

**POBREZA, DESIGUALDADE E CRESCIMENTO:
EVIDÊNCIAS OBTIDAS A PARTIR DE PAINEL
DINÂMICO PARA OS ESTADOS BRASILEIROS**

Daniel Oliveira Paiva da Silva

Mestrando em Economia na Universidade Federal da Paraíba
E-mail: danieleconomiajp@hotmail.com

Ignácio Tavares de Araújo Júnior

Professor do Mestrado em Economia da Universidade Federal da Paraíba
(CME/UFPPB).
E-mail: igtavares@hotmail.com

Magno Vamberto Batista da Silva

Professor do Mestrado em Economia da Universidade Federal da Paraíba
(CME/UFPPB).
E-mail: magnobs@yahoo.com

RESUMO O objetivo deste estudo é estimar a elasticidade da pobreza com relação à diferentes variáveis, a saber: diferentes categorias de despesas públicas; a desigualdade na distribuição inter-pessoal de renda medida pelo coeficiente de Gini; ao produto interno bruto per capita; e a média de anos de estudo da população, no Brasil. Para tal, se fará uso da metodologia econométrica de dados em painel, estático e dinâmico. Os resultados, levando-se em consideração a heterogeneidade das unidades da federação, indicam baixa sensibilidade da pobreza, medida pelo percentual de pobres, às despesas públicas. As elasticidades estimadas da pobreza com relação ao produto interno bruto per capita e a desigualdade na distribuição inter-pessoal de renda apresentaram os sinais esperados. Todavia, a comparação entre elas indica que a incidência da pobreza é bem mais sensível a desigualdade do que ao produto interno bruto per capita.

Palavras - chave: Pobreza. Despesas Públicas no Brasil. Dados em Painel.

Código JEL: I3, E6, C33

* Artigo recebido em novembro/2008 e aceito em janeiro/2009

ABSTRACT The aim of this study is to estimate the elasticity of poverty with respect to the following variables: different categories of public expenditure, the inequality in the distribution of inter-personal income measured by the Gini; gross domestic product per capita and average years of study population in Brazil. To reach this goal, it will be used static and dynamic panel data techniques. The results indicate a weak relationship between poverty and public expenses. The elasticities poverty in relation to gross domestic product per capita and inequality in inter-personal distribution of income had the expected signs. However, comparison between them shows that the incidence of poverty is much more sensitive to inequality than the gross domestic product per capita.

Keywords: Poverty. Inequality. Public expenses. Panel Data.

1. Introdução

O Brasil é um país de elevada desigualdade na distribuição pessoal e funcional de sua renda, bem como na distribuição da riqueza, possuindo também elevados níveis de pobreza. Traços que se mantêm estruturalmente vinculados à sua realidade há muito tempo, tornando o país detentor de um dos mais elevados níveis de iniquidade do mundo.

Vários trabalhos apontam a má distribuição de renda como a principal causa dos elevados níveis de pobreza e extrema pobreza em nosso país, dentre eles temos os de Ramos e Mendonça (2005) e Henriques (2000). Essa elevada desigualdade reduz a capacidade do crescimento econômico em mitigar a pobreza, porque os frutos do crescimento econômico se direcionam para as camadas mais elevadas de renda, com impacto reduzido nas camadas mais baixas. Essa constatação ganha importância por ser a via do crescimento econômico uma das escolhas para se reduzir à pobreza em nosso país no decorrer das últimas décadas.

Por se tratar a pobreza de um enfoque econômico, social e político, sempre se vincula suas magnitudes e estruturas a atuação do Estado, como um processo de responsabilidade e expectativas da sua capacidade de interferir exógena e endogenamente nela.

Neste estudo, tem-se como objetivo estimar elasticidades que possibilitem inferir sobre a capacidade do Estado, a partir da realização de suas despesas, bem como o produto interno bruto *per capita*, a desigualdade na distribuição inter-pessoal de renda auferida pelo coeficiente de *Gini*, ao nível educacional dado pela média de anos de estudo da população com 25 anos ou mais de idade, em mitigar o percentual de pobres.

Para tanto, utilizaremos três estimadores diferentes de dados em painel: o de efeito fixo (ou aleatório) para uma abordagem estática, o GMM em diferenças de Arellano e Bond (1991) e o GMM de sistema de Blundell e Bond (1998), para abordagens dinâmicas.

