

OS GASTOS PÚBLICOS E SEUS IMPACTOS NA POBREZA NO BRASIL

The public spending and its impacts on poverty in Brazil

Andréa Ferreira da Silva

Economista pela Universidade Regional do Cariri-URCA. Doutoranda em Economia pela Universidade Federal da Paraíba – UFPB.
Mestre em Economia Rural pela Universidade Federal do Ceará – MAER/UFC. andrea.economia@yahoo.com.br

Jair Andrade Araujo

Doutor em Economia pela UFC. Prof. do curso de Pós-Graduação em Economia Rural – MAER/UFC. Pesquisador de Produtividade do CNPq. jaraujoce@gmail.com

Resumo: Este artigo tem como objetivo principal analisar os impactos dos gastos públicos em saúde e saneamento na pobreza do Brasil. Essa análise foi realizada controlando-se, por outros determinantes da pobreza, como o Produto Interno Bruto Estadual *per capita*, média de anos de estudo, desigualdade da distribuição de renda mensurada pelo coeficiente de Gini e taxa de desemprego para os estados brasileiros, no período compreendido entre 1995 e 2009. Foram utilizados modelos para dados em painel dinâmico, estimado pelo método de momentos generalizados em dois passos, desenvolvido por Arellano e Bond (1991), Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998). Os resultados estimados do modelo permitiram concluir que os gastos públicos em saúde afetam a pobreza no Brasil, reduzindo-a. Os fatores que contribuíram para a diminuição da pobreza são os anos médios de estudo e o PIB *per capita* com a predominância do primeiro. A taxa de desemprego também influenciou de forma positiva o aumento da pobreza no período analisado. O mesmo aconteceu para a concentração de renda, mas afetou apenas de forma mais intensa os mais pobres dentre os pobres.

Palavras-chave: Pobreza; Gastos Públicos; Painel dinâmico.

Abstract: This article aims to analyze the impact of public spending on health and sanitation in poverty in Brazil. This analysis was performed by controlling for other determinants of poverty, such as Domestic Product State Gross per capita, average years of study, inequality of income distribution measured by the Gini coefficient and the unemployment rate for the Brazilian states in the period between 1995 and 2009. It was used models for dynamic panel data estimated by the method of moments widespread in two steps, developed by Arellano and Bond (1991), Arellano and Bover (1995) and Blundell and Bond (1998). The estimated model results showed that public spending on health, affect poverty in Brazil, reducing it. Factors that contributed to the reduction of poverty are the average years of education and GDP per capita with a predominance of the first. The unemployment rate also positively influenced the increase in poverty during the period. The same happened to the concentration of income, but affected more intensively the poorest of the poor.

Keywords: Poverty; Public Spending; Dynamic Panel.

1 INTRODUÇÃO

Até o início da década de 2000, havia uma corrente de pensadores que acreditava que a diminuição da pobreza viria apenas com o crescimento econômico (EASTERLY, 1999; DOLLAR; KRAAY, 2002; RAVALLION, 2001; TOCHETTO, 2004). No entanto, mesmo em períodos em que ocorreu crescimento econômico, é relatado na literatura que ainda persistem níveis elevados de desigualdade na distribuição de renda em diversos países. Dessa forma, no mesmo período, surgiu outra corrente de pensamento que buscou identificar quais os motivos pelos quais, mesmo que se apresentem altas taxas de crescimento, ainda persistem elevadas taxas de desigualdade e pobreza em algumas regiões (KUZNETS, 1955; BOURGUIGNON, 1981; HOFFMANN, 1995; RAVALLION, 1997; DENINGER; SQUIRE, 1998).

Por exemplo, Barros, Henrique e Mendonça (2001) investigaram as fontes da redução da pobreza no Brasil, nas décadas de 80 e 90, a partir da decomposição dos efeitos do crescimento econômico e da redução da desigualdade de renda. Concluíram que a erradicação da pobreza será mais lenta caso se tome por base apenas no crescimento econômico. Segundo os autores, em conjunto, o crescimento e a igualitária distribuição de renda levariam a uma mais rápida e eficaz solução contra a pobreza.

Ramos e Mendonça (2005) evidenciaram a incômoda posição brasileira entre os países com maior desigualdade de renda do mundo. Os autores correlacionaram esta desigualdade com a extrema pobreza e destacaram que a elevada desigualdade limita a capacidade de crescimento do Estado em reduzir a extrema pobreza, ou até aumenta as diferenças entre os mais pobres e os mais ricos da população.

Diante disso, segundo Cruz, Teixeira e Braga (2010), no Brasil, políticas de gastos públicos em infraestrutura física e em capital humano elevam a produtividade do trabalho, o emprego e os salários, bem como reduzem a pobreza. Contudo, os gastos públicos focados em educação e saúde são mais eficientes. Respaldam ainda a ideia de que devem ser revistas as diretrizes referentes à política de gastos públicos diante do objetivo principal de assegurar uma trajetória de crescimento econômico sustentável, que é essencial para melhorar o perfil distributivo do Brasil. Logo, as conclusões

indicaram que a composição dos gastos públicos deve priorizar, sobretudo, os gastos em educação, saúde e saneamento.

Neste sentido, Tejada, Jacinto e Santos (2008) afirmam que ainda existe uma grande parte da população brasileira vivendo com situações precárias de saúde e pobreza, caracterizando a situação subdesenvolvida do Brasil. No entanto, cabe destacar as melhorias nesses índices, pois, segundo dados apresentados por Osorio et al. (2011), houve uma redução da população pobre no Brasil de 28,2 milhões, em 2004, para 17,5 milhões, em 2009, este representando 9,4% dos brasileiros. Em relação à saúde, o IBGE (2012) evidencia que, apesar de as famílias terem gastado em saúde mais do que o setor público, entre os anos de 2007 e 2009, o Governo Federal aumentou os seus investimentos nessa área. Em 2009, a despesa com saúde pública foi de mais de R\$ 123 bilhões, já os gastos das famílias chegaram a R\$ 157 bilhões. Estes dados demonstram que as despesas com saúde não estão sendo suficientes para as famílias brasileiras, pois, como foi visto, é observada uma alta participação do gasto privado na aquisição de serviços de saúde o que, conseqüentemente, reduz a disponibilidade da renda e do bem-estar da população.

Nessa perspectiva, surge a necessidade de mensurar os impactos dos gastos públicos em saúde e saneamento, que são fatores de estímulo à melhoria da qualidade de vida da população e ao crescimento econômico. Portanto, pretende-se investigar se esses gastos contribuem para a redução da pobreza no Brasil.

O presente artigo busca apresentar um estudo prospectivo e mostrar as análises dos efeitos dos gastos públicos em saúde e saneamento sob os indicadores de pobreza no Brasil, controlada por outros determinantes, tais como o índice de pobreza defasado de um período, o Produto Interno Bruto (PIB) *per capita*, os anos médios de estudo, a desigualdade de renda medida pelo índice de Gini e a taxa de desemprego.

Para alcançar esses objetivos, foram utilizados modelos com dados em painel, que é estimado pelo método de momentos generalizados-sistema (GMM), desenvolvido por Arellano e Bond (1991), Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998). Nesse painel, levando-se em consideração a pobreza como um fenômeno dinâmico, as unidades observacionais são os estados brasileiros mais o Distrito Federal, no período compreendido entre

os anos de 1995 e 2009.

Nos modelos a serem estimados, as variáveis utilizadas como dependentes serão os índices da classe proposta por Foster, Greer e Thorbecke (1984): a proporção de pobres (P_0); o hiato médio de pobreza (P_1), que mede a intensidade da pobreza, e o hiato médio quadrático de pobreza (P_2), que mede sua severidade. As informações utilizadas para a construção das variáveis foram retiradas da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD, disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE e da base de dados do IPEADATA, entre 1995 e 2009.

