior número de ganhos de habilidades cognitivas; finalmente, quanto maior for o grau de produtividade, maior será a cota de renda que a pessoa receberá e melhor será sua posição social.

Para Enrenberg e Smith (2000), o aumento no nível de educação resulta em acréscimos de produtividade, que por sua vez, eleva o nível de salário real, de acordo com a teoria do capital humano. Dessa forma as cidades que possuem um maior estoque de capital humano apresentam um

salário médio superior às demais localidades. Além da elevação dos salários, a concentração de conhecimentos gera externalidades positivas para a região. O padrão de crescimento desta região se torna mais dinâmico induzindo a entrada de novos investimentos e propagação de novos conhecimentos e habilidades.

Reis e Barros (1990) e Queiroz (1999) ressaltam que a variável educação, mensurada por anos de estudo, tem maior capacidade de explicar as diferenças no rendimento dos indivíduos entre as regiões do que ao longo do tempo. A concentração do estoque de capital humano tende a beneficiar as cidades mais desenvolvidas (mais educadas formalmente) em detrimento dos municípios mais atrasados (menos educados) gerando um diferencial cada vez maior nos salários entre as regiões.

Utilizando dados da PNAD de 1999, Rocha (2006) observou que os indicadores de educação para o Brasil fornecem evidências da correlação entre baixo nível educacional e pobreza. Para os indivíduos adultos (25 anos e mais), foi evidente a desvantagem que o baixo nível de escolaridade representa em termos de incidência de pobreza, pois a proporção de pobres declina monotonicamente com o nível de escolaridade, de modo que apenas 2,1% dos indivíduos com alguma educação superior são pobres.

#### **4. ESTRUTURA DO MODELO ECONOMÉTRICO**

Esta seção se subdivide em duas subseções com as seguintes características. Na primeira utiliza-se um modelo vetorial autoregressivo (VAR) para dados em painel, desenvolvido por Holtz *et al.* (1988), com objetivo de testar a hipótese de causalidade entre os índices que medem a pobreza e as transferências de renda. Ou seja, tenta-se verificar se as transferências podem causar pobreza e vice-versa. Adicionalmente, esse teste permite analisar a natureza da variável transferência de renda no modelo econométrico a ser definido, isto é, pode-se verificar se essa variável é exógena ou endógena no modelo.

Na segunda, em função da evidência empírica indicar a existência de persistência<sup>1</sup> da pobreza no Brasil e de que suas características são distintas em cada um dos estados, o modelo econométrico mais adequado para analisar seu comportamento em resposta à mudanças das variáveis exógenas (políticas públicas e fatores econômicos e sociais) deve ser um modelo dinâmico com dados em painel.

Assim sendo, especifica-se esse modelo de modo a permitir a análise do efeito da taxa de crescimento das transferências (*txctrans*) sobre as taxas de crescimento dos índices de pobreza,

controlando por outros determinantes tais como taxas de crescimento do PIB ( $txctpi$ ), crescimento dos anos de estudo ( $txcae$ ), crescimento do índice de Gini ( $txcgini$ ), crescimento do número de famílias chefiadas por mulheres ( $txccfem$ ) e taxa de desemprego masculino ( $txcdmasc$ ).

#### 4.1. Teste de causalidade entre a transferências e índices de pobreza

Para um painel com  $N$  unidades transversais ao longo de  $T$  períodos, o teste de causalidade entre as variáveis  $y_1$  e  $y_2$ , proposto por Holtz *et al.* (1988), baseia-se em um modelo vetorial autoregressivo (VAR) cujas equações que têm a seguinte forma<sup>2</sup>:

$$y_{1it} = \alpha_0 + \sum_{l=1}^m \alpha_{1l} y_{1it-l} + \sum_{l=1}^m \alpha_{2l} y_{2it-l} + \psi f_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

onde  $f_i$  é um efeito individual que resume a influência de variáveis não observadas na variável  $y_{1it}$ ,  $m$  é o número de defasagens, e  $\alpha_0, \alpha_{11}, \dots, \alpha_{1m}, \alpha_{21}, \dots, \alpha_{2m}$ , e  $\psi$  são coeficientes da projeção linear de  $y_{1it}$  em uma constante, valores passados de  $y_{1it}$  e  $y_{2it}$  e o efeito individual  $f_i$ ,  $i = 1, \dots, N$ ;  $t = 1, \dots, T$ .

Em um painel estático, o procedimento usual para remoção do efeito individual é o uso do estimador conhecido como *within estimator*, no qual todas variáveis são transformadas subtraindo seus valores de suas médias temporais (para cada unidade transversal). No entanto, em um contexto dinâmico, devido a presença de variáveis endógenas defasadas, tal procedimento gera estimadores inconsistentes (Nickell, 1981). Como tratamento alternativo, Holtz *et al.* (1988) sugerem diferenciar a equação (1) para retirar  $f_i$  e então, para evitar a correlação entre a primeira defasagem da variável dependente e o erro, empregar um estimador de variáveis instrumentais. Assim, a equação (2) diferenciada é escrita na forma:

$$y_{1it} - y_{1it-1} = \sum_{l=1}^m \alpha_{1l} (y_{1it-l} - y_{1it-l-1}) + \sum_{l=1}^m \alpha_{2l} (y_{2it-l} - y_{2it-l-1}) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}) \quad (2)$$

para  $i = 1, \dots, N$ ;  $t = m + 2, \dots, T$ .

Os parâmetros da equação (2) são identificáveis somente se existirem um número suficiente de variáveis instrumentais. O número de variáveis instrumentais necessárias é definido usando as condições de ortogonalidade:

$$E[y_{1it-s} \varepsilon_{it}] = E[y_{2it-s} \varepsilon_{it}] = E[f_i \varepsilon_{it}] = 0 \quad (s > 0) \quad (3)$$

<sup>1</sup> Esse fenômeno é entendido como a pobreza no presente afetando a pobreza no período futuro. Sua evidência empírica para o Brasil pode ser encontrada em Ribas *et al.* (2006). Nesse artigo os autores mostram que a pobreza no Brasil é essencialmente crônica. Idem no artigo de Rocha (2006).

As condições de ortogonalidade em (3) podem ser usadas para identificar os parâmetros em (2), já que o termo de erro  $(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})$  não é correlacionado com  $y_{1it-s}$  e  $y_{2it-s}$  para  $s > 1$ . A equação (2) tem  $2m$  parâmetros para cada período  $t$  e, portanto, precisa-se de no mínimo  $2m$  variáveis instrumentais. As  $2(t-2)$  variáveis  $[y_{1it-2}, \dots, y_{1i1}, y_{2it-2}, \dots, y_{2i1}]$  são instrumentos disponíveis para estimar a equação para o período  $t$ . Então, para se ter tantos instrumentos quanto o número de parâmetros em (2), é necessário que  $2(t-2) \geq 2m$  ou  $t \geq m+2$ <sup>3</sup>.

Holtz *et al.* (1988) fornece um procedimento para testar causalidade no contexto do modelo (2). Inicialmente é necessário determinar a especificação do modelo através de testes para o número de defasagens<sup>4</sup>. De acordo com esses autores, a determinação do número de defasagens é conduzida comparando-se sequencialmente as somas dos quadrados dos resíduos de um modelo com  $k+1$  defasagens (modelo não-restrito) contra a de um modelo com  $k$  defasagens (modelo restrito) até que, se for o caso, obtenha-se  $k=1$ . Supondo que o teste tenha determinado  $m^*$  defasagens, por exemplo, o teste de causalidade é simplesmente o teste de que conjuntamente  $\alpha_{21} = \dots = \alpha_{2m^*} = 0$ . Similarmente, a estatística  $L$  do teste é simplesmente a diferença entre a soma dos quadrados dos resíduos do modelo restrito ( $Q_R$ ), onde  $\alpha_{21} = \dots = \alpha_{2m^*} = 0$ , e a soma dos quadrados dos resíduos do modelo não restrito ( $Q_{NR}$ ), ou seja,  $L = Q_R - Q_{NR}$ , onde  $L$  tem distribuição  $\chi^2$ , quando  $N$  cresce, com graus de liberdade igual aos graus de liberdade do modelo restrito menos os do modelo não restrito.

