

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

Emerson Marinho[†], Fabricio Linhares[‡], Guaracyane Campelo[§]

Conteúdo: 1. Introdução; 2. Pobreza e Programas de Transferências de Renda; 3. Pobreza e Outros Determinantes; 4. Descrição e Análise da Base de Dados; 5. Modelo Econométrico; 6. Resultados; 7. Conclusões.

Palavras-chave: Pobreza, Transferência de Renda, Painel Dinâmico.

Códigos JEL: C23, H53, I38.

Os programas de transferência de renda são considerados políticas públicas importantes para a diminuição da pobreza no Brasil. No entanto, alguns críticos argumentam que esses programas são ineficazes em função de grande parte dos recursos não serem destinados aos verdadeiramente pobres ou porque geram o fenômeno da armadilha da pobreza. Este artigo analisa se os resultados desses programas obtiveram êxito no combate a pobreza, controlando por outros determinantes tais como crescimento econômico, desigualdade de renda, anos médio de estudo, proporção de famílias chefiadas por mulheres e taxa de desemprego masculino para os estados brasileiros, no período de 2000 a 2008. Um modelo para dados em painel dinâmico, estimado pelo método de momentos generalizados-sistema (MMG-S) em dois passos, desenvolvido por Arellano e Bond (1991) e Blundell e Bond (1998), detectou, entre outras conclusões, uma relação não significativa entre transferências de renda e pobreza. Os resultados, portanto, suportam as críticas de que esses programas não têm efeito esperado sobre a pobreza no Brasil.

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

* Artigo originado de uma pesquisa financiada pelo CNPq.

[†] Universidade Federal do Ceará (UFC). E-mail: emarinho@ufc.br

[‡] Professor do Curso de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC). E-mail: fabcarlin@hotmail.com

[§] Doutoranda pelo Curso de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC). E-mail: guacampelo@yahoo.com.br



*the poor, or because such programs create a poverty trap. This article pe-
ruses this issue investigating the relationship between poverty and govern-
ment income transfer in Brazil, over the period 2000-2008, 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 dynamic panel data models, proposed by Arellano e
Bond (1991) and Blundell e Bond (1998), indicate that poverty is not affected
by government income transfers, which support the critic view that income
transfer programs in Brazil do not have the expect effect on poverty. Among
other findings, education and inequality play an important role in the recent
poverty dynamics in Brazil.*

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 dessas políticas. Alguns autores afirmam, por exemplo, que as transferências de renda governamentais podem desmotivar os indivíduos pobres a procurar emprego ou a qualificação profissional e os tornam dependentes dessas transferências. Nesse sentido, muitas famílias se acomodariam na pobreza para continuar a receber os benefícios sociais, como aponta Carvalho Jr (2006).

Dentre outros motivos para o efeito limitado dessas políticas, Schwartzman (2005, 2006) sugerem que tanto o pequeno volume dos recursos transferidos para cada família quanto à má gestão dos programas seriam também responsáveis pela baixa redução na pobreza. Em relação à repercussão dos programas de transferência de renda no longo prazo, Lavinias e Varsano (1997) concluem que se não forem instituídos políticas complementares de educação e de geração autônoma de renda, a probabilidade de uma família contemplada por esses programas retornar à condição de pobreza com o seu término é muito alta.

Em uma perspectiva macroeconômica, outro argumento levantado contra os programas de transferência de renda é que uma política fiscal pró-pobre 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, contrário a muitos desses argumentos, 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 alii (2006b) e Kakwani et alii (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 1970, 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 (Rocha, 2006).

A década de 1980, apesar da crise econômica, representou uma redução da proporção de pobres. Na década de 1990, 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, de acordo com os autores Datt e Ravallion (1992) e Kakwani (1997), evidencia que a redução da pobreza requer o aumento do crescimento econômico ou redução no grau de desigualdade. O impacto do crescimento econômico sobre a pobreza é tão maior quanto menor for a desigualdade da distribuição de renda. Trabalhos como os de Barreto (2005), IPEA (2006), Soares et alii (2006b), Barros et alii (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), Thornton et alii (1978) e Hirsch (1980) documentam essa relação. No entanto, artigos recentes como os de Blank (1993) e Formby et alii (2001) não rejeitaram a hipótese de 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 et alii (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 exhibe tendência a se perpetuar no tempo ou de influenciar o quadro da pobreza no futuro. Além do mais, eles trabalham com dados agregados para o país sem levar em consideração os estados ou as regiões, o que de certa forma pode ocultar resultados relevantes assim como levar a conclusões imprecisas. No caso desse artigo trabalha-se com dados em painel onde as unidades observacionais são os estados brasileiros.

Nesse sentido, em função da controvérsia acima, este trabalho analisa, levando-se em consideração o efeito temporal no comportamento da pobreza e com dados agregados por estado, se os resultados das políticas de transferência de renda exercem influência sobre a dinâmica da pobreza no Brasil. Além do mais, pretende-se examinar os efeitos sobre a pobreza de outros fatores tais como crescimento econômico, desigualdade de renda, anos médio de estudo, proporção de chefe de família feminina e taxa de desemprego masculino. Mais especificamente, procura-se responder as seguintes questões: 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?

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 na literatura 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. Neste artigo adotar-se-á uma linha de pobreza disponibilizada pelo IPEA (Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicada) cujo valor é igual a metade do salário mínimo a preços de setembro/2008. Em assim sendo, a linha de pobreza é a mesma para todos os estados. O cálculo dessa linha segue a metodologia de Corseuil e Foguel (2002).

Utilizando essa linha de pobreza 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 alcançar os objetivos acima descritos, utilizam-se modelos dinâmicos para dados em painel. Nesses modelos, o índice que mede a pobreza é uma função de seu valor passado e de um conjunto de variáveis explicativas: transferência de renda para os estados, produto interno bruto (PIB) *per capita*



dos estados, anos médios de estudo, o índice de Gini, a taxa de desemprego masculino e a proporção de famílias chefiadas por mulheres. Diferente do modelo estático para dados de painel, essa formulação incorpora os efeitos de choques presentes e passados na descrição do comportamento da variável dependente. Além disso, o modelo dinâmico é mais apropriado para os casos onde os erros exibem correlação serial e a variável dependente apresenta certa persistência ao longo do tempo, como ocorre com os índices que mensuram o nível e intensidade da pobreza.