Neste artigo, a pobreza está associada às condições de vida inadequadas decorrentes de baixos índices de renda, considerado como o principal determinante do nível de bem-estar da população. Para medir a pobreza com base em dados sobre a distribuição da renda, é necessário fixar uma linha de pobreza. Para o cálculo dos indicadores da pobreza, adotou-se a linha de pobreza equivalente a $\frac{1}{2}$ salário mínimo, vigente em setembro de 2009.

A principal contribuição deste trabalho está na abordagem, ao considerar a pobreza dinâmica utilizando os dados mais recentes disponíveis para esta modelagem de estimadores em painel dinâmico, ainda pouco utilizado, além de incluir nos modelos analisados as despesas com saúde e saneamento.

O artigo é dividido em cinco seções. Inicialmente, na seção 2, foram discutidas algumas definições de pobreza e a sua relação com os seus determinantes. A terceira seção apresentou uma discussão sobre a base de dados e a construção das variáveis do modelo. Na quarta seção especificou-se o modelo econométrico. Na quinta seção foram apresentadas as análises dos resultados da estimação do modelo. Na última foram apresentadas as principais conclusões do trabalho.

2 POBREZA E SEUS DETERMINANTES

2.1 Pobreza, crescimento econômico e desigualdade de renda

O Brasil vem mantendo durante décadas a tendência de grande desigualdade na distribuição de renda e de elevados níveis de pobreza. Deste modo, seu maior desafio é o combate à exclusão social e à pobreza. Conforme Cruz, Teixeira e Bra-

ga (2010), em 2007, o percentual de famílias brasileiras com renda *per capita* de $\frac{1}{2}$ salário mínimo foi de 23,5%, sendo que 17% delas se encontravam em situação de pobreza e 6% foram classificadas como indigentes.

Nesse contexto, o que se percebe é que a única forma de amenizar a gravidade da pobreza é mediante o aumento dos rendimentos dos pobres, o que só pode ocorrer via crescimento econômico (aumento da renda) ou pela queda da desigualdade de renda (BARROS; HENRIQUES; MENDOÇA, 2001).

Hoffmann (2000) fez uma análise do que ocorreu com as medidas de pobreza e desigualdade de renda no Brasil entre 1960 e 1990. Utilizando a metodologia das medidas de desigualdade de Gini e de Theil, concluiu que, na década de 1970, houve substancial redução da pobreza absoluta no País, graças ao crescimento da renda *per capita*, com relativa estabilidade na desigualdade. Já na década de 1980, a década perdida, houve um aumento da pobreza, com a estagnação da economia e o aumento da desigualdade devido à inflação.

Na mesma perspectiva, Manso, Barreto e Tebaldi (2006) utilizaram dados das PNADs de 1995 a 2004 e buscaram relações entre crescimento da renda, redução da pobreza e o perfil distributivo da riqueza, por meio da metodologia de decomposição das fontes de crescimento pró-pobre usada por Kraay (2004). Os resultados obtidos mostraram que os componentes de crescimento da renda média e de distribuição de renda são suficientes para explicar grande parte das variações nos níveis de pobreza entre os estados brasileiros. De acordo com Tochetto (2004), se o crescimento dominar a desigualdade, as políticas de intensificação do crescimento econômico devem ser desejáveis para a redução da pobreza.

Já Ravallion e Chen (2004) concluíram que o crescimento econômico terá pouco efeito sobre os pobres, se não for capaz de reduzir a desigualdade. Os autores apresentaram uma das definições do que se chama de crescimento pró-pobre, o qual reduz a pobreza beneficiando os pobres e incrementando seu acesso às oportunidades. O foco é no padrão de vida. Desta forma, não há uma associação direta e não condicional às alterações na distribuição de renda, entre crescimento e ganhos de bem-estar dos pobres.

Corroborando essas conclusões, Matias, Barreto e Salvato (2010) afirmaram que o conceito de

desigualdade está além de renda, havendo também a desigualdade de possibilidade de acesso a outros recursos necessários à vida humana. A desigualdade é um dos elementos importantes na análise do impacto do crescimento econômico sobre a redução da pobreza. Além disso, a conversão do crescimento em bem-estar dos indivíduos depende também das variações das dimensões não econômicas, como saúde, educação, entre outras, pois dessas condições depende a capacidade dos indivíduos de participarem e usufruírem dos resultados do crescimento.

Segundo Barreto (2005), nos últimos anos, não se tem um consenso de quais as reais relações entre pobreza, crescimento econômico e desigualdade. A desigualdade afeta o crescimento ou é o crescimento que altera os níveis de desigualdade em uma economia? O autor concluiu que o crescimento econômico é fundamental para a redução da pobreza e, em princípio, ele não tem efeito sobre a desigualdade. No entanto, seus efeitos são mais potencializados sobre os mais pobres quando são acompanhados por políticas públicas redistributivas.

Kraay (2004) deu uma importante contribuição nessa direção. Ele decompôs, para uma amostra de países em desenvolvimento durante os anos 80 e 90, a pobreza em três componentes: a) uma alta taxa de crescimento; b) uma alta sensibilidade da pobreza para o crescimento e c) um padrão de crescimento que reduz a pobreza. Com essa estratégia, seus resultados apontaram que, quanto mais sensível for a medida de pobreza à distribuição de renda dos indivíduos mais pobres, mais peso deve-se dar à distribuição de renda. Para ele, no médio e longo prazo, muitas das variações na pobreza podem ser atribuídas às mudanças na renda média sugerindo que políticas e instituições que promovem o crescimento de forma ampla sejam fundamentais para o bem-estar dos mais pobres.

Alguns trabalhos estudados em países desenvolvidos têm como resultados, por exemplo, aqueles obtidos por Chen e Wang (2001), que investigaram a pobreza e a desigualdade na China nos anos 90. Eles decompuseram a variação da pobreza em variação devido ao crescimento econômico e em variação devido às mudanças na desigualdade. Os autores concluíram que o crescimento econômico beneficiou mais os ricos. Verificaram, especificamente, que a renda média dos 20% mais ricos cresceu mais do que a renda média dos mais pobres.

Ravallion e Chen (1997) estimaram as elasticidades renda-pobreza e renda-desigualdade com base de dados de 45 países. Mostraram como resultados que, em países de baixa desigualdade, se o nível de renda eleva-se em 1%, ocasiona uma redução da pobreza em 4,3%. Já nos países em que a desigualdade é elevada, a diminuição da pobreza seria de 0,6%. Concluíram que o crescimento tem pouco efeito sobre a pobreza, no entanto, se a desigualdade diminuir em decorrência do crescimento, terá um efeito positivo sobre a pobreza.

2. 2 Pobreza e gastos públicos

A desigualdade na distribuição de renda é um dos elementos importantes na análise do impacto do crescimento econômico sobre a redução da pobreza. A conversão do crescimento econômico em bem-estar dos indivíduos, em geral, depende também das variações das dimensões não econômicas, como saúde e educação, pois dessas condições depende a capacidade dos indivíduos de participarem e usufruírem dos resultados do crescimento.

Surge, assim, uma importante discussão sobre o papel da infraestrutura na redução da pobreza. Um aumento da produtividade e do bem-estar dos pobres por meio da melhoria da educação, saúde, serviços de transporte, energia, tecnologia da comunicação e saneamento. A pobreza é um fenômeno multidimensional, sendo que existem aspectos da pobreza que vão além das medidas convencionais, como a renda. Existem dimensões do bem-estar que não podem ser totalmente capturadas pelo consumo.

A promoção de infraestrutura é um componente fundamental no estímulo ao crescimento econômico do País, tanto por seu potencial de geração de emprego, quanto por sua complementaridade com as demais atividades econômicas. Ademais, o acesso à infraestrutura é essencial para aumentar as oportunidades econômicas e diminuir a desigualdade e a pobreza.