Esses mesmos autores ainda ressaltam que a inferência sobre causalidade pode ser incorreta se o número de defasagens e a constância dos parâmetros são determinados erroneamente. Para evitar esse erro do tipo II, os testes de hipóteses para a constância dos parâmetros e número de defasagens são baseados em nível de significância de 10% ao invés do nível 5% convencional.

Já que as relações entre as taxas de pobreza e as transferências diretas podem ser influenciadas pelas variáveis  $txcpib$ ,  $txcae$ ,  $txcgini$ ,  $txdmasc$  e  $txccfem$ , seria interessante avaliar se os resultados do teste de causalidade se modificam quando incluídas tais variáveis nas equações do VAR. Então, para cada índice de pobreza,  $txcP_k$ , são estimados dois modelos vetoriais bivariados autoregressivos, no qual em cada um são incluídas essas variáveis para efeito de controle e sem as mesmas no outro. As estimações e os testes são conduzidos da seguinte forma:

<sup>2</sup> Supondo que os coeficientes são estacionários no tempo.

<sup>3</sup> Holtz *et al* (1988) descrevem como obter um estimador eficiente para esse caso.

<sup>4</sup> Holtz *et al* (1988) recomendam investigar primeiramente se os coeficientes das equações são invariantes com respeito ao tempo. Esse teste deve ser realizado para uma especificação mais geral possível das equações, ou seja, assumindo um número de defasagens suficientemente grande. Em um modelo com 3 defasagens, por exemplo, cada equação teria 49 parâmetros. Nesse caso, para estimação dos parâmetros seriam necessárias no mínimo 49 variáveis instrumentais. No entanto, quando o número de variáveis instrumentais é maior do que as unidades transversais, como é o caso desse trabalho, o teste não é confiável. O trabalho assume, portanto, a hipótese de constância dos coeficientes.



inicialmente, os modelos com 3, 2 e 1 defasagens para as variáveis  $txcP_k$  ( $k = 0, 1, 2$ ) e  $txctrans$  são estimados<sup>5</sup>. Em seguida, o número correto de defasagens é testado considerando primeiro o modelo com 3 defasagens *versus* o modelo com 2 defasagens. No caso em que o modelo com 2 defasagens seja estatisticamente válido, considera-se o modelo com 2 defasagens *versus* o modelo com 1 defasagem. Finalmente, usando o modelo selecionado, a causalidade é testada conforme o procedimento já descrito acima.

#### 4.2. Um Modelo Econométrico Dinâmico para as Taxas de Pobreza

A especificação econométrica do modelo é baseada na suposição de que o quadro da pobreza corrente tende a se perpetuar e/ou influenciar o desempenho de indicadores da pobreza no futuro. Para levar em consideração esse comportamento dinâmico, a relação entre as taxas de pobreza e as transferências de renda e os demais determinantes é investigada através de um modelo de regressão para dados em painel definido da seguinte forma:

$$txcP_{k,it} = \beta_0 + \beta_1 txcP_{k,it-1} + \beta_2 txctrans_{it} + \beta_3 txcpi_{it} + \beta_4 txcae_{it} + \beta_5 txcgini_{it} + \beta_6 txccfem_{it} + \beta_7 txdmasc_{it} + \eta_i + \varepsilon_{it}, \quad k = 0,1,2 \quad (4)$$

onde, a variável  $txcP_{k,it}$  é a taxa de crescimento do  $k$ -ésimo índice de pobreza no período  $t$ ,  $k = 0, 1, 2$ ,  $\eta_i$  representa os efeitos fixos não observáveis dos indivíduos e  $\varepsilon_{it}$  são os distúrbios aleatórios. Todas as variáveis do modelo (4) são definidas em taxas de crescimento em que o subscrito  $i$  representa a unidade *crosssection* e  $t$  o período de tempo<sup>6</sup>. As hipóteses adotadas nesse modelo:  $E[\eta_i] = E[\varepsilon_{it}] = E[\eta_i \varepsilon_{it}] = 0$  e  $E[\varepsilon_{it} \varepsilon_{is}] = 0$  para  $i=1,2,\dots,N$  e  $\forall t \neq s$ . Adicionalmente, existe uma hipótese padrão relativa às condições iniciais  $txcP_{k,i1}$ :  $E[txcP_{k,i1} \varepsilon_{it}] = 0$  para  $i=1,2,\dots,N$  e  $t=1,2,\dots,T$  (AHN E SCHMIDT, 1995).

As técnicas de estimação tradicionais são inapropriadas no caso da equação (4) devido a dois principais problemas econométricos. O primeiro é devido à presença dos efeitos não observáveis dos indivíduos,  $\eta_i$ , juntamente com a variável dependente defasada,  $txcP_{k,it-1}$ , no lado direito da equação. Nesse caso, omitir os efeitos fixos individuais no modelo dinâmico em painel torna os estimadores de mínimos quadrados ordinários (MQO) viesados e inconsistentes. Por

<sup>5</sup> As estimações são conduzidas utilizando o estimador da matriz de variância-covariância de White para obter estimativas consistentes dos desvios padrões.

<sup>6</sup> Em um modelo da forma  $\ln y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln x_{it} + \omega_{it}$ , o coeficiente  $\alpha_1$  mede elasticidade entre  $y$  e  $x$ . Subtraindo esta equação do mesmo modelo defasado em um período,  $\ln y_{it-1} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln x_{it-1} + \omega_{it-1}$ , temos  $\ln(y_{it}/y_{it-1}) = \alpha_1 \ln(x_{it}/x_{it-1}) + (\omega_{it} - \omega_{it-1})$ . Se  $(y_{it}/y_{it-1}) - 1$  e  $(x_{it}/x_{it-1}) - 1$  são valores suficientemente pequenos, então esse modelo corresponde aproximadamente ao modelo  $txcy_{it} = \alpha_1 txcx_{it} + v_{it}$ , onde  $txcy_{it}$  e  $txcx_{it}$  são as taxas de crescimento de  $y$  e  $x$ , respectivamente. Portanto, os coeficientes no modelo (4) podem ser também interpretados como elasticidades.

exemplo, devido a provável correlação positiva entre a variável dependente defasada e os efeitos fixos a estimativa do coeficiente  $\beta_1$  é enviesada para cima (HISAO, 2004). Por outro lado, o estimador *within groups*, que corrige para presença de efeitos fixos, gera uma estimativa de  $\beta_1$  enviesada para baixo em painéis com a dimensão temporal pequena. Através estudos de Monte Carlo, Judson e Owen (1999) mostra que esse viés pode chegar a 20%, mesmo em painéis onde  $T=30$ . O segundo problema é devido à provável endogeneidade das variáveis explicativas. Nesse caso, endogeneidade no lado direito da equação (4) deve ser tratada para evitar um possível viés gerado por problema de simultaneidade.

Para corrigir esses problemas, Arellano-Bond (1991) propõe o estimador do método dos momentos generalizado-diferenciado (MMG-diferenciado). Tal método consiste na eliminação dos efeitos fixos através da primeira diferença da equação (4),

$$\Delta txCP_{k,it} = \beta_1 \Delta txCP_{k,it-1} + \beta_2 \Delta txctrans_{it} + \beta_3 \Delta txcpib_{it} + \beta_4 \Delta txcae_{it} + \beta_5 \Delta txcgini_{it} + \beta_6 \Delta txccfem_{it} + \beta_7 \Delta txdmasc_{it} + \Delta \varepsilon_{it}, \quad k = 0,1,2 \quad (5)$$

onde, para uma variável  $z_{it}$  qualquer,  $\Delta z_{it} = z_{it} - z_{it-1}$ . Pela construção da equação (5),  $\Delta txCP_{k,it-1}$  e  $\Delta \varepsilon_{it}$  são correlacionados e, portanto, estimadores de MQO para seus coeficientes serão enviesados e inconsistentes. Nesse caso, é necessário empregar variáveis instrumentais para  $\Delta txCP_{k,it-1}$ . O conjunto de hipóteses adotadas na equação (4) implicam que as condições de momentos  $E[\Delta txCP_{k,it-s} \Delta \varepsilon_{it}] = 0$ , para  $t=3,4,\dots,T$  e  $s \geq 2$ , são válidas. Baseados nesses momentos, Arellano e Bond (1991) sugerem empregar  $txCP_{k,it-s}$ , para  $t=3,4,\dots,T$  e  $s \geq 2$ , como instrumentos para equação (5).