As estimativas dos parâmetros do modelo são obtidas pelo método conhecido como MMG-sistema, desenvolvido por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998). Esse método é mais adequado para corrigir os problemas estatísticos típicos de modelos de painel dinâmico, especialmente quando os instrumentos são considerados fracos devido ao nível de persistência relativamente alto da variável dependente. Nesses modelos de regressão, o estimador de MMG é ainda vantajoso por não necessitar de instrumentos adicionais válidos, pois emprega as defasagens de suas próprias variáveis além de ser consistente mesmo na presença de variáveis explicativas endógenas ou não estritamente exógenas as quais são possivelmente correlacionadas com as realizações presentes e passadas do termo de erro.

Dentre outros resultados obtidos, o principal foi que as transferências de renda do governo para os mais pobres, medidas pelas transferências *per capita* ou pelas transferências em relação ao total do ano inicial da amostra, não apresentaram impacto significativo sobre os índices de pobreza. Na realidade, o coeficiente estimado dessa variável no modelo foi praticamente nulo. Em relação aos outros determinantes da pobreza, o aumento dos anos médio de estudo contribuiu para a sua diminuição. A taxa de desemprego diminuiu a pobreza apenas para os índices P_0 e P_1 . Por outro lado, os fatores que agravaram a pobreza foram a concentração de renda e a proporção de chefe de família feminino. Estas duas últimas foram os determinantes de maiores impactos. Por sua vez, o PIB *per capita* dos estados não apresentou nenhum efeito sobre os índices de pobreza.

O restante do trabalho está organizado em sete seções. Nas seções 2 e 3, faz-se, respectivamente, uma revisão sobre a relação entre as transferências de renda do governo e a pobreza e a análise de seus determinantes. A quarta seção apresenta os modelos econométricos e os métodos de estimação empregados. Na quinta seção, define-se a base de dados e a construção das variáveis dos modelos. 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 melhor 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 et alii (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 quanto ao impacto das transferências de renda sobre a 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. Em assim sendo, muitas famílias escolheriam continuar na pobreza para receber esses benefícios sociais. Isso reflete 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 Jr (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 desses programas, muito embora a tendência de universalização desses auxílios possa ajudar a diminuí-las.

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 de 2004. 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. Sobre problemas de focalização desse programa podem-se citar, entre outros, os trabalhos empíricos mais recentes de Soares et alii (2008) e Costa e Salvato (2008).

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, que na visão do governo acha 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, Hoffman (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, mas 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 alii (2006b) adotando uma metodologia que desagrega os componentes da rubrica “juros, dividendos e outros rendimentos” com o intuito de analisar o papel de cada um desses componentes,



verificaram que os programas de transferência de renda apresentam 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. Kakwani et alii (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, 2004) a pobreza é um fenômeno complexo e 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 et alii (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 Souza (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 dependem 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 (2004).

Neste trabalho será utilizada a linha de pobreza definida pelo IPEA a preços de setembro de 2008 que considera o valor dessa linha igual a meio salário mínimo.

3.1. Relação entre pobreza, crescimento econômico e desigualdade

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

Por exemplo, Anderson (1964), Thornton et alii (1978) e Hirsch (1980) analisaram essa relação através de um modelo de crescimento econômico *trickle-down* para os Estados Unidos. A ideia 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 et alii (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 et alii (2001) mostraram que os salários reais dos trabalhadores de baixa renda aumentaram somente 0,5% 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), Datt e Ravallion (1992) e 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), ao analisarem dados de vários países da América Latina, nem sempre o crescimento econômico é suficiente para eliminar a pobreza. Nas décadas de 1960, 1970 e 1980 no Brasil, por exemplo, houve um viés forte de pró-crescimento econômico, mas com baixo desenvolvimento humano.

Na década de 1990, Kageyama e Hoffman (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), Hoffman (2005), Lima et alii (2003) e 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 a mesma autora, 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 alii (2007), utilizando dados da PNAD de 1993, verificaram que redução no grau de pobreza de uma sociedade requer 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.

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 et alii, 2003, Kakwani et alii, 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.

3.2. 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.

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. Thornton et alii (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 alii (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 et alii (1994) observaram que domicílios chefiados por mulher possuem maior propensão a serem pobres do que outros tipos de domicílios, mesmo con-

trolando 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 et alii (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 cem 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.

3.3. Relação entre pobreza e a taxa de desemprego masculino

Ao analisarem os determinantes da pobreza para os Estados Unidos, Formby et alii (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.

3.4. 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, Shultz (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 regiões que possuem um maior estoque de capital humano apresentam um salário médio superior às demais. 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. DESCRIÇÃO E ANÁLISE DA BASE DE DADOS

A base de dados utilizada foi obtida da PNAD (Pesquisa Nacional de Amostra por domicílio) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e do IPEADATA para os estados do Brasil compreendendo os anos de 2000 a 2008.¹ Esse período amostral foi definido em função do expressivo aumento do valor das transferências ocasionado pela expansão do Programa Bolsa Escola Federal a partir de 2000, o que de certa forma pode ter ocasionado uma quebra estrutural na série de transferências. Uma amostra maior contendo dados anteriores a 2000 poderia prejudicar a acurácia das estimativas do modelo. Além do mais, os modelos de Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) utilizados neste artigo são válidos para uma dimensão temporal pequena em que as unidades observacionais devem ser consideravelmente maiores do que esta última.

Os dados coletados PNAD foram: a população economicamente ativa, população desocupada, valor do rendimento mensal familiar exclusive agregado,² 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 *per capita* estadual a preços constantes em reais do ano de 2008 deflacionados pelo deflator implícito do PIB nacional e, a média de anos de estudo para pessoas com idade igual ou maior de vinte e cinco anos.

Com base nesses dados, foram construídas as seguintes variáveis: a transferências de renda do governo para os pobres, a proporção dos chefes de famílias chefiadas por mulheres, o índice de Gini e a taxa de desemprego masculino.

É importante destacar que o questionário usado pela PNAD até 2004 não identificava os beneficiários dos programas de transferências de renda do governo federal destinados às famílias pobres dentro dos domicílios e nem fazia a distinção entre rendas recebidas dos programas de transferência e rendimentos de aplicações financeiras. Esses valores estão agrupados sob a rubrica *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 somente as pessoas cuja renda *per capita* familiar fosse igual ou menor do que meio salário mínimo vigente no ano. Supõe-se que o valor dessa rubrica para essas pessoas 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, a proporção do chefe de famílias chefiadas por mulheres foi calculada selecionando todos os indivíduos do sexo feminino cuja condição na família era a pessoa de referência dividindo-se pelo seu total, de acordo com o que consta nos dicionários das PNADs.

¹Os dados para 2000 foram gerados por interpolação (média aritmética) usando as PNADs de 1999 e 2001.

²Considerou-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.