Araújo, Campelo e Marinho (2013) analisaram os impactos dos investimentos em infraestrutura, nos setores estratégicos da economia, na redução da pobreza. Essa análise trouxe como resultados que há uma relação significativa entre os investimentos públicos em infraestrutura e a pobreza, sendo esses investimentos ferramentas eficientes no combate a essa mazela social. Os autores mostraram que políticas de investimento em infraes-

trutura, de estímulo ao crescimento, de desconcentração de renda e de educação são importantes no combate à intensidade da pobreza.

Na mesma perspectiva, Cruz, Teixeira e Braga (2010), a partir de dados anuais para o Brasil entre 1980 e 2007, desenvolveram um sistema de equações simultâneas, a fim de mensurar os efeitos de categoria de gastos públicos federais e estaduais sobre o crescimento econômico e sobre a pobreza. Os resultados mostraram que um maior nível de escolaridade, melhores condições de saúde, acréscimos na formação bruta de capital fixo, além de melhorias na infraestrutura rodoviária e energética contribuem, significativamente, para elevar a renda *per capita* da população brasileira e a produtividade total dos fatores.

Para Barros e Foguel (2000), no Brasil, há uma má combinação e focalização dos gastos públicos sociais. Os gastos existentes representam cerca de três a quatro vezes mais do que se necessita para erradicar a pobreza. Concluíram, assim, que é possível eliminar a pobreza, sem a necessidade de qualquer aumento no volume total de gastos, dependendo apenas do aperfeiçoamento das políticas públicas.

2.3 Pobreza e anos de estudo

A educação, segundo alguns estudos, é um dos determinantes primordiais na redução da pobreza. Dada sua relevância como variável estratégica, a importância do estoque de capital humano para a redução da pobreza é consenso na literatura de crescimento econômico. A educação proporciona um dos bens que se tornam indissociáveis da pessoa, aumentando sua produtividade. Portanto, políticas de combate à pobreza devem considerar a educação como um dos pilares indispensáveis.

Campos (2003) destacou que um sistema de educação é fundamental para a redução das desigualdades e, conseqüentemente, da pobreza. Demonstra que, por si só, o crescimento econômico não amenizou a extrema desigualdade, nem diminuiu a quantidade de pobres no Brasil. Para a autora, a pobreza entre os brasileiros deve-se mais à desigualdade na distribuição dos ganhos que à escassez de recursos. Além disso, a redução da pobreza ocorreria com políticas educacionais eficientes.

Cruz, Teixeira e Braga (2010) afirmaram que os modelos de crescimento têm ressaltado a im-

portância 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.

Já Barros e Reis (1990) mensuraram a educação por anos de estudo e ressaltaram que a variável 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. Assim, acaba por causar uma discrepância que atinge os diferentes níveis de pobreza nas regiões.

Conforme Castro (2000), que analisou o comportamento dos principais indicadores educacionais na década de 90, no Brasil, o processo de melhoria dos indicadores educacionais apresentou ritmos diferenciados nos estados e regiões brasileiros. Essa análise constata, ainda, que algumas unidades da Federação apresentaram um progresso relativo mais intenso devido às prioridades estabelecidas pelos governos estaduais e municipais, que terminaram por melhorar sua posição dentro da região e em relação a outros estados com características similares.

Sugeriu o autor que as políticas e estratégias adotadas pelo Ministério da Educação, no Brasil, em período recente, têm como principal objetivo promover a igualdade e combater as desigualdades regionais, no entanto, para atingir essa meta, a ação exclusiva, mesmo que igualitária, do Governo Federal parece insuficiente. Como proposta, além das iniciativas de responsabilidade de estados e municípios, as instituições de ensino superior deveriam assumir uma posição mais propositiva, em especial no que se refere a políticas adequadas de formação inicial e continuada, que possibilitem a melhoria do nível de qualificação docente.

Já Silva (2003) afirmou que a transferência de renda é concebida como uma transferência monetária direta a indivíduos ou as suas famílias. No caso brasileiro, a ideia central dos Programas de Transferência de Renda é proceder a uma articulação entre transferência monetária e políticas educacionais de saúde e de trabalho direcionadas a crianças, jovens e adultos de famílias pobres.

Para o autor, dois pressupostos são orientadores desses programas: um de que a transferência monetária para famílias pobres possibilita a essas famílias tirarem seus filhos da rua e de trabalhos precoces e penosos, enviando-os à escola, o que permitirá interromper o ciclo vicioso de reprodução da pobreza; o outro é de que a articulação de uma transferência monetária com políticas e programas estruturantes, no campo da educação, da saúde e do trabalho, direcionados a famílias pobres, poderia representar uma política de enfrentamento à pobreza e às desigualdades sociais e econômicas no país.

Enrenberg e Smith (2000) afirmaram que o nível do salário real eleva-se quando o aumento no nível de educação resulta em acréscimos de produtividade. Dessa forma, as regiões que possuem maior estoque de capital humano tendem a apresentar um salário médio superior ao das demais localidades. Além da elevação do salário, a concentração de conhecimentos gera externalidades positivas para a região. O padrão de crescimento dessa região se torna mais dinâmico induzindo a entrada de novos investimentos e a propagação de novos conhecimentos e habilidades.

2.4 Pobreza e saúde

Grande parte da população brasileira ainda convive com problemas de saúde precária e pobreza, duas características marcantes do subdesenvolvimento socioeconômico, caracterizado no Brasil. No entanto, Tejada, Jacinto e Santos (2008), que se basearam nas pesquisas sobre saúde e pobreza, detectaram as recentes melhoras nessa relação. No Brasil, a pobreza, mensurada pela proporção de pessoas que vivem abaixo da linha de pobreza, passou de 40,84%, no ano de 1981, para 30,69% em 2005, ou seja, uma redução de 10,15%. Na saúde, os números mostraram que a taxa de mortalidade na infância obteve um declínio de 72,90%, entre os anos de 1981 e 2005.

Ainda conforme os referidos autores, existem causalidade entre indicadores de pobreza e saúde para todos os estados do Brasil, entre 1981 e 2005. Como resultados, observaram uma relação que foi denominada como “armadilha saúde-pobreza”, a qual evidencia que a relação entre saúde e pobreza é bi-causal, isto é, um baixo nível de renda causa saúde precária e, esta, por sua vez, tende a causar um baixo nível de renda. Isso são evidências que reforçam a necessidade de que as políticas que têm por intuito

reduzir a pobreza e melhorar a saúde da população sejam implementadas de maneira simultânea.

Na mesma perspectiva, Médici (1994) denomina o combate às chamadas “doenças da pobreza”, que seria o tratamento das doenças crônicas, cujo principal desafio seria promover um sistema de saúde voltado para a população pobre do país. Ainda apresenta dois fatores que determinam as más condições de saúde para as populações de baixa renda, seriam elas: as acumulações sociais negativas associadas à pobreza e a inexistência de redes de proteção social, que permitam atender populações pobres, facilitando o acesso aos serviços de saúde e a outros serviços indispensáveis a uma boa qualidade de vida.

Neri e Soares (2002) também estudaram a relação entre pobreza e distribuição de recursos no Brasil. Com os dados do IBGE, observaram que os indivíduos, nos primeiros décimos da distribuição de renda, têm pior acesso a ativos de saúde, adoecem mais e consomem menos serviços de saúde, agravando, assim, a desigualdade de renda. Por isso, políticas voltadas para o capital físico, humano e saúde são políticas estruturais de alívio à pobreza, uma vez que geram uma melhor saúde e, conseqüentemente, maiores rendimentos.