Com relação às outras variáveis explicativas, temos três possíveis situações. Uma variável explicativa  $x_{it}$  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 de  $x_{it}$  defasados em um ou mais períodos são instrumentos válidos na estimação da equação (5). Já no último caso, os valores de  $x_{it}$  defasados em dois ou mais períodos são instrumentos válidos na estimação da equação (5).

No entanto, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) argumentam que esses instrumentos são fracos quando as variáveis dependente e explicativas apresentam forte persistência e/ou a variância relativa dos efeitos fixos aumenta. Isso produz um estimador GMM-diferenciado

não consistente e enviesado para painéis com T pequeno. Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) sugerem como forma de reduzir esse problema de viés e imprecisão a estimação de um sistema que combina o conjunto de equações em diferenças, equação (5), com o conjunto de equações em nível, equação (4). 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 a regressão em nível, os instrumentos apropriados são as diferenças defasadas das respectivas variáveis. Por exemplo, assumindo que as diferenças das variáveis explicativas são não correlacionadas com os efeitos fixos individuais (para  $t=3,4,\dots,T$ ) e  $E[\Delta txcP_{k,it-1}\eta_i] = 0$ , para  $i = 1,2,3,\dots,N$ , então as variáveis explicativas em diferenças, caso elas sejam exógenas ou fracamente exógenas, e,  $\Delta txcP_{k,it-1}$ , são instrumentos válidos para a equação em nível. Idem para as variáveis  $\Delta txcP_{k,it-1}$  e explicativas em diferenças defasadas de um período, se elas são endógenas.

A consistência do estimador MMG-sistema depende da suposição de ausência de correlação serial no termo de erro e validade dos instrumentos adicionais requeridos pelo método MMG-sistema. Essas hipóteses podem ser testadas pelo teste de Sargan. A não rejeição dessas hipóteses indica a validade das suposições de ausência de correlação serial e validade dos instrumentos.

## 5. DESCRIÇÃO E ANÁLISE DA BASE DE DADOS

A base de dados utilizada foi retirada da PNAD (Pesquisa Nacional de Amostra por domicílio) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e do IPEADATA para os estados<sup>7</sup> do Brasil compreendendo os anos de 1992 a 2004. Os dados coletados das PNADs foram: população economicamente ativa, população desocupada, valor do rendimento mensal familiar exclusive agregado<sup>8</sup>, número de componentes da família exclusive agregado, condição na família, valor de juros de caderneta de poupança e outras aplicações, dividendos e outros rendimentos e gênero.

Os dados extraídos do IPEADATA foram: PIB a preços constantes em reais com ano base em 2000 deflacionados pelo deflator implícito do PIB nacional, o índice de Gini e a média de anos de estudo para pessoas com 25 anos ou mais.

Com base nesses dados, construiu-se as seguintes variáveis: taxas de crescimento do PIB, transferências de renda do governo para os pobres, número de famílias chefiadas por mulheres e taxa de desemprego masculino.

<sup>7</sup> Os estados RO, AC, RR, e AP da região Norte foram excluídos da amostra em função de apresentarem problemas de dados com relação a variável transferência de renda. É importante destacar que até 2003 a PNAD não coletava dados nas áreas rurais dos estados dessa região.

<sup>8</sup> Considerou-se como rendimento mensal familiar a soma dos rendimentos mensais dos componentes da família, exclusive os das pessoas cuja condição na família fosse pensionista, empregado doméstico ou parente do empregado doméstico.

É importante destacar que o questionário usado pela PNAD até 2004 não identifica os beneficiários dos programas de transferências de renda do governo federal destinados às famílias pobres dentro dos domicílios, nem faz a distinção entre rendas recebidas dos programas de transferência e rendimentos de aplicações financeiras. Esses valores estão agrupados sob a denominação de “valor de juros de caderneta de poupança e outras aplicações, dividendos e outros rendimentos”. Portanto, para calcular o valor das transferências construiu-se um filtro para esta rubrica selecionando as pessoas cuja renda *per capita* familiar fosse igual ou menor do que meio salário mínimo vigente no ano. Supõe-se que esse resíduo represente a renda advinda de todas as transferências de renda do governo, pois é de se esperar que os indivíduos selecionados através desse filtro não devem ter rendimentos de aplicações financeiras.

A taxa de desemprego masculino foi calculada pela relação entre o número de desocupados masculinos e a população economicamente masculina. Por sua vez, número de famílias chefiadas por mulheres foi calculado selecionando os indivíduos do sexo feminino cuja condição na família fosse a pessoa de referência, de acordo com o que consta nos dicionários das PNADs.

Os indicadores de pobreza absoluta utilizados são os pertencentes à classe proposta por Foster, Greer e Thorbecke: o índice de proporção de pobres ( $P_0$ ), o hiato médio de pobreza ( $P_1$ ) e o hiato médio quadrático de pobreza ( $P_2$ ). Para o cálculo de tais indicadores, utilizou-se a linha de pobreza definida pelo IPEA a preços de setembro de 2005 que considera o custo da cesta básica. Esta linha de pobreza é igual ao dobro de indigência, em que o valor dessa linha é o montante 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 atualizar os rendimentos, foi utilizado o INPC (Índice Nacional de Preços ao Consumidor – Restrito) corrigido pela metodologia sugerida por Corseuil e Foguel (2002).

Esses índices foram calculados com base nas seguintes expressões:

$$P_0 = \frac{q}{n} ; \quad P_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \frac{z - y_i}{z} \quad \text{e} \quad P_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left( \frac{z - y_i}{z} \right)^2$$

onde,  $q$  é o número de pobres (pessoas que se encontram abaixo da linha de pobreza),  $n$  é o tamanho da população,  $z$  é a linha de pobreza e  $y_i$  é a renda per capita familiar da  $i$ -ésima pessoa.

O índice  $P_0$  é calculado pelo número de pessoas consideradas pobres (pessoas com renda abaixo da linha de pobreza adotada) dividido pelo total da população. Refere-se à proporção da população cuja renda familiar seria insuficiente para adquirir uma cesta de consumo capaz de satisfazer as necessidades básicas individuais. Esse indicador não se altera ao se reduzir a renda de uma pessoa situada abaixo da linha de pobreza ou o inverso, isto é, quando a renda eleva-se sem alcançar a linha de pobreza o indicador permanece o mesmo. A proporção também é insensível à

distribuição de renda entre os pobres, não se alterando quando se transfere renda de um indivíduo mais pobre para outro menos pobre. Sendo assim, a proporção de pobres deve ser utilizada em conjunto com outros dois indicadores, que se complementam mutuamente. Apesar de ser importante e simples de calcular, ele capta apenas a extensão da pobreza, sendo insensível à intensidade da pobreza.

O índice  $P_1$  é conhecido como o hiato médio da pobreza, pois corresponde ao valor médio da distância dos pobres em relação à linha de pobreza. Mede a intensidade de pobreza para o conjunto da população pobre através do cálculo do desvio médio entre a renda dos pobres e o valor da linha de pobreza. Pode ser interpretado como um indicador do déficit de pobreza, ou seja, os recursos necessários para elevar a renda de todos os pobres ao nível da linha de pobreza, através de uma perfeita focalização das transferências de renda. Embora pondere a proporção de pobres pela sua intensidade, não considera os efeitos na mudança da distribuição entre os pobres, se o valor esperado da renda deste grupo não é afetado.

O índice  $P_2$  refere-se à distância média ao quadrado dos pobres em relação à linha de pobreza, sendo geralmente descrito como um indicador de severidade da pobreza. Na sua construção, utiliza-se um peso maior para as pessoas mais pobres (o “*gap* de pobreza” é ponderado por si mesmo) e leva-se em conta a desigualdade de renda entre os pobres.

Analisando a utilidade desses índices para fins de políticas públicas de combate à pobreza, tem-se que a proporção de pobres ( $P_0$ ) atribui maior efetividade às políticas que elevam a renda dos menos pobres (aqueles cuja renda é mais próxima de  $z$ ). Já o hiato médio de pobreza ( $P_1$ ) e o hiato médio de pobreza ao quadrado ( $P_2$ ) enfatizam àqueles que estão muito abaixo de  $z$ , ou seja, os mais pobres dos pobres.