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 2008 que considera o valor dessa linha igual a meio salário mínimo. 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 de pobreza foram calculados com base nas seguintes expressões:

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

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 indivíduos considerados pobres (com renda abaixo da linha de pobreza) 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 um indivíduo situado abaixo da linha de pobreza ou quando sua renda eleva-se, mas não alcança a linha de pobreza. 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 da renda dos pobres em relação à linha de pobreza. Mede a intensidade da 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 os indivíduos 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 está mais próxima de z). Já o hiato médio de pobreza (P_1) e o hiato médio de pobreza ao quadrado (P_2) enfatizam aqueles que estão muito abaixo de z , ou seja, os mais pobres dos pobres.

5. MODELO ECONOMETRICO

Esta seção apresenta o modelo empírico através do qual é analisada a relação entre pobreza e seus principais determinantes. Sua especificação econométrica baseia-se na suposição de que a pobreza corrente tende a se perpetuar e/ou influenciar o desempenho dos indicadores da pobreza no futuro. Evidência empírica desse fenômeno para o Brasil pode ser vista em Ribas et alii (2006), onde os autores mostram que a pobreza no Brasil é essencialmente crônica. De fato, estimativas de um modelo autoregressivo de ordem um para o painel das medidas de pobreza P_0 , P_1 e P_2 indicam níveis de persistência



relativamente altos, com estimativas para os coeficientes dessas medidas defasadas de um período em torno de 0,63, 0,93 e 0,88, respectivamente.³

Portanto, levando em consideração essa evidência e os outros determinantes da pobreza, o modelo econométrico adequado para analisar essas relações deve ser um modelo dinâmico com dados em painel. Em assim sendo, para os estados brasileiros compreendendo os anos de 2000 a 2008, o modelo é definido da seguinte forma:

$$P_{k,it} = \beta_0 + \beta_1 P_{k,it-1} + \beta_2 transf_{it} + \beta_3 pib_{it} + \beta_4 aem_{it} + \beta_5 gini_{it} + \beta_6 prcfamfe_{it} + \beta_7 txdm_{it} + \eta_i + \varepsilon_{it}, \quad k = 0,1,2 \quad (1)$$

onde, a variável $P_{k,it}$ é o k -ésimo índice de pobreza, $k = 0, 1, 2$, $transf_{it}$ é o total das transferências de renda do governo para os pobres, pib_{it} é o PIB estadual *per capita*, aem_{it} é a média dos anos de educação para pessoas com 25 anos ou mais, $gini_{it}$ é o índice de Gini, $prcfamfe_{it}$ é a proporção do número de famílias chefiadas por mulher, $txdm_{it}$ é a taxa de desemprego masculino, η_i representa os efeitos fixos não observáveis das unidades, ε_{it} são os distúrbios aleatórios, i e t são índices para as observações transversais (estados) e temporais, respectivamente.

O modelo (1) será estimado considerando duas medidas para a variável *transferências de renda* ($transf_{it}$) para os pobres: a primeira será as transferências *per capita* de cada um dos estados ($transf_{per}$) e a, segunda, as transferências de renda de cada estado em relação ao total das transferências do ano inicial ($transf/total$). Ou seja, $transf/total_{it} = transf_{it} / \sum_i transf_{i0}$, onde $transf_{i0}$ é a transferência de renda para os pobres do i -ésimo estado no período inicial da amostra.

As hipóteses adotadas nesse modelo são: $E[\eta_i] = E[\varepsilon_{it}] = E[\eta_i \varepsilon_{it}] = 0$ 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: $E[P_{k,i0} \varepsilon_{it}] = 0$ para $i = 1, 2, \dots, N$ e $t = 1, 2, \dots, T$ (Ahn e Schimdt, 1995).

As técnicas de estimação tradicionais são inapropriadas para a equação (1) devido a dois principais problemas econométricos. O primeiro é a presença de efeitos não observáveis das unidades, η_i , e o segundo é a endogeneidade da variável explicativa $P_{k,it-1}$ (variável dependente defasada de um período).⁴ Nesse caso, omitir os efeitos fixos individuais no modelo dinâmico em painel torna os estimadores de mínimos quadrados ordinários (MQO) tendenciosos e inconsistentes. Por exemplo, devido a provável correlação positiva entre a variável dependente defasada e os efeitos fixos a estimativa do coeficiente β_1 é enviesada para cima Hsiao (2004). Por outro lado, o estimador de efeito fixo (EF), que corrige para presença de heterogeneidade nas unidades transversais, gera uma estimativa de β_1 enviesada para baixo em painéis com a dimensão temporal pequena. Através de estudos de Monte Carlo, Judson e Owen (1999) mostram 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 (1) deve ser tratada para evitar um possível viés gerado por problema de simultaneidade.

Para corrigir esses problemas, Arellano e Bond (1991) propõe o estimador do método dos momentos generalizado-diferenciado (MMG-D). Tal método consiste na eliminação dos efeitos fixos através da primeira diferença da equação (1), ou seja:

$$\Delta P_{k,it} = \beta_1 \Delta P_{k,it-1} + \beta_2 \Delta transf_{it} + \beta_3 \Delta pib_{it} + \beta_4 \Delta aem_{it} + \beta_5 \Delta gini_{it}$$

³Embora as séries dos índices de pobreza sejam persistentes, o teste de raiz unitário em painel de Levin et alii (2002), considerando uma defasagem e tendência, indicou que elas são estacionárias ao nível de significância de 5%.

⁴A variável $P_{k,it-1}$ é endógena ao efeito fixo η_i no termo de erro da equação 1, originando viés no painel dinâmico. Com efeito, considere que um estado experimente um choque negativo de pobreza muito intenso por alguma razão não modelada em um determinado ano. Tudo mantido constante, o aparente efeito fixo em todo o período amostral será maior. Em assim sendo, no período seguinte o efeito fixo e a pobreza defasada de um período serão maiores. Esta correlação positiva entre esse regressor e o erro viola a hipótese de consistência no MQO.

$$+ \beta_6 \Delta prcfamfe_{it} + \beta_7 \Delta txdm_{it} + \Delta \varepsilon_{it}, \quad k = 0, 1, 2 \quad (2)$$

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

Com relação às outras variáveis explicativas, têm-se três possíveis situações. Uma variável explicativa Z_{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 Z_{it} defasados em um ou mais períodos são instrumentos válidos na estimação dos parâmetros da equação (2). Já no último caso, os valores de Z_{it} defasados em dois ou mais períodos são instrumentos válidos para a equação (2).