De forma geral, a literatura empírica, como a de Tejada, Jacinto e Santos (2012) e Médici (2011) afirma que o Brasil apresenta níveis elevados de pobreza e saúde precária, e que essa relação pode criar um círculo vicioso. Por isso, é imprescindível a orientação e formulação de políticas públicas para redução da pobreza, com enfoque também na saúde e na escolaridade, elementos que são vistos com grande importância para aumentos de produtividade e determinantes de crescimento econômico de longo prazo. Ou seja, é necessário atacar os problemas da saúde precária e da pobreza simultaneamente.

2.5 Pobreza e taxa de desemprego

Conforme Araújo, Campelo e Marinho (2013), a dinâmica do mercado de trabalho é outro fator importante que explica como se propaga e se reproduz a pobreza. O senso comum diz que, quanto maior o número de pessoas desocupadas, maior a pobreza, pois, sem trabalho, os indivíduos não conseguem renda para satisfazer suas necessidades.

Logo, a compreensão dos principais determinantes da pobreza deve passar pelo estudo dos salários e das taxas de desempregos. Com isso,

permite-se a orientação de políticas públicas que devem ser direcionadas para a redução do desemprego, contribuindo para a redução da pobreza e das desigualdades sociais.

Contudo, Barbosa (2004), que analisou os dados do censo de 2000 para o Brasil, apontou que existem diferenças das taxas de desemprego entre pobres e não pobres nas diferentes regiões brasileiras. Ainda conforme o autor, boa parte da população pobre está inserida no mercado de trabalho de forma precária, tanto no setor informal, quanto no setor formal de baixos salários. Somando-se os desempregados aos ocupados pobres, percebe-se ainda que, pelo menos metade da pobreza no País pode ser explicada pelo desemprego ou pela estruturação do mercado de trabalho.

De acordo com Barros, Corseuil e Leite (2000), um dos principais determinantes do nível de pobreza numa sociedade é a forma como os recursos humanos são usados e remunerados. Quanto maior a eficiência em alocar recursos humanos disponíveis para atividade econômica e quanto melhor a remuneração recebida por aqueles que estão engajados, menor será o nível de pobreza predominante.

No entanto, ainda segundo os autores, em o “Mercado de trabalho e pobreza no Brasil”, o fraco desempenho do mercado de trabalho, tanto em termos de subutilização, quanto de sub-remuneração do fator trabalho, como uma dimensão central da determinação do nível de pobreza registrado no País. Por intermédio de uma metodologia baseada em microssimulações, estimam o impacto de cada imperfeição do mercado de trabalho, especificamente do desemprego, da segmentação e da discriminação, sobre a pobreza. Concluíram que o efeito da eliminação de todas as imperfeições do mercado de trabalho sobre a pobreza não seria muito significativo para a redução desse mal.

Outro autor que faz essa análise é Urani (1995), segundo o qual o problema da economia brasileira, definitivamente, não é a incapacidade de gerar empregos, pelo contrário, talvez se esteja criando empregos demais. No entanto, os empregados criados são de má qualidade e conclui que a geração de empregos não está contribuindo para o combate à pobreza.

Seguindo a mesma linha, Machado et al. (2003) sugerem que, para os grupos de trabalhadores com baixa escolaridade, que têm dificuldade em conseguir melhores postos de trabalho e, conseqüentemente melhores rendas, independente da

retomada de crescimento do país, tais grupos merecem políticas específicas para garantir condições de vida mais estáveis para si e sua família para, assim, reduzir a pobreza.

3 BASE DE DADOS

A base de dados utilizada foi obtida das PNA-DS do IBGE, do IPEADATA e do FINBRA¹ para os estados e Distrito Federal do Brasil, compreendendo os anos de 1995 a 2009².

Os indicadores de pobreza absoluta utilizados são os pertencentes à classe proposta por Foster, Greer e Thorbecke (1984): a proporção de pobres (P_0), o hiato médio da pobreza (P_1) - que mede a sua intensidade e o hiato médio quadrático da pobreza (P_2) - que mede sua severidade.

A linha de pobreza utilizada é equivalente a $\frac{1}{2}$ salário mínimo vigente a preços de setembro de 2009. Para atualizar a renda familiar³, foi utilizado o INPC (Índice Nacional de Preços ao Consumidor - Restrito) do IBGE, corrigido pela metodologia sugerida por Corseuil e Foguel (2002).

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

Assim, os índices de pobreza P_0 , P_1 e P_2 são definidos, respectivamente, como:

$$P_0 = \frac{q}{n}$$

$$P_1 = \frac{1}{q} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z - y_i}{z} \right)$$

$$P_2 = \frac{1}{q} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^2$$

em que, q é o número de pobres (pessoas que se

- 1 Finbra é o relatório das informações sobre despesas e receitas de cada município brasileiro, divulgado pela Secretaria do Tesouro Nacional.
- 2 Os dados para 2000 foram gerados por interpolação (média aritmética) usando as PNADs de 1999 e 2001.
- 3 Considerou-se como rendimento mensal familiar a soma dos rendimentos mensais de todos os trabalhos dos componentes da família, exclusive os das pessoas cuja condição na família fosse pensionista, empregado doméstico ou parente do empregado doméstico.

encontram abaixo da linha de pobreza), n é o total de indivíduos, z é a linha de pobreza e y_i é a renda per capita familiar da i -ésima pessoa.

Esse indicador não se altera ao se reduzir a renda de um indivíduo situado abaixo da linha de pobreza ou quando sua renda se eleva, 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.

Os dados extraídos do IPEADATA foram: PIB *per capita* estadual a preços constantes, em reais, do ano de 2009 deflacionados pelo deflator implícito do PIB nacional. Espera-se que, quanto maior a riqueza de uma região medida pelo PIB, *ceteris paribus*, menor deveria ser a pobreza. Neste sentido, a correlação entre PIB *per capita* e a pobreza deve ser negativa. O limite superior da amostra de dados, como sendo o ano de 2009, justifica-se pela não disponibilidade do PIB per capita por estados brasileiros a partir desse ano.

Para a variável educação, utilizou-se a média de anos de estudo para pessoas com idade igual ou maior de vinte e cinco anos, construída a partir da PNADs. Espera-se que essa variável tenha uma relação negativa como os indicadores de pobreza, conforme discussão apresentada anteriormente.

A medida de desigualdade utilizada foi o coeficiente de Gini, oriundo da renda familiar per capita extraída da PNADs. Esse índice é frequentemente utilizado para expressar o grau de desigualdade de renda. A seção 2 apresentada anteriormente indica um impacto positivo entre a desigualdade de renda e a pobreza. O modelo apresentado a seguir irá investigar essa questão.

Já as despesas estaduais públicas saúde e saneamento foram retiradas do FINBRA. O modelo apresentado nesse artigo investigará quais os impactos dessas despesas na pobreza do Brasil.

A taxa de desemprego foi construída a partir da relação entre a população desocupada e a população economicamente ativa obtida das PNADs. Pelo que foi discutido anteriormente, deve-se encontrar uma relação positiva entre essa variável e os níveis de pobreza.