## 6. RESULTADOS

### 6.1. Causalidade entre transferências e índices de pobreza

Na Tabela 1, as colunas 2 a 7 apresentam os resultados para as equações das taxas de crescimento dos três índices de pobreza, sem a inclusão das variáveis de controle. As linhas (i), (ii) e (iii) mostram as somas dos quadrados dos resíduos ( $Q$ ), juntamente com os respectivos graus de liberdade<sup>9</sup> para os modelos com 3, 2 e 1 defasagem, respectivamente. A partir desses valores são

---

<sup>9</sup> De forma a limitar o número de instrumentos ao número de unidades transversais, apenas 3 variáveis instrumentais para cada período, as duas variáveis endógenas defasadas em dois períodos mais a constante. Isso nos dá um total de 21 variáveis instrumentais. Portanto, já que temos  $2m+1$  parâmetros para estimar, o número de graus de liberdade é  $21-7=14$  para  $m=3$ ,  $21-5=16$  para  $m=2$  e  $21-3=18$  para  $m=1$ .

calculadas as estatísticas de teste  $L = Q_{m=k} - Q_{m=k-1}$ ,  $k = 3, 2$  para especificação do modelo, linhas (iv) e (v).

Ao nível de significância de 10% (5%), o valor crítico para distribuição  $\chi^2$  com 2 graus de liberdade é 4,6 (5,9). Os valores das estatísticas  $L$  indicam, portanto, que as equações para todos os índices de pobreza (sem incluir as variáveis de controle) devem ter apenas uma defasagem.  $m = 1$ .

TABELA 1 – Resultados do VAR para as equações das taxas de crescimento da pobreza

	$P_{0\ddagger}$		$P_{1\ddagger}$		$P_{2\ddagger}$		$P_{0\ddagger}$		$P_{1\ddagger}$		$P_{2\ddagger}$	
	Q	g.l.	Q	g.l.	Q	g.l.	Q	g.l.	Q	g.l.	Q	g.l.
(i) $m = 3$	19,92	14	19,30	14	18,16	14	8,08	9	7,78	9	10,74	9
(ii) $m = 2$	21,24	16	19,83	16	18,99	16	10,62	11	11,38	11	13,65	11
(iii) $m = 1$	21,89	18	22,11	18	22,50	18	12,95	13	19,90	13	19,19	13
	L	g.l.	L	g.l.	L	g.l.	L	g.l.	L	g.l.	L	g.l.
(iv) $m = 2$ versus $m = 3$	1,33	2	0,54	2	0,83	2	2,54	2	3,60	2	2,91	2
(v) $m = 1$ versus $m = 2$	0,64	2	2,28	2	3,50	2	2,33	2	8,51*	2	5,54**	2
(vi) Teste de causalidade, dado (iv) e (v)	0,69	1	0,35	1	0,21	1	1,06	1	2,71	2	1,46	2

Obs.: (\*) e (\*\*) indicam rejeição da hipótese nula a 5% e 10%, respectivamente.

(<sup>†</sup>) resultados para o modelo VAR sem a inclusão das variáveis de controle.

(<sup>‡</sup>) resultados para o modelo VAR com a inclusão das variáveis de controle.

Fonte: resultados obtidos pelos autores

Com base nessa especificação, a linha (vi) apresenta a estatística de teste  $L$  para causalidade. De acordo com os valores  $L$ , a hipótese nula e que transferência não causa pobreza não pode ser rejeitada para todos os índices de pobreza investigados, ao nível de significância de 5% ou 10%<sup>10</sup>.

Os resultados para as equações das taxas de crescimento dos três índices de pobreza, considerando as variáveis  $txcpib$ ,  $txcae$ ,  $txcgini$ ,  $txdmasc$  e  $txccfem$  como regressores exógenos, são apresentados nas colunas 8 a 13 da Tabela 1. Nesse caso, os testes de especificação [linhas (iv) e (v)] indicam que a equação para o índice de pobreza  $P_0$  deve conter apenas uma defasagem enquanto que as equações para os índices de pobreza  $P_1$  e  $P_2$  devem conter duas defasagens.

No entanto, em relação ao teste de causalidade [linha (vi)], mesmo com a mudança na especificação das equações, o resultado de que transferências não causam pobreza ainda é válido. Ou seja, a taxa de crescimento das transferências não tem efeito dinâmico sobre as taxas de crescimento dos índices de pobreza.

<sup>10</sup> Ao nível de significância de 5% (10%), o valor crítico para distribuição  $\chi^2$  com 1 grau de liberdade é 3,8 (2,7).

A Tabela 2 apresenta os resultados para as equações das transferências. De acordo com os testes de especificação, linhas (iv) e (v), as equações que consideram as taxas de crescimento dos índices de pobreza  $P_1$  e  $P_2$  devem conter apenas uma defasagem, inclusas ou não as variáveis de controle. Com relação a taxa de crescimento  $P_1$ , os testes indicam que a especificação correta da equação de transferências têm duas defasagens, também independentemente das variáveis de controle utilizadas. Com base nesses resultados, a linha (vi) da Tabela 2 apresenta as estatísticas  $L$  para testar a hipótese nula de que pobreza não causa transferências.

TABELA 2 - Resultado do VAR para equações de transferências

	$P_{0\uparrow}$		$P_{1\uparrow}$		$P_{2\uparrow}$		$P_{0\ddagger}$		$P_{1\ddagger}$		$P_{2\ddagger}$	
	Q	g.l.	Q	g.l.	Q	g.l.	Q	g.l.	Q	g.l.	Q	g.l.
(i) $m = 3$	15,67	14	14,76	14	17,27	14	3,31	9	3,72	9	3,89	9
(ii) $m = 2$	19,04	16	21,75	16	21,61	16	6,04	11	8,98	11	7,56	11
(iii) $m = 1$	20,78	18	22,56	18	22,94	18	7,79	13	10,32	13	9,70	13
	L	g.l.	L	g.l.	L	g.l.	L	g.l.	L	g.l.	L	g.l.
(iv) $m = 2$ versus $m = 3$	3,37	2	6,98*	2	4,34	2	2,73	2	5,26*	2	3,66	2
(v) $m = 1$ versus $m = 2$	1,75	2	0,81	2	1,32	2	1,75	2	1,34	2	2,14	2
(vi) Teste de causalidade, dado (iv) e (v)	5,26*	1	0,15	3	0,01	1	5,85*	1	0,99	3	0,22	1

Obs.: (\*) e (\*\*) indicam rejeição da hipótese nula a 5% e 10%, respectivamente.

(<sup>†</sup>) resultados para o modelo VAR sem a inclusão das variáveis de controle.

(<sup>‡</sup>) resultados para o modelo VAR com a inclusão das variáveis de controle.

Fonte: resultados obtidos pelos autores.

Para os casos das taxas de crescimento de  $P_1$  e  $P_2$ , constata-se que a essa hipótese não pode ser rejeitada ao nível de 5% ou 10%. Já para a taxa de crescimento  $P_0$ , a hipótese de não causalidade pode ser rejeitada ao nível de 5%.

Em resumo, enquanto as taxas de crescimento dos índices de pobreza  $P_1$  e  $P_2$  não causam a taxa de crescimento das transferências, a taxa de crescimento de  $P_0$  afeta (diretamente) o comportamento futuro da taxa de crescimento das transferências. Tal resultado sugere que uma mudança na proporção de pobres, mas não na intensidade da pobreza, é um fator que influencia o crescimento futuro de transferências. Adicionalmente, isso parece evidenciar que em termos da medida  $P_0$  as transferências podem estar provocando o fenômeno da armadilha da pobreza.

## 6.2. Modelos de regressão para os índices de pobreza

Os métodos de estimação empregados nessa seção são técnicas para painéis dinâmicos, baseadas no método dos momentos generalizado propostos por Arellano e Bond (1991), Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998).

A avaliação do desempenho dos estimadores MMG-diferenciado e MMG-sistema nessa aplicação particular baseia-se na comparação das estimativas para o coeficiente da variável  $txcP_{k,it-1}$ , obtidas através desses métodos, e aquelas obtidas por métodos alternativos cujas propriedades são conhecidas em modelos de painel dinâmico. Como discutido na seção 4, as estimativas de MQO e *within groups* são enviesadas para cima e para baixo, respectivamente, fornecendo aproximadamente limites superior e inferior para o coeficiente  $\beta_1$ <sup>11</sup>.