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 MMG-D não consistente e enviesado para painéis com dimensão temporal pequena. 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 (2), com o conjunto de equações em nível, equação (1). Daí surge o método dos momentos generalizado-sistema (MMG-S). 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 não são correlacionadas com os efeitos fixos individuais (para $t = 3, 4, \dots, T$) e $E[\Delta P_{k,i2} \eta_i] = 0$, para $i = 1, 2, 3, \dots, N$, então as variáveis explicativas em diferenças, caso elas sejam exógenas ou fracamente exógenas, e, $\Delta P_{k,it-1}$, são instrumentos válidos para a equação em nível. Idem para as variáveis $\Delta P_{k,it-1}$ e explicativas em diferenças defasadas de um período, se elas são endógenas.

A consistência do estimador MMG-S depende da suposição de ausência de correlação serial do termo de erro e validade dos instrumentos adicionais requeridos por esse método. 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.

6. RESULTADOS

Os resultados estimados dos parâmetros das equações (1) com o auxílio da equação (2) foram obtidos através das técnicas econométricas apresentadas na Seção 4. Desde que as estimativas dos modelos autoregressivos de primeira ordem para a variável $P_{k,t-1}$ indicam um comportamento temporal consideravelmente persistente, os modelos de regressão são estimados através do método dos momentos generalizado-sistema (MMG-S).

Além das estatísticas dos testes para correlação serial dos resíduos e validade dos instrumentos, a validade das estimativas de MMG-S é avaliada também com base na comparação das estimativas para o coeficiente da variável $P_{k,it-1}(\beta_1)$ obtida por esse método com as obtidas pelos métodos MQO e EF, cujas propriedades são conhecidas em modelos de painel dinâmico. Como discutido na Seção 4, as



estimativas de MQO e EF para β_1 são enviesadas para cima e para baixo, respectivamente, fornecendo aproximadamente limites superior e inferior para balizar a estimativa de β_1 por MMG-S.⁵

Em relação às variáveis explicativas no modelo (1), o conjunto preciso de condições de momentos dependerá das hipóteses impostas sobre a correlação entre estas variáveis e o termo de erro. Estimativas preliminares consideraram todos os principais regressores como endógenos. No entanto, baseado na correção da estimativa de β_1 e nos testes de Hansen e de Sargan, para exogeneidade e validade dos instrumentos, os resultados indicaram que as variáveis $transf_{it,pib_{it}}$ e $gini_{it}$ devem ser tratadas como fracamente exógenas e o restante são exógenas (exceto $P_{k,it-1}$ que, por construção do modelo, é endógena). Portanto, na estimação do painel dinâmico através do MMG-S, as variáveis $transf_{it,pib_{it}}$ e $gini_{it}$ recebem tratamento similar ao aplicado à variável $P_{k,t-1}$. Foram, ainda, adicionadas variáveis binárias para cada ano como forma de controlar os efeitos de choques comuns no tempo que afetem o conjunto dos erros de todas as unidades transversais (estados) do painel.⁶

As estimativas dos coeficientes e estatísticas de teste do modelo (1) para os índices de pobreza P_0, P_1 e P_2 se encontram dispostos nas Tabelas 1 e 2.

Primeiramente observa-se que os coeficientes estimados relativos à variável dependente defasada, $P_{k,t-1}$, obtida pelo método MMG-S (colunas 4, 7 e 10 de ambas as tabelas), se encontram entre os limites estabelecidos pelos valores estimados através dos métodos de MQO (colunas 2, 5 e 8 de ambas as tabelas) e EF (colunas 3, 6 e 9 de ambas as tabelas). Os resultados dos testes de Sargan e Hansen, para validade dos instrumentos, e de correlação serial também são satisfatórios, no sentido de que as equações de regressão foram adequadamente estimadas. Isso indica que o viés causado pela presença de variáveis endógenas no lado direito da regressão e de efeitos fixos não observáveis foram corrigidos pelo método.

O resultado de destaque é a não significância estatística do efeito de ambas as medidas de transferências de renda sobre as três medidas de pobreza analisadas. Note que, mesmo nos métodos de estimação inapropriados (MQO e EF), os coeficientes dessas variáveis não são estatisticamente significantes para o índice de pobreza P_0 . As variáveis transferências de renda só são significativas para P_1 e P_2 nos métodos MQO e EF. Isso indica que as transferências diretas do governo não influenciaram diretamente a trajetória temporal da pobreza no Brasil. Ou seja, os programas de transferências de renda no Brasil parecem não estar alcançando o objetivo de reverter a dinâmica da pobreza.

Essa evidência corrobora a idéia de que transferências de renda podem incentivar os indivíduos a não procurar outros meios de obter renda ou até mesmo reduzir sua oferta de trabalho corrente, tornando-os, de certa forma, dependentes dessas transferências (fenômeno da armadilha da pobreza).

Nesse sentido, os indivíduos poderiam estar condicionados a permanecer na pobreza para continuar recebendo esses benefícios. Outra possível explicação poderia ser a má gestão desses programas através dos desvios de seus objetivos como, por exemplo, os recursos não estarem sendo destinados aos indivíduos considerados verdadeiramente pobres. Ou, ainda, que o montante de recursos do programa não é suficiente para surtir efeito sobre os índices de pobreza.

De qualquer forma, os resultados mostram que, enquanto esses programas provavelmente cumpram sua função assistencialista, parecem que não são eficazes em reduzir a pobreza no país. Essas políticas deveriam, portanto, passar por uma profunda reavaliação no sentido de identificar o porquê da ausência de efeito sobre o quadro da pobreza.

Dentre os outros determinantes, a média dos anos de estudo e a proporção de famílias chefiadas por mulheres apresentaram seus respectivos coeficientes estimados com os sinais esperados e estatisticamente significantes para as medidas de pobreza P_0 e P_1 , embora aquela última tenha sido significativa somente para um nível de 10%. Os sinais estimados das variáveis anos médio de estudo foram os esperados e significativos para P_0, P_1 e P_2 , enquanto o coeficiente do índice de Gini só não foi estatisticamente significativo para P_0 quando as transferências de rendas são medidas em relação ao total do

⁵Esse procedimento é conhecido como *bounding procedure*. Para uma discussão detalhada veja Bond et alii (2001).

⁶As estimativas do intercepto e dos coeficientes relativos a essas variáveis binárias não são apresentadas na Tabela 1.