4 MODELO ECONOMÉTRICO

Utiliza-se um modelo para dados em painel dinâmico, estimado pelo Método de Momentos Generalizados-Sistema (MMG-S). A relação entre

pobreza e gastos com saúde, controlada por outros determinantes é investigada, por meio do seguinte modelo de regressão:

$$\begin{aligned} \ln[P_{k,it}] = & \beta_0 + \beta_1 \ln[P_{k,it-1}] + \\ & \beta_2 \ln[PIB_{it}] + \beta_3 \ln[aem_{it}] + \\ & \beta_4 \ln[gini_{it}] + \beta_5 \ln[sau_{it}] + \\ & \beta_6 \ln[txdesem_{it}] + \eta_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

em que $P_{k,it}$ representa o k -ésimo índice de pobreza, $k = 0, 1, 2$; $P_{k,it-1}$ é índice de pobreza no período anterior; PIB_{it} é o PIB estadual *per capita*; aem_{it} é a média dos anos de estudo para pessoas com 25 anos ou mais; $gini_{it}$ é o índice de Gini; sau_{it} corresponde às despesas com saúde e $txdesem_{it}$ é a taxa de desemprego; η_i representa os efeitos fixos não observáveis das unidades; ε_{it} são os distúrbios aleatórios e i e t são índices para as observações transversais (estados) e temporais, respectivamente. Todas as variáveis estão em logaritmo natural, pois, de acordo com Woodridge (2006), seu uso pode aliviar, ou até eliminar problemas de heterocedasticidade. Assim, as estimativas com variáveis logaritimizadas são menos sensíveis a observações desiguais.

As hipóteses adotadas nesse modelo são: $E[\eta_i] = E[\varepsilon_{it}] = E[\eta_i \varepsilon_{it}] = 0$ para $i = 1, 2, \dots, N$ $t = 1, 2, \dots, T$. Além do mais, supõe-se que o erro ε_{it} não seja correlacionado temporalmente, ou seja, $E[\varepsilon_{it} \varepsilon_{is}] = 0$ para $i = 1, 2, \dots, N$ e $t = 1, 2, \dots, T$. Adicionalmente, existe uma hipótese padrão relativa às condições iniciais: $E[P_{k,it} \varepsilon_{it}] = 0$ para $i = 1, 2, \dots, N$ e $t = 1, 2, \dots, T$ (AHN E SCHMIDT, 1995).

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

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). 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 à prová-

vel correlação positiva entre a variável dependente defasada e os efeitos fixos, a estimativa do coeficiente β_1 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 β_1 de enviesada para baixo em painéis com a dimensão temporal pequena. Por meio de estudos de Judson e Owen (1999), mostrou-se 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.

A lição que se tira é que uma boa estimativa do parâmetro de deve estar compreendida entre os limites dos estimadores obtidos por MQO e *WITHIN GROUPS*, que gera as mesmas estimativas do método anterior, mas com os desvios padrões dos coeficientes ligeiramente menores. Nesse sentido, faz-se necessária alguma transformação no modelo (1) que expurgue os efeitos fixos, eliminando definitivamente o problema da endogeneidade. Uma forma seria a transformação em primeira diferença do modelo (1) que, estimado pelo Método dos Momentos Generalizados – MMG dá origem ao Método dos Momentos Generalizados – diferença (MMG-D). Nesse caso, o modelo se transforma em:

$$\begin{aligned} \Delta \ln[P_{k,it}] = & \Delta \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln[P_{k,it-1}] + \\ & \beta_2 \Delta \ln[PIB_{it}] + \beta_3 \Delta \ln[aem_{it}] + \\ & \beta_4 \Delta \ln[gini_{it}] + \beta_5 \Delta \ln[sau_{it}] + \\ & \beta_6 \Delta \ln[txdesem_{it}] + \eta_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

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

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

classificada como (i) estritamente exógena, se não é correlacionada com os termos de erros passados, presentes 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 erros passados, presentes e futuros. No segundo caso, os valores da variável defasados em um ou mais períodos são instrumentos válidos na estimação da equação (2). Já no último caso, os valores defasados em dois ou mais períodos são instrumentos válidos na estimação da equação (2).

No entanto, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) argumentaram que esses instrumentos são fracos quando a variável dependente e as variáveis 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. 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, para $i = 1, 2, 3, \dots, N$, então as variáveis explicativas em diferenças, caso elas sejam exógenas ou fracamente exógenas, e $\Delta \ln P_{k,it-1}$, são instrumentos válidos para a equação em nível. O mesmo ocorre para as variáveis $\Delta \ln P_{k,it-1}$ 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 no termo de erro e da validade dos instrumentos adicionais. Assim, inicialmente são testadas as hipóteses nulas de ausência de autocorrelação de primeira e segunda ordem dos resíduos. Para que os estimadores dos parâmetros sejam consistentes, a hipótese de ausência de autocorrelação de primeira ordem deve ser rejeitada e a de segunda ordem aceita. Posteriormente, realiza-se o teste de Sargan para verificar a validade dos instrumentos adicionais exigidos pelo método MMG-sistema.

Os resultados são apresentados na seção seguinte e os estimadores das variâncias dos parâmetros

são robustos à heterocedasticidade e autocorrelação obtidos no MMG-sistema. O estimador obtido foi corrigido pelo método Windmeijer (2005), para evitar que o respectivo estimador das variâncias subestime as verdadeiras variâncias em amostra finita.

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção são apresentados e discutidos os resultados obtidos da estimação do modelo econômico apresentado na seção anterior. Os resultados estimados dos parâmetros das equações (1) com o auxílio da equação (2) foram obtidos por meio das

técnicas econométricas apresentadas na seção 4 e são apresentados nas tabelas a seguir.

Os resultados estimados dos modelos por *MQO*, *Efeitos fixos* e *MMG-sistema* para os índices de pobreza P_0 , P_1 e P_2 se encontram dispostos, respectivamente, nas Tabelas 1, 2 e 3. Contudo, entre os três modelos estimados, optou-se pelo modelo apresentado na coluna [c] das respectivas tabelas, pois, como descrito na seção 4, o modelo *MMG-sistema* é o mais adequado para o estudo. Foram usados como variáveis endógenas, a variável dependente defasada de um período e anos de estudo. As demais variáveis explicativas foram consideradas fracamente exógenas.

Tabela 1 – Resultados dos modelos de regressão para lnP0

	MQO [a]		Efeitos Fixos [b]		MMG – Sistema [c]	
	Coefic.	Valor - p	Coefic.	Valor - p	Coefic.	Valor - p
lnP _{0,it-1}	0,9537* (70,20)	0,00	0,6947* (20,87)	0,00	0,7624* (45,47)	0,00
lnPIB _{it}	-0,0018 (0,310)	0,75	-0,0306* (3,270)	0,00	-0,0135* (4,870)	0,00
lnaem _{it}	-0,0991* (3,830)	0,00	-0,3350* (7,080)	0,00	-0,3301* (7,600)	0,00
lngini _{it}	0,1176 (1,660)	0,09	0,4916* (4,540)	0,00	0,1109 (1,740)	0,09
lnsau _{it}	-0,0188* (2,410)	0,01	0,0044 (0,410)	0,67	-0,0215* (4,060)	0,00
lnTxdesem _{it}	0,0588* (4,640)	0,00	0,1029* (5,170)	0,00	0,1670* (6,970)	0,00
Const.	0,4833* (5,320)	0,00	0,8292* (4,590)	0,00	0,7863* (16,44)	0,00
F (6, 371) = 1637,08			F (6, 345) = 358,68		F (6, 26) = 23899,88	
Prob>F=0,0000			Prob>F=0,0000		Prob>F= 0,0000	
R ² =0,96						
Nº de obs.: 378			Nº de obs.: 378		Nº de obs.: 378	
			Nº de grupos: 27		Nº de grupos: 27	
					Nº de instrumentos: 26	
H ₀ : Ausência de Autocorrelação nos resíduos de primeira ordem			Valor-p		0,012	
H ₀ : Ausência de Autocorrelação nos resíduos de segunda ordem			Valor-p		0,508	
Teste de Sargan			Prob > chi2		0,17	

Fonte: Resultados obtidos pelo autor.

Obs: (i) Os valores em parênteses são os desvios padrões corrigidos pelo método de Windmeijer (2005);

(ii) Os valores para o teste de Sargan são os valores-p para validade dos instrumentos adicionais requeridos pelo método-sistema.