Essa investigação empírica utilizará dados estaduais das unidades da federação do Brasil, no período de 1995 a 2004. Justifica-se essa escolha pela heterogeneidade observada entre as unidades da federação, dada a presença, por exemplo, de dinâmicas de crescimento diferenciadas entre os estados.

Além desta introdução, o presente trabalho possui mais quatro capítulos. O próximo capítulo apresenta o marco teórico desse estudo.

Nos dois seguintes, trataremos da metodologia da pesquisa, dos dados utilizados, do modelo e dos resultados econométricos obtidos. E no último capítulo, serão apresentadas as conclusões do estudo.

2. Aspectos Teóricos e Empíricos

2.1. Pobreza

A pobreza é entendida, comumente, como a privação de um indivíduo ou de uma sociedade na obtenção da satisfação de necessidades básicas, absolutas e/ou relativas. Essa privação, normalmente, esta relacionada com a insuficiência de renda e/ou escassez de bens e serviços.

A medida de pobreza mais comum é a incidência de pobreza ou percentual de pobres, que indica a parcela de uma população com renda inferior a um certo nível de renda.

Considerando os aspectos contemporâneos na determinação da pobreza no Brasil, há um consenso, entre a maioria dos estudos, de que é a elevada concentração de renda o principal determinante deste fenômeno. Ilustrando essa relação, Barros, Henriques e Mendonça (2000) constataram que, definindo uma norma internacional quanto a relação entre nível de renda e pobreza, o Brasil deveria apresentar um percentual de pobres de apenas 8%, e que a diferença deste para os cerca de 30% observado deve-se, principalmente, ao grau de desigualdade na distribuição dos recursos nacionais.

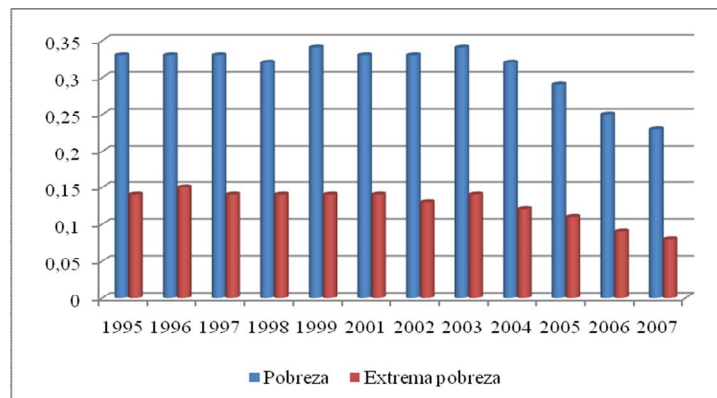
Conforme dados disponíveis no *sítio* do IPEADATA representados na figura 1, pode-se perceber uma redução significativa do nível de pobreza¹ nos últimos anos no Brasil. No período de 1995 a 2003, tem-se a observação de um percentual de pobres acima de 33%. Mas, do nível de 34% em 2003 passa-se para 23% em 2007. Quanto ao percentual de extrema pobreza, tem-se comportamento similar, onde parte-se de 14% em 2003 para 8% em 2007.

No entanto, deve-se ressaltar dois comentários quanto a este comportamento recente: primeiro, temos que apesar da redução

¹ A linha de pobreza utilizada pelo IPEA para gerar esses dados, corresponde a uma metodologia desenvolvida pela comissão IBGE-IPEA-CEPAL, que definiu uma cesta básica de alimentos que satisfaça os requisitos nutricionais em cada região brasileira, a partir das regiões metropolitanas, que apresentou uma média de 2.167,54 kcal *per capita*/dia, e para R\$ de 2001 a um valor médio de R\$ 110,80. A extrema pobreza é mensurada utilizando-se da metade do valor da linha de pobreza.

acentuada, os níveis de pobreza e extrema pobreza se encontram aquém do que se espera pelo nível de renda *per capita* brasileiro, como apontado por Barros, Henriques e Mendonça (2000); e segundo, dos níveis de redução estabelecidos pela meta do milênio da ONU, o país tem o atendido com folga, indicando o seu cumprimento em tempo hábil.

FIGURA 1
Brasil: Percentual da população com nível de renda *per capita* abaixo das linhas de pobreza e extrema pobreza (%), de 1995 a 2007.