Tabela 1: Resultados dos modelos de regressão para os índices de pobreza P_0, P_1 e P_2

Variáveis	P_0			P_1			P_2		
	MQO	EF	MMG-S	MQO	EF	MMG-S	MQO	EF	MMG-S
$P_{k,t-1}$	0,4031*	-0,0654	0,1731*	0,7185*	0,3159*	0,4023*	0,6996*	0,2980*	0,3916*
	(0,0599)	(0,0715)	(0,0416)	(0,0352)	(0,0527)	(0,1585)	(0,0383)	(0,0554)	(0,1655)
<i>transfer</i>	0,0001	-0,0002	0,0004	-0,0003*	-0,0004*	-0,0001	-0,0003*	-0,0005*	-0,0003
	(0,0003)	(0,0004)	(0,0005)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0003)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0003)
<i>pib</i>	-0,0042	0,0019	-0,0020	-0,0002	0,0021	-0,0003	-0,0001	0,0012	0,0001
	(0,0029)	(0,0072)	(0,0069)	(0,0008)	(0,0019)	(0,0026)	(0,0007)	(0,0016)	(0,0023)
<i>aem</i>	-0,0599*	-0,0553*	-0,0852*	-0,0249*	-0,0481*	-0,0462*	-0,0186*	-0,0335*	-0,0365*
	(0,0131)	(0,0232)	(0,0302)	(0,0041)	(0,0061)	(0,0205)	(0,0034)	(0,0052)	(0,0152)
<i>gini</i>	0,3951*	0,5203*	0,8167**	0,1745*	0,3368*	0,4858*	0,1643*	0,2866*	0,3877*
	(0,2034)	(0,2659)	(0,4184)	(0,0583)	(0,0698)	(0,1272)	(0,0483)	(0,0599)	(0,1204)
<i>prcfamfe</i>	0,5411*	0,0326	0,5047**	0,2784*	0,2195*	0,3072*	0,2072*	0,1658*	0,2489*
	(0,1525)	(0,1858)	(0,2590)	(0,0443)	(0,0487)	(0,1129)	(0,0366)	(0,0417)	(0,0788)
<i>txdm</i>	0,0103*	-0,0060	0,0128*	0,0022*	-0,0010	0,0060*	0,0014*	-0,0005	0,0041
	(0,0032)	(0,0054)	(0,0048)	(0,0009)	(0,0014)	(0,0028)	(0,0008)	(0,0012)	(0,0025)
Estatist.- F	F = 79,3	F = 13,7	F = 170,5	F = 415,4	F = 94,2	F = 232,8	F = 300,8	F = 66,4	F = 81,1
	-14,201	-14,175	(14,26)	-14,201	-14,175	(14,26)	-14,201	-14,175	(14,26)
AR(1)			0,10			0,03			0,00
AR(2)			0,56			0,27			0,23
Teste de Sargan			0,71			0,54			0,42
Teste de Hansen			0,03			0,03			0,03
Diff-in-Hansen			0,29			0,89			0,53

(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 Sargan são os valores- p para a hipótese nula de que os instrumentos são válidos.

Esse teste não é robusto, mas seu desempenho não é afetado pela presença de muitos instrumentos.

(iii) Os valores para o teste de Hansen são os valores- p para a hipótese nula de que os instrumentos são válidos.

Esse teste é robusto, mas seu desempenho é afetado pela presença de muitos instrumentos.

(iv) A linha Diff-in-Hansen apresenta os valores- p para exogeneidade dos instrumentos na equação em nível (requerido no MMG-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 das equações em primeira diferença.

(vi) Nas colunas EF são apresentados os resultados das estimativas com efeito fixo e nas colunas MMG-S as estimativas pelo método dos momentos generalizado sistema.

(vii) Os valores abaixo das estatísticas F são seus respectivos graus de liberdade.

(viii) * indica significância ao nível de 5% e ** indica significância ao nível de 10%.

ano inicial. Por outro lado, a taxa de desemprego masculino apresentou impacto positivo e significativo somente para os índices P_0 e P_1 . Observe que esses resultados corroboram as evidências empíricas nacionais e internacionais apresentadas na Seção 3.

Os impactos estimados da educação na redução da pobreza nas Tabelas 1 e 2 foram em torno de $-0,09(-0,10)$, $-0,05(-0,05)$ e $-0,04(-0,03)$ para P_0, P_1 e P_2 , respectivamente. Em outras palavras, para cada aumento de um ano de estudo, em média, esses índices reduzem-se em torno de 0,09 (0,10), 0,05(0,05) e 0,04(0,03) pontos percentuais, respectivamente. Esses valores sugerem que efeito de políticas educacionais sobre a pobreza é relativamente maior sobre P_0 quando comparado às medidas P_1 e P_2 . Desde que esses dois últimos índices refletem a intensidade e severidade da pobreza, indivíduos muito pobres em geral ou possuem nenhum estudo ou anos médios de estudo muito baixo. Em assim sendo, é de esperar que o impacto dessa variável sobre P_0 seja mais acentuado relativamente aos índices P_1 e P_2 .

A proporção de famílias chefiadas por mulheres apresenta também uma significativa correlação com todos os índices de pobreza. Observe que uma redução de um ponto percentual no número dessas

Tabela 2: Resultados dos modelos de regressão para os índices de pobreza P_0 , P_1 e P_2

Variáveis	P_0			P_1			P_2		
	MQO	EF	MMG-S	MQO	EF	MMG-S	MQO	EF	MMG-S
$P_{K,t-1}$	0,3928 (0,0597)	-0,0915 (0,0727)	0,0847* (0,0360)	0,6855* (0,0342)	0,2921* (0,0559)	0,4331* (0,2023)	0,6644* (0,0379)	0,2937* (0,0603)	0,3976* (0,1302)
<i>transfer</i>	-0,0314 (0,0213)	-0,0602 (0,0369)	0,0060 (0,0401)	-0,0117* (0,0061)	-0,0202* (0,0101)	-0,0106 (0,0150)	-0,0085 (0,0051)	-0,0183* (0,0089)	-0,0006 (0,0121)
<i>pib</i>	-0,0040 (0,0029)	0,0001 (0,0070)	-0,0032 (0,0081)	0,0004 (0,0008)	0,0037** (0,0019)	0,0014 (0,0035)	0,0004 (0,0007)	0,0031** (0,0017)	-0,0009 (0,0024)
<i>aem</i>	-0,0668 (0,0135)	-0,0544 (0,0229)	-0,1040* (0,0416)	-0,0265* (0,0043)	-0,0503* (0,0063)	-0,0488* (0,0199)	-0,0194* (0,0035)	-0,0360* (0,0055)	-0,0282* (0,0093)
<i>gini</i>	0,4192 (0,1919)	0,5067 (0,2609)	0,5380 (0,6520)	0,1270* (0,0567)	0,2938* (0,0714)	0,4051* (0,1408)	0,1173* (0,0471)	0,2381* (0,0630)	0,4514* (0,1308)
<i>prcfamfe</i>	0,5873 (0,1502)	0,0244 (0,1844)	0,7464* (0,2758)	0,2718* (0,0447)	0,2112* (0,0505)	0,3396* (0,1312)	0,1963* (0,0371)	0,1583* (0,0444)	0,2217* (0,0830)
<i>txdm</i>	0,0110 (0,0032)	-0,0054 (0,0054)	0,0158* (0,0041)	0,0027* (0,0010)	-0,0008 (0,0015)	0,0061* (0,0030)	0,0018* (0,0008)	-0,0002 (0,0013)	0,0030 (0,0019)
Estatíst.- F	F = 80,2 -14.201	F = 13,7 -14.175	F = 198,4 (14,26)	F = 406,8 -14.201	F = 86,9 -14.175	F = 291,4 (14,26)	F = 289,3 -14.201	F = 57,1 -14.175	F = 85,9 (14,26)
AR(1)			0,11			0,03			0,00
AR(2)			0,50			0,22			0,26
Teste de Sargan			0,61			0,79			0,85
Teste de Hansen			0,19			0,03			0,02
Diff-in-Hansen			0,51			0,17			0,74