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

(iv) * indica significância ao nível de 1%,

Na coluna [c], em todas as Tabelas (1, 2 e 3), o método *MMG-sistema* está, respectivamente, entre os valores dos coeficientes estimados dessa mesma variável (colunas [a] e [b]) pelos métodos *MQO* e *Efeitos fixos*. Portanto, o *MMG-sistema* resolveu o problema de viés de estimação em função de o lado direito da equação 1 constar a variável dependente defasada de um período além da presença dos efeitos fixos não observáveis.

Os testes efetuados no modelo *MMG-sistema* revelaram que as propriedades estatísticas do modelo são aceitáveis. A endogeneidade das variáveis também foi avaliada e, em todas as equações do sistema, rejeitou-se a hipótese nula de exogeneidade das variáveis, o que valida a utilização do Método dos Momentos Generalizados (GMM). Na aplicação do teste de Sargan, os resultados apontaram não rejeição da hipótese nula de que o termo

de erro não é correlacionado com os instrumentos em todas as equações, e sim com as variáveis explanatórias.

Os resultados nas Tabelas 1, 2 e 3 mostram que os testes de Sargan confirmam que os instrumentos utilizados no sistema são válidos, o que permitiu a obtenção de estimadores consistentes por intermédio do MMG-S. Incluem-se ainda os testes estatísticos de Arellano e Bond (1991) para avaliar a existência de autocorrelação de primeira e segunda ordens. Nota-se que a ausência de autocorrelação de segunda ordem é essencial para a consistência do estimador MMG-sistema. O teste confirma a não rejeição de autocorrelação de primeira ordem, embora se rejeite a hipótese de autocorrelação de segunda ordem. Ou seja, mostram que os resíduos só apresentam correlação de primeira ordem.

Tabela 2 – Resultados dos modelos de regressão para $\ln P_t$

	MQO [a]		Efeitos Fixos [b]		MMG – Sistema [c]	
	Coefic.	Valor - p	Coefic.	Valor - p	Coefic.	Valor - p
$\ln P_{t,t-1}$	0,7681* (37,70)	0,00	0,5719* (18,91)	0,00	0,6221* (26,14)	0,00
$\ln PIB_{it}$	-0,0360* (0,4800)	0,00	-0,0468* (4,210)	0,00	-0,0336* (9,100)	0,00
$\ln aem_{it}$	-0,4127* (9,610)	0,00	-0,4036* (7,100)	0,00	-0,1788* (3,800)	0,00
$\ln gini_{it}$	0,40847* (4,860)	0,00	1,0167* (7,930)	0,00	1,1227* (12,47)	0,00
$\ln sau_{it}$	0,0088* (0,930)	0,35	-0,0023* (0,190)	0,84	-0,0381* (9,20)	0,00
$\ln txdesem_{it}$	0,1222* (7,890)	0,00	0,1543* (6,520)	0,00	0,2637* (9,490)	0,00
Const.	0,7872* (7,630)	0,00	1,1830* (5,510)	0,00	1,2889* (17,53)	0,00
F (6, 371) = 1874,71		F (6, 345) = 423,38		F (6, 26) = 14630,24		
Prob>F=0,0000		Prob>F=0,0000		Prob>F= 0,0000		
R ² =0,96						
Nº de obs.: 378		Nº de obs.: 378		Nº de obs.: 378		
		Nº de grupos: 27		Nº de grupos: 27		
				Nº de instrumentos: 26		
H ₀ : Ausência de Autocorrelação nos resíduos de primeira ordem			Valor-p		0,008	
H ₀ : Ausência de Autocorrelação nos resíduos de segunda ordem			Valor-p		0,495	
Teste de Sargan			Prob > chi2		0,16	

Fonte: Resultados obtidos pelo autor.

Obs: (i) Os valores em parênteses são os desvios padrões corrigidos pelo método de Windmeijer (2005);

(ii) Os valores para o teste de Sargan são os valores-p para validade dos instrumentos adicionais requeridos pelo método -sistema.

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

(iv) * indica significância ao nível de 1%.

Os coeficientes estimados positivos e significativos por MMG-S dos índices de pobreza defasado (para $k=0,1$ e 2 coluna [c] das Tabelas 1, 2 e 3) confirmam que a pobreza no Brasil é um processo dinâmico e persistente. Verifica-se que esta persistência é relativamente intensa, pois os coeficientes estimados (0,7624 para P_0 , 0,6221 para P_1 e 0,5922 para P_2) são de magnitudes elevadas.

Note-se que os modelos estimados apresentados nas Tabelas 1, 2 e 3, mostram que o crescimento econômico contribui para redução da pobreza no Brasil em todos os indicadores de pobreza analisados. Observa-se ainda que, mesmo nos métodos de estimação (MQO e EF), o coeficiente dessa variável é estatisticamente significativa para o índice de pobreza e apresenta o sinal esperado. Tal evidência empírica valida a ideia de que o crescimen-

to econômico é fundamental para a sua redução, sendo consistente com os resultados da literatura discutida na seção 2.

As elasticidades estimadas para o efeito do PIB *per capita* na redução da pobreza foram, respectivamente, de 0,0135 para P_0 , de 0,0336 para P_1 e de 0,0392 para P_2 (valores na coluna [c] das Tabelas 1, 2 e 3).

Dentre os outros determinantes, os anos médios de estudo apresentaram seus respectivos coeficientes estimados com os sinais esperados e estatisticamente significantes, contribuindo para a redução da pobreza. Tais evidências empíricas, também, corroboram os resultados da literatura econômica nacional e internacional citados na seção 2.3, como Cruz, Teixeira e Braga (2010), Barros e Reis (1990) e Enrenberg e Smith (2000).

Tabela 3 - Resultados dos modelos de regressão para $\ln P_2$

	MQO [a]		Efeitos Fixos [b]		MMG – Sistema [c]	
	Coefic.	Valor - p	Coefic.	Valor - p	Coefic.	Valor - p
$\ln P_{2,it-1}$	0,7786* (38,00)	0,00	0,4597* (14,28)	0,00	0,5922* (16,50)	0,00
$\ln PIB_{it}$	-0,0353* (3,740)	0,00	-0,0536* (3,950)	0,00	-0,0392* (7,250)	0,00
$\ln aem_{it}$	-0,4707* (8,540)	0,00	-0,5010* (7,280)	0,00	-0,0374 (0,620)	0,54
$\ln gini_{it}$	0,5076* (4,650)	0,00	1,4091* (9,030)	0,00	1,9270* (14,37)	0,00
$\ln sau_{it}$	0,0058 (0,470)	0,63	-0,0051 (0,330)	0,73	-0,0558* (6,490)	0,00
$\ln txdesem_{it}$	0,1570* (7,560)	0,00	0,1851* (6,410)	0,00	0,2660* (12,62)	0,00
Const.	0,8571* (6,490)	0,00	1,3037* (4,970)	0,00	1,6750* (11,98)	0,00
F (6, 371) = 1699,71		F (6, 345) = 345,20		F (6, 26) = 3508,58		
Prob>F=0,0000		Prob>F=0,0000		Prob>F= 0,0000		
R ² =0,96						
Nº de obs.: 378		Nº de obs.: 378		Nº de obs.: 378		
		Nº de grupos: 27		Nº de grupos: 27		
				Nº de instrumentos: 26		
H ₀ : Ausência de Autocorrelação nos resíduos de primeira ordem		Valor-p		0,013		
H ₀ : Ausência de Autocorrelação nos resíduos de segunda ordem		Valor-p		0,376		
Teste de Sargan		Prob > chi2		0,15		

Fonte: Resultados obtidos pelo autor.

Obs: (i) Os valores em parênteses são os desvios padrões corrigidos pelo método de Windmeijer (2005);

(ii) Os valores para o teste de Sargan são os valores-p para validade dos instrumentos adicionais requeridos pelo método -sistema

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

(iv) * indica significância ao nível de 1%.