Em relação às variáveis explicativas  $x_{it} = (txctrans_{it}, txctpib_{it}, txcae_{it}, txcgini_{it}, txccfem_{it})$  no modelo (4), o conjunto preciso de condições de momentos dependerá das hipóteses feitas sobre a correlação entre  $x_{it}$  e o termo de erro. Apesar dos resultados do VAR indicarem que transferência não causa pobreza, a hipótese de que as transferências sejam estritamente exógena é, talvez, muito restritiva. Na estimação do painel dinâmico através do MMG-diferenciado e MMG-sistema assume-se, portanto, que  $txctrans_{it}$  é fracamente exógena.

As estimativas para os índices de pobreza  $P_0$ ,  $P_1$  e  $P_2$  se encontram dispostas na Tabelas 3, 4 e 5 respectivamente.

Primeiramente observa-se em todas as tabelas que as estimativas para o coeficiente da variável dependente defasada,  $txcP_{k,it-1}$ , obtidas pelos métodos MMG-diferenciado (coluna 6 e linha 3) e MMG-sistema (coluna 8 e linha 3), se encontram entre os limites estabelecidos pelos métodos de MQO e *within groups* (colunas 2 e 4, linhas 3). Isso indica que o viés causado pela presença de variáveis endógenas no lado direito da regressão e efeitos fixos não observáveis foram corrigidos por ambos os métodos.

A expectativa de que o fenômeno da persistência da pobreza ocorre no Brasil parece se confirmar quando se verifica a significância da variável  $txcP_{k,it-1}$ , qualquer que sejam os índices  $P_0$ ,  $P_1$  e  $P_2$ .

As magnitudes e os sinais dos parâmetros estimados dessa variável indicam que o crescimento da pobreza não é fortemente persistente e não explosivo. Em função da magnitude estimada do coeficiente dessa variável ser relativamente baixa, o método de estimação mais apropriado é talvez o MMG-diferenciado, embora seus resultados sejam similares aos encontrado através do MMG-sistema.

---

<sup>11</sup> Esse procedimento é conhecido como *Bounding Procedure*. Para uma discussão detalhada veja Bond *et al* (2001).



TABELA 3 – Resultados dos Modelos de Regressão para  $txcP_0$ 

	MQO		WITHIN		MMG DIFERENCIADO		MMG SISTEMA	
	Coefic.	Valor-p	Coefic.	Valor-p	Coefic.	Valor-p	Coefic.	Valor-p
$txcP_{0,t-1}$	-0,3416 (0,0586)	0,00	-0,3959 (0,0549)	0,00	-0,3868 (0,0491)	0,00	-0,3687 (0,0448)	0,00
$txctrans$	0,00007 (0,0002)	0,68	-0,00004 (0,0002)	0,79	-0,00007 (0,0001)	0,22	-0,00006 (0,0001)	0,32
$txcpib$	-0,2929 (0,0690)	0,00	-0,2532 (0,0672)	0,00	-0,25390 (0,0832)	0,01	-0,26820 (0,0726)	0,00
$txcae$	-0,3707 (0,1447)	0,01	-0,5813 (0,1409)	0,00	-0,57131 (0,2100)	0,01	-0,49980 (0,1826)	0,01
$txcgini$	0,4344 (0,1358)	0,00	0,5478 (0,1279)	0,00	0,5094 (0,1772)	0,001	0,4789 (0,1660)	0,01
$txccfem$	0,0032 (0,0077)	0,68	0,0407 (0,0355)	0,25	0,0525 (0,0243)	0,04	0,0455 (0,0216)	0,05
$txdmasc$	0,0162 (0,0029)	0,00	0,0406 (0,0049)	0,00	0,0350 (0,0093)	0,00	0,0307 (0,0069)	0,00
Const.	-0,0679 (0,0148)	0,00	-0,1664 (0,0212)	0,00			-0,12630 0,0287	0,00
	F(7,199)=14,93 Prob>F=0,0000		F(22, 77)= 2,58 Prob>F=0,0003		F(7, 23)= 34,70 Prob>F=0,0000		F(7, 22)= 25,06 Prob>F=0,0000	
	Nº de obs: 207		Nº de obs: 207 Nº de grupos: 23		Nº de obs: 184 Nº de grupos: 23 Nº de instrum.: 21		Nº de obs: 207 Nº de grupos: 23 Nº de instrum.: 20	
AR(1)					0,001		0,001	
AR(2)					0,370		0,292	
Teste de Hansen					0,140		0,266	
Diff-in- Sargan <sup>1</sup>					0,715		0,849	
Diff-in- Sargan <sup>2</sup>							0,841	

Obs.: (i) Os valores em 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) A linha Diff-in-Sargan<sup>1</sup> apresenta os valores-p para exogeneidade dos instrumentos na equação em diferenças (requerido no GMM-diferença e GMM-sistema).

(iv) A linha Diff-in-Sargan<sup>2</sup> apresenta os valores-p para validade dos instrumentos adicionais requeridos pelo método GMM-sistema.

(v) Os valores apresentados nas linhas AR(1) e AR(2) são os valores-p para as autocorrelações de primeira e segunda ordem nos erros da equações em primeira diferença.

Fonte: resultados obtidos pelos autores.

A inexistência do impacto das transferências de renda sobre a pobreza, já indicado pelo teste de causalidade, é reforçado pela não significância das estimativas dos coeficientes para a variável  $txctrans_{it}$  (colunas 6 e 8, linha 5). Ou seja, esses programas parecem não estar alcançando seus objetivos em reduzir a pobreza no Brasil. Esse resultado está de acordo com a idéia de que as transferências do governo desincentivam os indivíduos a procurar outros meios de obter renda tornando-os, assim, dependentes das mesmas.

Nesse sentido, os indivíduos poderiam estar condicionados a permanecer na pobreza para continuar recebendo esses benefícios. Uma outra possível explicação pode ser a má gestão desses programas em função dos recursos não estarem sendo destinados a quem de fato necessita. De

qualquer forma, os resultados mostram que esses programas não alcançaram os resultados esperados pelo governo.

TABELA 4 – Resultados dos Modelos de Regressão para  $txcP_1$

	MQO		WITHIN		MMG DIFERENCIADO		MMG SISTEMA	
	Coefic.	Valor-p	Coefic.	Valor-p	Coefic.	Valor-p	Coefic.	Valor-p
$txcP_{1,t-1}$	-0,3746 (0,0559)	0,00	-0,4217 (0,0547)	0,00	-0,3919 (0,0363)	0,00	-0,3873 (0,0473)	0,00
$txctrans$	0,00010 (0,0002)	0,46	0,00004 (0,0002)	0,84	0,00002 (0,0001)	0,88	0,00002 (0,0001)	0,81
$txcpib$	-0,3715 (0,0845)	0,00	-0,3252 (0,0861)	0,00	-0,34524 (0,0996)	0,00	-0,36102 (0,1006)	0,00
$txcae$	-0,4448 (0,1774)	0,01	-0,6419 (0,1807)	0,00	-0,60766 (0,2843)	0,04	-0,56706 (0,2797)	0,06
$txcgini$	0,8991 (0,1668)	0,00	1,0036 (0,1641)	0,00	0,9919 (0,2440)	0,00	0,9554 (0,2053)	0,00
$txccfem$	0,0070 (0,0095)	0,46	0,0223 (0,0455)	0,63	0,0208 (0,0353)	0,06	0,0253 (0,0412)	0,54
$txdmasc$	0,0208 (0,0035)	0,00	0,0478 (0,0063)	0,00	0,0449 (0,0091)	0,00	0,0418 (0,0085)	0,00
Const.	-0,0867 (0,0182)	0,00	-0,1919 (0,0272)	0,00			-0,17141 0,0361	0,00
	F(7,199)=19,56 Prob>F=0,0000		F(22, 77)= 1,68 Prob>F=0,0353		F(7, 23)= 47,08 Prob>F=0,0000		F(7, 22)=44,37 Prob>F=0,0000	
	Nº de obs: 207		Nº de obs: 207 Nº de grupos: 23		Nº de obs: 184 Nº de grupos: 23 Nº de instrum.: 21		Nº de obs: 207 Nº de grupos: 23 Nº de instrum.: 20	
AR(1)					0,000		0,000	
AR(2)					0,760		0,761	
Teste de Hansen					0,126		0,107	
Diff-in- Sargan <sup>1</sup>					0,847		0,873	
Diff-in- Sargan <sup>2</sup>							0,759	

Obs.: (i) Os valores em 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) A linha Diff-in-Sargan<sup>1</sup> apresenta os valores-p para exogeneidade dos instrumentos na equação em diferenças (requerido no GMM-diferença e GMM-sistema).