(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 Sargan são os valores- p para a hipótese nula de que os instrumentos são válidos.

Esse teste não é robusto, mas seu desempenho não é afetado pela presença de muitos instrumentos.

(iii) Os valores para o teste de Hansen são os valores- p para a hipótese nula de que os instrumentos são válidos.

Esse teste é robusto, mas seu desempenho é afetado pela presença de muitos instrumentos.

(iv) A linha Diff-in-Hansen apresenta os valores- p para exogeneidade dos instrumentos na equação em nível (requerido no MMG-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 das equações em primeira diferença.

(vi) Nas colunas EF são apresentados os resultados das estimativas com efeito fixo e nas colunas MMG-S as estimativas pelo método dos momentos generalizado sistema.

(vii) Os valores abaixo das estatísticas F são seus respectivos graus de liberdade.

(viii) * indica significância ao nível de 5% e ** indica significância ao nível de 10%.

famílias resulta, em média, na redução de quase 0,50(0,75) ponto percentual na proporção de pobres (P_0). Esse resultado corrobora aquele de Barros et alii (1994) para o Brasil, que revela a suscetibilidade de famílias chefiadas por mulheres em relação à condição de pobreza. Todavia, a evidência mundial indica de que não há um padrão generalizado relacionando chefia feminina e pobreza.

Os parâmetros estimados da taxa de desemprego masculino foram estatisticamente significativos somente para P_0 e P_1 . Seus valores estimados nas Tabelas 1 e 2 foram bastante próximos o que mostra que a inclusão da taxa de desemprego no modelo para efeito de controle dos ciclos de negócios e de políticas macroeconômicas foi conveniente. Disso se conclui que o desemprego afetou mais diretamente os pobres com rendas mais próximas da linha de pobreza.

O índice de concentração de Gini foi estatisticamente significante para P_1 e P_2 quando se consideram ambas as medidas de transferências de renda. Os efeitos da concentração de renda sobre esses índices foram de 0,49 (0,41) e 0,39 (0,45), respectivamente. Ou seja, para cada aumento de um ponto percentual no índice de Gini isso implica na queda de P_1 e P_2 em 0,49 (0,41) e 0,39 (0,45) pontos percentuais, respectivamente. Portanto, o que se verifica é um maior impacto da concentração de renda sobre a intensidade da pobreza medida pelos índices P_1 e P_2 do que na proporção de pobres mensurada

por P_0 . Ou seja, políticas de desconcentração de renda reduzem mais intensamente a pobreza dos indivíduos mais distantes da linha de pobreza. No entanto, em relação à variável transferência *per capita* o impacto na redução de P_0 é da ordem de 0,82 pontos percentuais para um nível de significância de 10%.

Quanto ao PIB *per capita* esse não se mostrou significativo para nenhum índice de pobreza. De acordo com o que foi discutido na Seção 3, o efeito do crescimento do PIB *per capita* sobre a pobreza pode não ter produzido nenhum impacto em função da alta concentração de renda verificada nestes últimos anos no Brasil. Em outras palavras, o crescimento econômico pode não ter tido efeito sobre a pobreza devido à alta concentração de renda no Brasil.

Em resumo, dentre os fatores que agravam a pobreza, o impacto da concentração de renda sobre a pobreza medida por P_0, P_1 e P_2 é maior na medida em que esses índices captam a intensidade e severidade da pobreza. Observe também que esses impactos estimados são, em valores absolutos, consideravelmente maiores do que todas as demais variáveis do modelo.

Vale salientar que o impacto do crescimento dos anos de estudo na redução da pobreza é importante para todos os índices de pobreza principalmente para P_0 . Nesse sentido, investimentos em educação parecem ser tão mais importantes quanto às políticas que apenas estimulam o crescimento isolado do PIB *per capita*.

Esses resultados mostram que as políticas de diminuição da concentração de renda e de educação são importantes no combate à intensidade e severidade da pobreza. Por outro lado, se as políticas de crescimento do PIB e educação aumentarem a concentração da renda, elas podem apresentar impactos moderados ou até mesmo agravar a pobreza.

7. CONCLUSÕES

A investigação empírica da dinâmica recente da pobreza no Brasil, realizada neste artigo, apresentou vários resultados interessantes. É importante ressaltar, primeiramente, que a análise tem como referência o comportamento dos índices que mensuram o nível de pobreza nos estados brasileiros ao longo do tempo. Desta forma, todos os indivíduos pobres em um determinado estado podem, por exemplo, ter tido melhoria em suas rendas e, mesmo assim, ainda permanecerem pobres. Isso deixaria a medida de pobreza P_0 inalterada. Pode-se ter, ainda, uma situação em que alguns dos indivíduos pobres de um determinado estado conseguem sair dessa condição, mas a proporção de pobres nessa localidade permanece a mesma – basta outros indivíduos serem suficientemente motivados a reduzir suas rendas de trabalho para participarem de programas que só beneficiem os pobres. Em suma, investigar o impacto de possíveis fatores influenciadores sobre a situação de pobreza de uma região talvez seja mais complexo do que aquela quando a referência de investigação considera apenas o comportamento isolado de indivíduos pobres.