De fato, suas elasticidades foram, respectivamente, de 0,3301 para P_0 , de 0,1788 para P_1 e de 0,0374, para P_2 . Neste sentido, políticas públicas direcionadas para o aumento da educação apresentam maiores impactos na redução da pobreza do que aumento do PIB *per capita*, o que também contribui para a queda da pobreza, porém, com muito maior intensidade. Isso talvez possa ser explicado pelo fato de os pobres não se apropriarem em maior parte do crescimento econômico, em função da alta concentração de renda. De certa forma, esses resultados corroboram com Campos (2003), Barros e Reis (1990), entre outros.

O coeficiente positivo e significativo do índice de Gini indica que a desigualdade de renda no Brasil contribui intensamente para o aumento da pobreza. Esse resultado corrobora as demais análises internacionais, tais como as de Ravallion e Chen (2004), Bourguignon (2002) e de Manso, Barreto e Tebaldi (2006) e Hoffmann (2000), para o Brasil. Ademais, o valor estimado do coeficiente dessa variável é muito maior do que o PIB *per capita*. Assim, políticas voltadas para a redução de desigualdades são mais efetivas no combate à pobreza do que aquelas voltadas exclusivamente para o crescimento econômico.

As elasticidades estimadas da concentração de renda no aumento da pobreza foram de 0,1109 para P_0 ; de 1,1227 para P_1 e 1,9270 para P_2 . Portanto, o efeito da concentração de renda no aumento da pobreza reprime o efeito de sua diminuição como consequência do aumento do PIB estadual *per capita*. Neste caso, a concentração de renda parece afetar mais intensamente os mais pobres dentre os pobres, ou seja, aqueles indivíduos que estão mais distantes da linha de pobreza.

Despesas com saúde apresentaram sinal esperado negativo e significativo dos coeficientes estimados para todos os índices, de 0,0215 para P_0 ; de 0,0381 para P_1 e 0,0558 para P_2 . Esses resultados confirmam que gastos públicos em saúde e saneamento contribuem para redução da pobreza, no Brasil, no período em análise. Pode-se inferir que as políticas com intuito de reduzir a pobreza e melhorar a saúde da população devem ser implementadas de maneira simultânea. Esses resultados corroboram com Tejada, Jacinto e Santos (2012) e Médici (2011).

A taxa de desemprego também apresentou uma significativa correlação positiva com o índice de pobreza. As elasticidades de impacto sobre ela foram,

respectivamente, de 0,1670 para P_0 , de 1,2889 para P_1 e de 0,2660 para P_2 . Era previsível, afinal, que, quanto maior a taxa de desemprego maior deve ser a proporção de pobres de um estado. Isso mostra que a inclusão da taxa de desemprego no modelo para efeito de controle dos ciclos do mercado de trabalho foi conveniente. De certa forma, esse resultado corrobora com os trabalhos de Barbosa (2004) e Araújo, Campelo e Marinho (2013).

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A partir de dados anuais para o Brasil, no período de 1995 a 2009, este estudo analisou o impacto dos gastos públicos em saúde na pobreza no país. Essa análise foi realizada controlando-se por outros determinantes da pobreza, tais como o Produto Interno Bruto *per capita*, a concentração de renda medida pelo coeficiente de Gini, as despesas com saúde, os anos médios de estudo e a taxa de desemprego.

Inicialmente, os resultados obtidos a partir dos modelos econométricos sugeriram que a pobreza é um processo dinâmico e persistente, pois a sua capacidade de resposta no período corrente em relação aos valores passados é alta, o que confirma a hipótese de um círculo vicioso, seja qual for a medida de pobreza P_0 , P_1 e P_2 . Confirma ainda a persistência do período anterior.

Em relação aos outros determinantes, o aumento dos anos médios de estudo e o crescimento do PIB *per capita* têm contribuído para a redução da pobreza. Ressalta-se, ainda, que o impacto dos anos médios de estudo na redução da pobreza é maior do que o obtido via crescimento do PIB *per capita*. Portanto, é imprescindível a orientação e a formulação de políticas públicas para redução da pobreza, com enfoque na educação, elemento esse que pode ser visto com grande importância para aumento de produtividade e como determinante em crescimento de longo prazo.

No que se refere ao papel dos gastos públicos no combate à pobreza, comprovou-se que a eficiência das despesas públicas em saúde é significativa na redução da intensidade da pobreza. Conclui-se que o aumento dos gastos do governo com saúde e saneamento promoverá uma redução na intensidade da pobreza. Essas são evidências que reforçam a necessidade de implementação de maneira simultânea, de políticas com intuito de reduzir a pobreza e melhorar a saúde da população.

Por sua vez, a concentração de renda, medida

pelo coeficiente de Gini, apresentou impacto positivo e significativo apenas para ambos os índices de pobreza. Assim sendo, observou-se que a concentração de renda afeta mais intensivamente os mais pobres dentre os pobres. A taxa de desemprego também apresentou uma significativa correlação positiva com o índice de pobreza. Evidencia, portanto, que, quanto maior a taxa de desemprego, maior deve ser a proporção de pobres. Desde que esta variável é influenciada pelo aquecimento do mercado de trabalho, o governo deveria ter a preocupação em implementar medidas que estabilizem a economia.

Embora a desigualdade de renda no país tenha declinado nestes últimos anos, esse problema ainda contribuiu intensamente para o aumento da pobreza. Esse resultado corrobora as análises nacionais e internacionais, ou seja, o impacto da concentração de renda, medida pelo índice de Gini e da taxa de desemprego sobre a pobreza é muito maior do que aqueles promovidos pelo PIB *per capita*. Dessa forma, pode-se concluir que políticas voltadas para a redução de desigualdades e para inserção dos mais pobres no mercado de trabalho são mais efetivas no combate à pobreza do que aquelas voltadas exclusivamente para o crescimento econômico.

Portanto, diante do objetivo maior deste estudo de identificação da forma como os gastos públicos podem ser alocados, eficientemente, para atingir as metas de crescimento econômico e queda de pobreza, as conclusões indicam que a composição dos gastos públicos deve priorizar, sobretudo, a redução da concentração de renda e a abertura do mercado de trabalho para os mais necessitados, gerando crescimento econômico. Isso mostra a importância de políticas públicas direcionadas a aumentar os postos de trabalhos, o que contribuiria para a redução da pobreza. Outro ponto favorável é que os investimentos públicos direcionados para provimento e qualidade na educação e na saúde e saneamento são práticas complementares que, portanto, devem ser implementadas em conjunto.

REFERÊNCIAS

- AHN, S.; SCHMIDT P. Efficient estimation of models for dynamic panel data. **Journal of Econometrics**. Madri. v. 68, n. 1, p. 5-27, 1995.
- ARAÚJO, A. J. CAMPELO, G. MARINHO, E. O impacto da infraestrutura sobre a pobreza para o Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 41., 2013, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu: ANPEC, 2013.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental-variable estimation of error-components model. **Journal of Econometrics**. Madri. v. 68, n. 1, p. 29-52, 1995.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and application to employment equations. **The Review of Economic Studies**. Estocolmo, v. 58, n. 2, p 277-297, 1991.
- BARBOSA, A. F. O. Mercado de trabalho brasileiro pós-1990: mudanças estruturais e o desafio da inclusão social. In: Seminário internacional sobre empleo, desempleo y políticas de empleo em el mercosury la union europea, 2004, Buenos Aires. **Anais...** Buenos Aires: Word Bank, 2004.
- BARRETO, F. A. **Crescimento econômico, pobreza e desigualdade de renda: o que sabemos sobre eles?** Fortaleza: UFC/CAEN/ Laboratório de Estudos de Estudos da Pobreza, 2005. (Série Ensaio sobre a Pobreza).
- BARROS, R. P.; REIS, J. G. A. desigualdade salarial e distribuição de educação: a evolução das diferenças regionais no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Brasília. v. 20, n. 3, 1990.
- BARROS, R.; FOGUEL, M. Focalização dos gastos públicos sociais e erradicação da pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2000.
- BARROS, R.P.; CORSEUIL H. C.; LEITE P. G. **Mercado de trabalho e pobreza no Brasil**. In: HENRIQUES, R. (org.) Desigualdade e Pobreza no Brasil. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.
- BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. **A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil**. IPEA, Rio de Janeiro. 2001. (Texto para discussão n° 800).