(iv) A linha Diff-in-Sargan<sup>2</sup> apresenta os valores-p para exogeneidade dos instrumentos adicionais requeridos pelo método GMM-sistema.

(v) Os valores apresentados nas linhas AR(1) e AR(2) são os valores-p para as autocorrelações de primeira e segunda ordem nos erros da equações em primeira diferença.

Fonte: resultados obtidos pelos autores.

Dentre os fatores que reduzem a pobreza, o crescimento do PIB e os anos de estudo se mostraram estatisticamente significantes nos modelos MMG-diferenciado e MMG-sistema (linhas 7 e 9 e colunas 6 e 8 em todas as tabelas). As elasticidades estimadas para o efeito do crescimento do PIB na redução da pobreza se situaram em torno de - 0,25% a - 0,36%, enquanto aquelas relativas aos anos de estudo ficaram entre - 0,5% e - 0,6%. Vale salientar que o impacto do crescimento dos anos de estudo na redução da pobreza é aproximadamente o dobro daquele obtido via crescimento do PIB. Nesse sentido, investimentos em educação parecem ser mais importantes do que políticas que apenas estimulam o crescimento isolado do PIB.

TABELA 5 – Resultados dos Modelos de Regressão para  $txcP_2$ 

	MQO		WITHIN		MMG DIFERENCIADO		MMG SISTEMA	
	Coefic.	Valor-p	Coefic.	Valor-p	Coefic.	Valor-p	Coefic.	Valor-p
$txcP_{2,t-1}$	-0,3951 (0,0565)	0,00	-0,4331 (0,0001)	0,00	-0,4063 (0,0462)	0,00	-0,4072 (0,0477)	0,00
$txctrans$	0,00021 (0,0002)	0,36	0,00012 (0,0003)	0,64	0,00011 (0,0001)	0,43	0,00011 (0,0001)	0,37
$txcpib$	-0,3663 (0,1026)	0,00	-0,3196 (0,1081)	0,00	-0,32636 (0,1406)	0,03	-0,32057 (0,1449)	0,04
$txcae$	-0,4104 (0,2160)	0,06	-0,5733 (0,2275)	0,01	-0,53955 (0,3129)	0,01	-0,53384 (0,3240)	0,11
$txcgini$	1,1921 (0,2030)	0,00	1,2852 (0,2066)	0,00	1,2775 (0,3085)	0,00	1,2644 (0,2979)	0,00
$txccfem$	0,0101 (0,0115)	0,38	0,0053 (0,0572)	0,93	-0,00567 (0,0512)	0,91	0,0026 (0,0493)	0,96
$txdmasc$	0,0234 (0,0043)	0,00	0,0503 (0,0079)	0,00	0,0502 (0,0078)	0,00	0,0473 (0,0087)	0,00
Const.	-0,0986 (0,0219)	0,00	-0,2000 (0,0341)	0,00			-0,19150 0,0380	0,00
	F(7, 199)=18,90 Prob>F=0,0000		F(22, 77)= 1,04 Prob>F=0,4126		F(7, 23)= 45,74 Prob>F=0,0000		F(7, 22)=45,14 Prob>F=0,0000	
	Nº de obs: 207		Nº de obs: 207 Nº de grupos: 23		Nº de obs: 184 Nº de grupos: 23 Nº de instrum.: 21		Nº de obs: 207 Nº de grupos: 23 Nº de instrum.: 20	
AR(1)					0,000		0,000	
AR(2)					0,780		0,735	
Teste de Hansen					0,103		0,081	
Diff-in- Sargan <sup>1</sup>					0,901		0,824	
Diff-in- Sargan <sup>2</sup>							0,896	

Obs.: (i) Os valores em 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) A linha Diff-in-Sargan<sup>1</sup> apresenta os valores-p para exogeneidade dos instrumentos na equação em diferenças (requerido no GMM-diferença e GMM-sistema).

(iv) A linha Diff-in-Sargan<sup>2</sup> apresenta os valores-p para exogeneidade dos instrumentos adicionais requeridos pelo método GMM-sistema.

(v) Os valores apresentados nas linhas AR(1) e AR(2) são os valores-p para as autocorrelações de primeira e segunda ordem nos erros da equações em primeira diferença.

Fonte: resultados obtidos pelos autores.

No modelo MMG-sistema, o efeito dos anos de estudo sobre os índices de pobreza  $P_1$  e  $P_2$  não foram estatisticamente significantes para um nível de 5% (embora significantes para um nível de 10%). Desde que a medida  $P_0$  é a proporção do número de pobres em relação a uma determinada linha de pobreza, é de se esperar que a taxa de crescimento dos anos de estudo contribua para o aumento da renda daqueles que se encontram mais próximos da linha de pobreza e que possuem maiores anos de estudo.

A tendência seria os indivíduos com maiores níveis de educação e mais próximos da linha ganharem mais e, portanto, deixando de serem considerados pobres. O resultado é a queda da proporção de pobres ( $P_0$ ).

Os mesmos argumentos anteriores podem ser utilizados para justificar a não significância da taxa de crescimento dos anos de estudos sobre  $P_1$  e  $P_2$ . Com efeito, os anos de estudo em geral aumentam a renda daqueles mais próximos da linha de pobreza fazendo com que eles possam ultrapassá-la. No entanto, como aqueles que se encontram mais distantes da linha de pobreza têm em média menores anos de estudo são poucos afetados em termos de aumento de renda. O resultado final esperado é que estes índices de fato não sofram alterações significantes.

Dentre os fatores que agravam a pobreza, as elasticidades estimadas para o índice de concentração de Gini são estatisticamente significantes e as maiores em todos os modelos. Para os índices de pobreza  $P_0$ ,  $P_1$  e  $P_2$  os impactos do índice de Gini sobre a pobreza são aproximadamente 0,5%, 1% e 1,26% (linhas 11 em todas as tabelas), respectivamente. Em resumo, o impacto da concentração de renda sobre a pobreza é maior na medida em que esses índices captam a intensidade e severidade da pobreza. Observe também que essas elasticidades são, em valores absolutos, consideravelmente maiores do que aquelas para o crescimento do PIB e anos de estudos.

Esses resultados mostram que políticas de diminuição da concentração de renda são mais importantes no combate a pobreza, levando não apenas a redução da proporção de pobres, mas também de sua intensidade. Por outro lado, note que se políticas que estimulem o crescimento do PIB e os anos de estudo, levarem a uma concentração da renda, elas podem ter impacto insignificante ou até mesmo agravar a pobreza.

A taxa de desemprego masculino, como esperado, afeta positivamente todos os índices de pobreza. Desde que no Brasil a maior proporção dos chefes de famílias é do sexo masculino, é natural que o aumento do desemprego masculino termine por aumentar a pobreza. No entanto, esse efeito é muito pequeno, 0,02% e 0,05% aproximadamente (linhas 15 em todas as tabelas), quando comparado com os outros determinantes.

O impacto da taxa de crescimento do número de famílias chefiadas por mulheres sobre  $P_0$  é estatisticamente significativo nas estimações por MMG-diferenciado ou sistema (linha 3 e colunas 6 e 8 na Tabela 3). Por outro lado, esse mesmo efeito não foi estatisticamente significativo (linha 3 e colunas 6 e 8 nas Tabelas 4 e 5) para  $P_1$  e  $P_2$ . Note, no entanto que a magnitude do impacto sobre  $P_0$  é relativamente pequena, em torno de 0,05%.