O resultado de destaque, de certa forma não esperado, é que os programas de transferências de renda não afetaram ou contribuíram para a queda dos índices de pobreza dos estados brasileiros. Isso poderia ser explicado pela má gestão desses programas, em função dos recursos não estarem sendo destinados a aqueles que de fato são considerados pobres, ou por que esses programas de transferências poderiam estar incentivando os indivíduos a não procurar outras fontes de renda, como já comentado no desenvolver do artigo. Mais recentemente, a CGU (Controladoria Geral da União), em auditorias realizadas por amostragem no programa Bolsa-Família, verificou que em 90% das cidades ocorreram pagamentos aos beneficiados com renda superior à estipulada por esse programa. Em todo caso, qualquer que seja a explicação, esses programas deveriam ser profundamente reavaliados para se identificar por que seus objetivos não foram alcançados.

Em relação aos outros determinantes da pobreza, o aumento dos anos médio de estudo contribuiu para a sua diminuição. Em relação a esta variável, o efeito de políticas educacionais sobre a pobreza é relativamente maior sobre a proporção de pobres do que naqueles considerados extremamente pobres.



No mesmo sentido, a queda da taxa de desemprego masculino afetou somente os indivíduos com renda próximo da linha de pobreza.

Dentre os fatores que agravaram a pobreza, a concentração de renda seguida pela proporção de chefe de família feminino foram os determinantes de maiores impactos. No entanto, o impacto da concentração de renda só é maior e significativo nos índices que captam sua intensidade e severidade. Por sua vez, o primeiro fator contribuiu para a queda de todas as medidas de pobreza.

Por sua vez, o PIB *per capita* dos estados não apresentou nenhum efeito sobre os índices de pobreza. Esse resultado pode ser devido à alta concentração de renda que de certa maneira arrefeceu o efeito do crescimento econômico.

Vale salientar que o impacto do crescimento dos anos de estudo na redução da pobreza é importante para todos os índices de pobreza principalmente para a proporção de pobres. Nesse sentido, investimentos em educação e políticas voltadas para a desconcentração de renda parecem ser tão mais importantes quanto às políticas que apenas estimulam o crescimento isolado do PIB.

Esses resultados mostram que as políticas de diminuição da concentração de renda e de educação são importantes no combate à pobreza. Por outro lado, se as políticas de crescimento do PIB e educação aumentarem a concentração da renda, elas podem apresentar impactos moderados ou até mesmo agravar a pobreza.

BIBLIOGRAFIA

- Ahn, S. C. & Schimdt, P. (1995). Efficient estimation of models for dynamic panel data. *Journal of Econometrics*, 68:5–28.
- Anderson, W. (1964). Trickle down: The relationship between economic growth and the extent of poverty among American families. *Quarterly Journal of Economics*, 78:511–524.
- Arellano, M. & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2):277–297.
- Arellano, M. & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental-variable estimation of error-components model. *Journal of Econometrics*, 68:29–52.
- Barreto, F. A. (2005). Crescimento econômico, pobreza e desigualdade: O que sabemos sobre eles? Fortaleza: UFC/CAEN Laboratório de Estudos de Estudos da Pobreza (Série Ensaios sobre a Pobreza).
- Barros, R. P., Carvalho, M., & Franco, S. (2003). *La Igualdad como Estrategia de Combate a la Pobreza en Panamá*. PNUD, Panamá.
- Barros, R. P., Carvalho, M., Franco, S., & Mendonça, R. (2007). Determinantes imediatos da queda da desigualdade brasileira. Rio de Janeiro: IPEA (Texto para Discussão, 1253).
- Barros, R. P., Fox, L., & Mendonça, R. (1994). Female-headed households, poverty and the welfare of children in urban Brazil. Washington, DC: The World Bank (Policy Research Working Paper, 1275).
- Barros, R. P. & Mendonça, R. (1997). O impacto do crescimento econômico e de reduções no grau de desigualdade sobre a pobreza. Rio de Janeiro: IPEA (Texto para Discussão, 528).
- Blank, R. M. (1993). Why were poverty rates so high in the late Twentieth Century. In *Why Were Poverty Rates so High in the Late Twentieth Century*, pages 21–55. Wolf Macmillian, London.
- Blundell, R. & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87:115–143.

- Bond, S. R., Hoeffler, A., & Temple, J. (2001). GMM estimation of empirical growth models. London, United Kingdom: Centre for Economic Policy Research (CEPR Discussion Paper 3048).
- Bourguignon, F. (2000). Can redistribution accelerate growth and development? In *World Bank ABCDE Europe Conference*, Paris. World Bank.
- Buvinic, M. & Gupta, G. R. (1997). Female-headed households and female-maintained families: Are they worth targeting to reduce poverty in developing countries? *Economic Development and Cultural Change*, 45(2):259–280.
- Carvalho Jr, P. H. (2006). 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 (Texto para Discussão, 1236).
- Corseuil, C. H. & Foguel, M. N. (2002). Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE. Rio de Janeiro: IPEA (Texto para Discussão, 897).
- Costa, A. A. B. & Salvato, M. A. (2008). Análise contrafactual do programa de transferência de renda bolsa família para o período 2004-2006. In *Anais do Seminário Sobre a Economia Mineira, 13*, Diamantina, MG.
- Costa, J. S., Pinheiro, L., Medeiros, M., & Queiroz, C. (2005). A face feminina da pobreza: Sobre-representação e feminização da pobreza no Brasil. Brasília: IPEA (Texto para Discussão, 1137).
- Costa, M. A. (2002). Multidimensional approach to the measurement of poverty. Luxemburgo: Iriss (IRISS Working papers series, 2002-05).
- Datt, G. & Ravallion, M. (1992). 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.
- Enders, W. & Hoover, G. A. (2003). The effect of robust growth on poverty: A nonlinear analysis. *Applied Economics*, 35:1063–1071.
- Enrenberg, R. G. & Smith, R. S. (2000). *A Moderna Economia do Trabalho: Teoria e Política Pública*. Makron Books, São Paulo.
- Formby, J. P., Hoover, G. A., & Kim, H. (2001). Economic growth in the United States: Comparisons of estimates based upon official poverty statistics and Sen's index of poverty. *Journal of Income Distribution*, 30:591–617.
- Gafar, J. (1998). Growth, inequality and poverty in selected Caribbean and Latin America countries, with emphasis on Guyana. *Journal of Latin America Studies*, 30:591–617.
- Gangopadhyay, S. & Wadhwa, W. (2003). *Are Indian Female Headed Households More Vulnerable to Poverty*. India Development Foundation, Haryana.
- Hirsch, B. T. (1980). Poverty and economic growth: Has trickle down petered out? *Economic Inquiry*, 18:151–157.
- Hoffman, R. (2005). Elasticidade da pobreza em relação à renda média e às desigualdades no Brasil e nas unidades da federação. *Economia*, 6(2):255–289.
- Hoffman, R. (2006). Transferência de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. *Econômica*, 8(1):55–81. Disponível em: <http://www.uff.br/cpgeconomia/economica.htm>. Acesso em 10/11/2007.