- BOURGUIGNON, F. Pareto superiority of unegalitarian equilibria in Stiglitz' model of wealth distribution with convex saving function. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 1469-1475, 1981.
- The growth elasticity of poverty reduction:** explaining heterogeneity across countries and time periods. Delta: Paris, 2002. Disponível em: <<http://www.delta.ens.fr/abstracts/wp200203.pdf>>. Acesso em: 5 set. 2013.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, Madri. v. 87, n. 1, p. 115-143, 1998.
- CAMPOS, M. M. Educação e políticas de combate à pobreza. **Revista Brasileira de Educação**, Rio de Janeiro, n. 24, p.183-191, dez., 2003.
- CASTRO, M. H. G. de. As desigualdades regionais no sistema educacional brasileiro. In: HENRIQUES, R. (org.). **Desigualdade e Pobreza no Brasil**, Rio de Janeiro, IPEA, 2000.
- CHEN, S.; WANG, Y. **China's growth and poverty reduction:** recent trends between 1990 and 1999. World Bank Working Paper. 2001. Disponível em: <http://www-wds.worldbank.org/servlet/WDSContentServer/WDSP/IB/2001/09/01/000094946_01081604003748/additional/129529322_20041117174103.pdf>. Acesso em: 29 set. 2013.
- CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. N. **Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE**. IPEA, Rio de Janeiro, 2002. (Texto para Discussão, 897).
- CRUZ, A. C.; TEIXEIRA, E. C.; BRAGA, M. J. Os efeitos dos gastos públicos em infraestrutura e em capital humano no crescimento econômico e na redução da pobreza no Brasil. XXXVIII Encontro Nacional de Economia da ANPEC, 2010, Salvador, **Anais...** Salvador: ANPEC, 2010.
- DENINGER, K.; SQUIRE, L. New ways of looking at old issues: asset inequality and growth. **Journal of Development Economics**, v. 57, n. 2, p. 259-287, 1998.
- DOLLAR, D.; KRAAY, A.. Growth is good for the Poor. **Journal of Economic Growth**, v. 7, n. 3, p. 195-225, 2002.
- EASTERLY, W. Life during growth: international evidence on quality of life and per capita income. **Journal of Economic Growth**, n. 4, 1999.
- ENRENBURG, R. G; SMITH, R. S. **A moderna economia do trabalho - Teoria e política pública**. São Paulo: Makron Books, p. 319-409, 2000.
- FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. **Econometrica**. São Paulo. v. 52, n. 3, p.761-766, maio 1984.
- HSIAO, C. **Analysis of Panel Data**. Cambridge University Press, 2004.
- HOFFMANN, R. Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1970-1990. **Revista Brasileira de Economia**, v. 49, n. 2, p. 277-94, 1995.
- Mensuração da desigualdade e da pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/>>. Acesso em: 15 nov. 2013.
- JUDSON, R. A.; OWEN, A. L. Estimating dynamic panel data models: a guide for macroeconomists. **Economics Letters**, Elsevier, v. 65, n. 1, p. 9-15, 1999.
- KRAAY, A. When is growth pro-poor? Evidence from a panel of countries. **Journal of Development Economics**, Elsevier, v. 80, n. 1, p.198- 227, 2004.
- KUZNETS, Simon. Economic growth and income inequality. **The American economic review**, v. 45, n. 1, p. 1-28, 1955.
- MACHADO, A. F.; HERMETO, AM; VIEGAS, M.; TOTINO, B. **Economia social – Mercado de Trabalho, pobreza e desigualdade e criminalidade**. Mimeo, Belo Horizonte: 2003. Disponível em: <<http://web.cedeplar.ufmg.br/cedeplar/site/pesquisas/pbh/arquivos/mod9parte1.pdf>>. Acesso em: 20 nov. 2013.

MANSO, C.; BARRETO, F. A.; TEBALDI, E. **O desequilíbrio regional brasileiro**: novas perspectivas a partir das fontes de crescimento “pró-pobre”. Fortaleza: UFC/CAEN/Laboratório de Estudos de Estudos da Pobreza, 2006. (Série Ensaio sobre a Pobreza).

MATIAS, J. S.; BARRETO, F. A.; SALVATO, M. A. **Sobre a qualidade do crescimento econômico no Brasil de 1995 a 2008**: uma análise comparativa entre estados e regiões brasileiras. Fortaleza: UFC/CAEN/Laboratório de Estudos de Estudos da Pobreza, 2010. (Série Ensaio sobre a Pobreza).

MEDICI, A. C. Considerações sobre a relação entre pobreza e saúde. **Revista Paranaense de Medicina**, Curitiba, v. 83, n. 1, p. 99 – 113, 1994.

NERI, M.; SOARES, W. Pobreza, ativos e saúde no Brasil. *In*: VI Encontro de Economia da Saúde, 2002, Nova Friburgo, **Anais...** Novo Friburgo, ABrES, 2002.

OSORIO, R. G. et al. **Perfil da pobreza no Brasil e sua evolução no período 2004-2009**. Brasília: IBGE, 2011. (Texto para discussão n. 1647).

RAMOS, L, MENDONÇA, R. Pobreza e desigualdade de renda no Brasil. *In*: Giambiagi, F. *et al* (org). **Economia Brasileira Contemporânea**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2005.

RAVALLION, M. Can high-inequality developing countries escape absolute poverty? **Economics letters**, v. 56, n. 1, p. 51-57, 1997.

Growth, inequality and poverty: looking beyond averages. **World Development**, v. 29, n. 11, p. 1803-1815, 2001.

RAVALLION, M.; CHEN, S. What can new survey data tell us about recent changes in distribution and poverty? **World Bank Economic Review**. Oxford, v. 11, n. 2, p. 357-82, 1997.

China's (Uneven) progress Against Poverty. **Policy Research Working Paper** 3408, World Bank, 2004. Disponível em: < <http://siteresources.worldbank.org/PGLP/Resources/ShaoHuaPaper.pdf>>. Acesso em: 22 ago. 2013.

SILVA, M. O. S. A política pública de transferência de renda enquanto estratégia de enfrentamento à pobreza no Brasil. **Revista de Políticas Públicas**, Brasília, v. 7, n. 2, p. 233-253, abr, 2003.

TEJADA, C. A. O; JACINTO, P. A; SANTOS, A. M. A. Pobreza e saúde: evidências de causalidade em um painel de dados para o Brasil. *In*: XI Encontro Regional de Economia da Anpec Sul, Curitiba, **Anais...** Curitiba: UFPR, 2008.

TOCHETTO, D. G. Crescimento pró-pobre no Brasil: uma análise explanatória. *In*: IV Encontro Regional de Economia da ANPEC Nordeste, Fortaleza, **Anais...** Fortaleza: ANPEC Nordeste, 2004.

URANI, A. Crescimento e geração de emprego e renda no Brasil. **Lua Nova**, São Paulo, v. 35, n. 1, p. 5 - 37, 1995.

WINDMEIJER, F. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. **Journal of Econometrics**, Madri, v. 126, n. 1, p. 25–51, 2005.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à Econometria** - uma abordagem moderna. Pioneira Thomson Learning, 2006.