## 7. CONCLUSÕES

A dinâmica da pobreza no Brasil apresenta resultados bastante interessantes. Um primeiro resultado é que esse processo apresenta persistência e não é explosivo. Um outro resultado é que o

aumento das transferências de renda não afeta a dinâmica da pobreza. Enquanto as taxas de crescimento dos índices de pobreza que levam em conta a severidade não causam a taxa de crescimento das transferências, a taxa de crescimento de proporção do número de pobres afeta (diretamente) o comportamento futuro da taxa de crescimento das transferências.

Esse resultado sugere que uma mudança na proporção de pobres, mas não na intensidade da pobreza, é um fator que influencia o crescimento futuro das transferências. Isso parece evidenciar que em termos de proporção de pobres as transferências podem estar provocando a armadilha da pobreza.

Um resultado de certa forma não esperado foi o fato dos programas de transferências de renda não terem alcançados seus objetivos na redução da pobreza no Brasil. Uma possível explicação poderia ser a má gestão desses programas em função dos recursos não estarem sendo destinados a quem de fato necessita. Mais recentemente, a Controladoria Geral da União, em auditorias realizadas por amostragem com relação ao Bolsa-Família, verificou que em 90% das cidades ocorreram pagamentos a beneficiados com renda superior à estipulada por esse programa. Uma outra explicação poderia ser que esses programas assistencialistas de transferências poderiam estar incentivando as pessoas a não procurar outras fontes de renda, como já comentado no desenvolver do artigo. Em todo caso, esses programas deveriam ser profundamente avaliados para se saber por que seus objetivos não estão sendo alcançados.

Em relação aos outros determinantes da pobreza, o crescimento do PIB e os anos de estudo têm contribuído para a sua diminuição. Vale salientar que o impacto do crescimento dos anos de estudo na redução da pobreza é aproximadamente o dobro daquele obtido via crescimento do PIB. Nesse sentido, investimentos em educação parecem ser mais importantes do que políticas que apenas estimulam o crescimento isolado do PIB.

Dentre os fatores que agravam a pobreza, o índice de concentração de Gini é o que mais se destaca. No entanto, o impacto da concentração de renda sobre a pobreza é maior na medida em que os índices de pobreza captam sua intensidade e severidade. Adicionalmente, constatou-se que os efeitos negativos das desigualdades de rendas são consideravelmente maiores do que os efeitos positivos do crescimento do PIB e anos de estudos. Esses resultados mostram que políticas de diminuição da concentração de renda são mais importantes no combate a pobreza, levando em conta não apenas a redução da proporção de pobres, mas também de sua intensidade. Por outro lado, se as políticas que estimulem o crescimento do PIB e dos anos de estudo, levarem a uma concentração da renda, os seus impactos podem ser insignificante ou até mesmo agravar a pobreza.

O fato das medidas  $P_1$  e  $P_2$  levarem em conta apenas a intensidade da pobreza faz com que os anos de estudo dos indivíduos mais pobres praticamente não tenham nenhum efeito sobre essas medidas. De fato, os anos de estudo daqueles mais distantes da linha de pobreza são, em geral, os

menores se não sem nenhum estudo. Assim é de se esperar que aumento dos anos de estudos na margem não altere significativamente seus níveis de renda. Como essas medidas atribuem maiores pesos aos mais pobres, não se deve esperar mudanças significativas em função do aumento dos anos de estudo.

A taxa de desemprego masculino, como esperado, afeta positivamente todos os índices de pobreza. Desde que no Brasil a maior proporção dos chefes de famílias é do sexo masculino é natural que o aumento do desemprego masculino termine por aumentar a pobreza independente de como ela é medida. Por outro lado, o crescimento do número de famílias chefiadas por mulheres só tem influência na medida de pobreza que mensura a proporção de pobres. No entanto, a magnitude do efeito sobre essa medida é relativamente pequena.

## 8. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

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

ANDERSON, W. Trickle down: the relationship between economic growth and the extent of poverty among American families. *Quarterly Journal of Economics*, n. 78, p. 511-524, 1964.

ARELLANO, M., BOVER, O. Another look at the instrumental-variable estimation of error-components model. *Journal of Econometrics*. 68, pp. 29-52, 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, N. 2, Apr., 1991, pp 277-297.

BADEN, S.; MILWARD, K. Gender inequality and poverty: trends, linkages, analysis and policy implications. Brighton; Institute of Development Studies, University of Sussex, 1997 (Bridge Report, n. 30).

BARRETO, F. A. **Crescimento Econômico, Pobreza e Desigualdade: o que sabemos sobre eles?** Série Ensaio sobre Pobreza. Laboratório de Estudos da Pobreza. Caen – UFC, 2005.

BARROS, R. P.; FOX, L.; MENDONÇA, R. **Female-Headed households, poverty, and the welfare of children in urban Brazil**. Washington, DC: The World Bank, Mar. 1994 (Policy Research Working Paper, n. 1.275).

BARROS, R. P. ; CARVALHO, M. de.; FRANCO, S.; MEDONÇA, R. **Determinantes Imediatos da Queda da Desigualdade Brasileira**. Rio de Janeiro: IPEA, jan. 2007. (Texto para Discussão N° 1253).

BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. **O Impacto do Crescimento Econômico e de Reduções no Grau de Desigualdade sobre a Pobreza**. Rio de Janeiro: IPEA, nov. 1997. (Texto para Discussão N° 528).

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S. La igualdad como estrategia de combate a la pobreza en Panamá. Panamá: Pnud, 2003, p. 365.

BLANK, R. M. Why were poverty rates so high in the late Twentieth Century (Eds) D. Papadimitriou and E. Wolf Macmillian. London, pp. 21-55, 1993.

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

BOND, S.R., A. HOEFFLER and J. TEMPLE. **GMM Estimation of Empirical Growth Models**. CEPR Discussion Paper 3048. London, United Kingdom: Centre for Economic Policy Research, 2001.

BOURGUIGNON, F. Can redistribution accelerate growth and development? Paris: World Bank ABCDE/Europe Conference, 2000.

BUVINIC, M.; GUPTA, G. R.. Female-headed households and female-maintained families: are they worth targeting to reduce poverty in developing countries? **Economic Development and Cultural Change**, v. 45, n. 2, p. 259-280, 1997.

CARVALHO JR, P. H. **Análise do Gasto da União em Ações Assistenciais ou Focalizado na População Pobre e em Benefícios Previdenciários de Fortes Impactos Sociais: 1995-2004**. Brasília: IPEA, nov. 2006. (Texto para Discussão N° 1236).

CHANT, S. **Female household headship and the feminisation of poverty**: facts, fictions and forward strategies. London: London School of Economics, Gender Institute, 2003b (New Working Paper Series, n. 9).

CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. N. **Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE**. Rio de Janeiro: Ipea, jul. 2002. 8p. (Texto para Discussão, n. 897).

COSTA, M., A multidimensional approach to the measurement of poverty, IRISS Working papers series No. 2002-05.

COSTA, J. S. PINHEIRO L.; MEDEIROS, M.; QUEIROZ, C. **A Face Feminina da Pobreza: Sobre-Representação e Feminização da Pobreza no Brasil**. Brasília: IPEA, nov. 2005. (Texto para Discussão N° 1137).

DATTI, G; RAVALLION, M. Growth and redistribution components of changes in poverty measures: A decomposition with application to Brazil and India in the 1980s. *Journal of Development Economics* 38(2): 275-295, 1992.

DE LIMA, F. S; BARRETO, F. A.; MARINHO, E. “Impacto do Crescimento Econômico e da Concentração de Renda sobre o Nível de Pobreza dos Estados Brasileiros”, **Anais do VII Encontro Regional de Economia**, Fortaleza, 2003.

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

ENRENBURG, R.G; SMITH, R.S. **A moderna economia do trabalho – Teoria e política pública**. São Paulo: Makron Books, p 319-409, 2000.

FORMBY, J. P.; HOOVER, G. A.; KIM, H. 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, 2001.

GAFAR, J. Growth, inequality and poverty in selected Caribbean and Latin America countries, with emphasis on Guyana. *Journal of Latin America Studies*, Cambridge University Press, v. 30, p.591-617, 1998.

GANGOPADHYAY, S.; WADHWA, W. **Are indian female headed households more vulnerable to poverty**. Haryana: India Development Foundation, Nov. 2003.

HIRSCH, B. T. Poverty and economic growth: has trickle down petered out? *Economic Inquiry*, 18, 151-157, 1980.