- Hsiao, C. (2004). *Analysis of Panel Data*. Cambridge University Press.
- IPEA (2006). Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- Judson, R. A. & Owen, A. L. (1999). Estimating dynamic panel data models: A guide for macroeconomists. *Economics Letters*, 65:9–15.
- Kageyama, A. & Hoffman, R. (2006). Pobreza no Brasil: Uma perspectiva multidimensional. *Economia e Sociedade*, 15(1(26)):79–112.
- Kakwani, N. (1993). Poverty and economic growth with application to Cote d'Ivoire. *Review of Income and Wealth*, 39:121–139.
- Kakwani, N. (1997). On measuring growth and inequality components of poverty with application to Thailand. Sidney: University of New South Wales (Discussion paper, 16).
- Kakwani, N., Khandker, S., & Son, H. (2004). Pro-poor growth: Concepts and measurement with country case studies. Brasília: International Poverty Centre PNUD (Working Paper, 1).
- Kakwani, N., Neri, M., & Son, H. (2006). Linkages between pro-poor growth, social programmes and labour market: The recent Brazilian experience. Brasil: PNUD (Working Paper, 26).
- Lampietti, J. A. & Stalker, L. (2000). Consumption expenditure and female poverty: A review of the evidence. Washington, DC: Policy Research Report on Gender and Development, The World Bank (Working Paper Series, 11).
- Lavinas, L. & Varsano, R. (1997). Programas de garantia de renda mínima e ação coordenada de combate à pobreza. Brasília: IPEA (Texto para Discussão, 534).
- Lerman, R. I. (1996). The impact of changing U.S. family structure on child poverty and income inequality. *Econômica*, 63:119–136.
- Levin, A., Lin, C. F., & Chu, J. (2002). Unit root in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108:1–24.
- Lima, F. S., Barreto, F. A., & Marinho, E. (2003). Impacto do crescimento econômico e da concentração de renda sobre o nível de pobreza dos estados brasileiros. In *Anais do Encontro Regional de Economia*, Fortaleza. ANPEC.
- Lopes, H. M., Macedo, P. B. R., & Machado, A. F. (2003). Indicador de pobreza: Aplicação de uma abordagem multidimensional ao caso brasileiro. Belo Horizonte: CEDEPLAR (Texto para Discussão, 223).
- Marcoux, A. (1998). The feminization of poverty: Claims, facts and data needs. *Population and Development Review*, 24(1):131–139.
- Menezes, T. A. & Pinto, R. F. (2005). É preciso esperar o bolo crescer, para depois repartir? In *Anais do Encontro Regional de Economia*, Fortaleza. ANPEC.
- Moghadam, V. (1997). The feminisation of poverty: Notes on a concept and trend. Normal: Illinois State University (Women's Studies Occasional Paper, 2).
- Northrop, E. M. (1990). The feminization of poverty: The demographic factor and the composition of economic growth. *Journal of Economic Issues*, 42(1):145–160.
- Peterson, J. (1987). The feminization of poverty. *Journal of Economic Issues*, 21(1):329–337.

- Pressman, S. (1988). The feminization of poverty: Causes and remedies. *Challenge*, 31(2):57–61.
- Queiroz, B. L. (1999). Efeitos do capital humano local sobre o diferencial regional de salários em Minas Gerais. Dissertação de mestrado, Universidade Federal de Minas Gerais.
- Quisumbing, A. R., Haddad, L., & Peña, C. (1995). Gender and poverty: New evidence from 10 developing countries. Washington, DC: International Food Policy Research Institute (FCND Discussion Paper, 9).
- Ranis, G. & Stewart, F. (2002). Crecimiento económico y desarrollo humano en América Latina. *Revista de la CEPAL*, 78:7–24.
- Ravallion, M. & Huppi, M. (1991). Measuring changes in poverty: A methodological case study of Indonesia during an adjustment period. *The World Bank Economic Review*, 5:57–82.
- Rector, R. & Lauder, W. (1995). *America's Failed \$5.4 Trillion War on Poverty*. The Heritage Foundation, Washington DC.
- Reis, J. G. A. & Barros, R. P. (1990). *Desigualdade Salarial e Distribuição da Educação: A Evolução das Diferenças Regionais no Brasil*. IPEA, Rio de Janeiro.
- Ribas, R. P., Machado, A. F., & Golgher, A. B. (2006). Fluctuations and persistence in poverty: A transient-chronic decomposition model for pseudo-panel data. Belo Horizonte: UFMG/CEDEPLAR (Texto para Discussão, 289).
- Rocha, S. (1998). Desigualdade regional e pobreza no Brasil: A evolução – 1981/95. Rio de Janeiro, IPEA (Texto para Discussão, 567).
- Rocha, S. (2004). Impacto sobre a pobreza dos novos programas federais de transferência de renda. In *Anais do Encontro Nacional de Economia*, Brasília. ANPEC.
- Rocha, S. (2006). *Afinal de Que Se Trata?* FGV, Rio de Janeiro.
- Schwartzman, S. (2005). 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.
- Schwartzman, S. (2006). Redução da desigualdade, da pobreza e os programas de transferência de renda. Rio de Janeiro: IETS – Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade.
- Sen, A. (2000). *Development as Freedom*. Anchor Books, New York.
- Shultz, T. W. (1973). *O Valor Econômico da Educação*. Zahar, Rio de Janeiro.
- Soares, F. V., Soares, S., Medeiros, M., & Osório, R. G. (2006a). Programas de transferências de renda no Brasil: Impactos sobre a desigualdade e pobreza. Brasília: IPEA (Texto para Discussão, 1228).
- Soares, S. (2006). Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004. *Econômica*, 8(1):83–115.
- Soares, S., Ribas, R. P., & Soares, F. V. (2006b). *Pobreza no Brasil. Afinal de que se Trata?* FGV, Rio de Janeiro, 3a. edition.
- Soares, S., Ribas, R. P., & Soares, F. V. (2008). Focalização e cobertura do programa bolsa família: Qual o significado dos 11 milhões de famílias? In *Anais do Encontro Nacional de Economia*, Salvador. ANPEC.



Thornton, J. R., Agnello, R. J., & Link, C. R. (1978). Poverty and economic growth: Trickle down peters out. *Economic Inquiry*, 16:385–394.

Vinhais, P. & Souza, A. P. (2006). Pobreza relativa ou absoluta? A linha híbrida de pobreza no Brasil. In *Anais do Encontro Nacional de Economia*, Salvador. ANPEC.

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