HOFFMAN, R. Transferência de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. **Econômica** v. 8, n. 1, p. 55-81, jun. 2006. Disponível em: <http://www.uff.br/cpgeconomia/economica.htm>.

\_\_\_\_\_. "Elasticidade da Pobreza em Relação à Renda Média e às Desigualdades no Brasil e nas Unidades da Federação". **Revista Economia**. Julho 2005.

HOLTZ-EAKIN, D., NEWEY, W., ROSEN, H. S. Estimating vector autoregression with panel data. *Econometrica*, 56, pp. 1371-1396, 1988.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. Sobre a Recente Queda da Desigualdade de Renda no Brasil. Nota Técnica. Agosto 2006.

JUDSON, R. A.; OWEN, A. L. Estimating dynamic panel data models: a guide for macroeconomists, **Economics Letters** 65, 9-15, 1999.

KAGEYAMA, A.; HOFFMANN, R. Pobreza no Brasil: Uma Perspectiva Multidimensional. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 15, n. 1 (26), p. 79-112, jan./jun. 2006.

KAKWANI, N. Poverty and economic growth with application to Cote d'Ivoire. *Review of Income and Wealth* 39: 121-139, 1993.

KAKWANI, N.; KHANDKER, S.; SON, H. **Pro-poor growth: concepts and measurement with country case studies**. Brasília: International Poverty Centre/PNUD, 2004 (Working Paper, n.1).

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

LAMPIETTI, J. A.; STALKER, L. **Consumption expenditure and female poverty: a review of the evidence**. Washington, DC: **Policy Research Report on Gender and Development**, The World Bank, Apr. 2000 (Working Paper Series, n. 11).

LAVINAS, L.; VARSANO, R. **Programas de garantia de renda mínima e ação coordenada de combate à pobreza**. Brasília: Ipea, dez. 1997 (Texto para Discussão, n. 534).

LIPTON, M.; RAVALLION, M. Poverty and policy. In: BEHRMAN, J.; SRINIVASAN, T. N. (Eds.). *Handbook of Development Economics*. Amsterdam: North Holland, v. 3., 1995.

LERMAN, R. I. The impact of changing U.S. family structure on child poverty and income inequality. *Economica* 63, 119-136, 1996.



LOPES, H. M.; MACEDO, P. B. R.; MACHADO, A. F. **Indicador de Pobreza: aplicação de uma abordagem multidimensional ao caso brasileiro.** Texto para Discussão, n. 223, CEDEPLAR, Belo Horizonte, 2003.

MARCOUX, A. **The feminization of poverty: claims, facts, and data needs.** *Population and Development Review*, v. 24, n. 1, p. 131-139, Mar. 1998.

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

MOGHADAM, V. **The feminisation of poverty: notes on a concept and trend.** Normal: Illinois State University, 1997 (Women's Studies Occasional Paper, n. 2).

NICKELL, S.; OWEN, A. L. NORTHROP, E. M. The feminization of poverty: the demographic factor and the composition of economic growth. *Journal of Economic Issues*, v. 24, n. 1, p. 145-160, Mar. 1990.

NICKELL, S. Biases in dynamic models with effects, *Econometrica*, 49, 1417-1426, 1981.

PETERSON, J. The feminization of poverty. *Journal of Economic Issues*, v. 21, n. 1, p. 329-337, Mar. 1987.

NORTHROP, E. M. The feminization of poverty: the demographic factor and the composition of economic growth. *Journal of Economic Issues*, v. 24, n. 1, p. 145-160, Mar. 1990.

PRESSMAN, S. The feminization of poverty: causes and remedies. *Challenge*, v. 31, n. 2, p. 57-61, Mar./Apr. 1988.

QUEIROZ, B. L. **Efeitos do capital humano local sobre o diferencial regional de salários em Minas Gerais.** (dissertação de mestrado em demografia) UFMG. Belo Horizonte. mai. 1999.

QUISUMBING, A. R.; HADDAD, L.; PEÑA, C. **Gender and poverty: new evidence from 10 developing countries.** Washington, DC: International Food Policy Research Institute, 1995 (FCND Discussion Paper, n. 9).

RANIS, G.; STEWART, F. Crecimiento económico y desarrollo humano en América Latina. *Revista de la CEPAL*, Santiago de Chile, n. 78, p. 7-24, dic. 2002.

RAVALLION, M; HUPPI; M. Measuring changes in poverty: A methodological case study of Indonesia during an adjustment period. *The World Bank Economic Review* 5: 57-82. 1991.

REIS; J. G. A.; BARROS, R. P. de. **Desigualdade salarial e distribuição de educação: a evolução das diferenças regionais no Brasil.** Rio de Janeiro: IPEA,1990.

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

RECTOR, R.; LAUDER, W. America's Failed \$5.4 Trillion War on Poverty, The Heritage Foundation, Washington DC, 1995.

REIS; J. G. A.; BARROS, R. P. **Desigualdade salarial e distribuição de educação: a evolução das diferenças regionais no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 1990.

ROCHA, S. **Desigualdade regional e pobreza no Brasil: a evolução – 1981/95**. Rio de Janeiro, IPEA, Junho 1998 (Texto para Discussão 567).

\_\_\_\_\_. Impacto sobre a Pobreza dos Novos Programas Federais de Transferência de Renda. In XXII Encontro Nacional de Economia. **Anais...**, 2004.

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

SCHWARTZMAN, S. Education-oriented social programs in Brazil: the impact of Bolsa Escola. Paper submitted to the Global Conference on Education Research in Developing Countries (Research for Results on Education), Global Development Network. Prague: IETS - Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade 2005.

\_\_\_\_\_. 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, F. V.; SOARES, S.; MEDEIROS, M.; OSÓRIO, R. G. **Programas de transferências de renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade e pobreza**. Brasília: IPEA, 2006 (Texto para Discussão, n. 1.228).

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.

SHULTZ, T. W. **O Valor Econômico da Educação**. 2ªed. Rio de Janeiro: Zahar; 1973.

THORNTON, J. R.; AGNELLO, R. J. AND LINK, C. R. Poverty and economic growth: trickle down peters out, *Economic Inquiry*, 26, 385-394, 1978.

VINHAIAS, P; SOUZA, A. P. Pobreza Relativa ou Absoluta? A Linha Híbrida de Pobreza no Brasil Trabalho apresentado no **XXXIV Encontro Nacional de Economia (Encontro da ANPEC)**, 5 a 8 de dezembro de 2006, Salvador, BA, 2006.

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

## **Ensaaios Anteriores:**

- Ensaio 1: Crescimento Econômico, Pobreza e Desigualdade de Renda: o que Sabemos Sobre Eles?
- Ensaio 2: Medidas de Pobreza e Desigualdade: Uma Análise Teórica dos Principais Índices.
- Ensaio 3: Discriminação Como Fonte de Desigualdade de Rendimentos no Mercado de Trabalho das Regiões Nordeste e Sudeste do Brasil.
- Ensaio 4: Crescimento Econômico, Concentração de Renda e seus Efeitos sobre o Nível de Pobreza dos Estados Brasileiros.
- Ensaio 5: Income Inequality and Barriers to Human Capital Accumulation in Brazil.
- Ensaio 6: O Desequilíbrio Regional Brasileiro: Novas Perspectivas a partir das Fontes de Crescimento "Pró-Pobre".
- Ensaio 7: Crescimento Pró-Pobre: Diferenças de Intensidade Entre Rural e Urbano no Período 2002-2005.
- Ensaio 8: Desigualdade de Renda no Nordeste Brasileiro: Uma Análise de Decomposição.
- Ensaio 9: Uma Análise Econométrica do Impacto dos Gastos Públicos Sobre a Criminalidade no Brasil.
- Ensaio 10: Novas Evidências para as Taxas de Pobreza no Brasil.
- Ensaio 11: Determinantes Recentes da Desigualdade Salarial no Nordeste do Brasil.
- Ensaio 12: Renda Básica da Cidadania ou Imposto de Renda Negativo: Qual o Mais Eficiente no Combate a Pobreza?

Obs: Todos os Ensaaios Sobre Pobreza se encontram disponíveis no site:  
[www.lepcaen.com.br](http://www.lepcaen.com.br)