Fonte: *Sítio* do IPEADATA.

Hoffmann e Kageyama (2006) com o intuito de analisar a pobreza no Brasil, numa perspectiva multidimensional, classificaram os pobres em três grupos, sendo eles: *pobre do tipo I* conforme a insuficiência de renda; *pobre do tipo II* quando apresentada a ausência de pelo menos dois de três equipamentos básicos selecionados (água canalizada, banheiro e luz elétrica), e por fim, *extrema pobreza*, quanto adicionalmente a insuficiência de renda houver a ausência dos três equipamentos básicos. Dessa perspectiva, observaram que para o período de 1992 a 2004 a pobreza do tipo II e a extrema pobreza apresentaram sempre um decréscimo, e quanto a pobreza do tipo I a mesma apresentou variações cíclicas, sem uma tendência visível de melhoria.

2.2. Distribuição de Renda

A distribuição de renda reflete o processo de divisão do produto entre os indivíduos constituintes de uma população, que participam ou não do processo produtivo que a gerou. Quando a observamos sem nos preocuparmos em observar os indivíduos como estando vinculados a algum fator de produção, estaremos tratando da distribuição de renda pessoal. Diferentemente, tem-se a distribuição de renda funcional, entendendo-os como vinculados aos fatores de produção capital, trabalho e terra, a partir de um sistema de rendimentos.

Para Hoffmann (2001) a busca pela origem do perfil distributivo de uma sociedade deve ser demandada na sua formação e evolução econômico-social. Para o Brasil temos o processo de colonização, que conduziu a uma elevada concentração da posse da terra, que segundo Furtado (1981) seria o resultado, principalmente, de ter a colonização como núcleo a produção e exportação de produtos primários a partir de *plantation*.

A industrialização, que se realizou no país tardiamente, reforçou a tendência de concentração de renda. Isso poderia ser explicado pela estrutura de demanda por mão-de-obra que veio a privilegiar a mão-de-obra qualificada, sobre-remunerada, devido à inelasticidade de sua oferta. Dentro do contexto de heterogeneidade educacional e experiência da mão-de-obra, os diferenciais de remuneração tenderam a ser significativos.

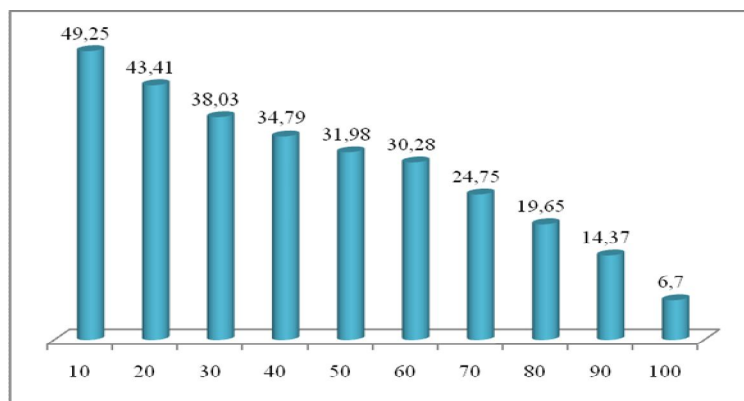
O estudo da distribuição de renda comumente se dá pela utilização de medidas de desigualdade. A mais utilizada é o coeficiente de *Gini*. A partir desta medida pode-se observar para o Brasil que no período de 1976 a 2005 ela apresentou a média histórica de 0,598 e um coeficiente de variação de 2,67%. Tal persistência no nível de desigualdade foi batizado por Barros, Henriques e Mendonça (2000), de “[...] a estabilidade inaceitável [...]”. Ramos e Mendonça (2005) expõem uma comparação internacional que reforça este diagnóstico, ao observarem que dentre cerca de 120 países, mais de 90% deles apresenta uma desigualdade na distribuição de renda menor que a observada no Brasil.

Contudo, dos dados nos últimos anos pode-se observar um declínio do nível de desigualdade no país. Para o coeficiente de *Gini*, segundo dados apresentados em Neri e Carvalhaes (2008), estando estes

baseados em PNAD's, de 2002 a 2007 ocorreu uma redução de aproximadamente 5%.

Dentre o conjunto de informações tratadas em Neri e Carvalhaes (2008), vale ressaltar a variação acumulada da renda média para cada décimo da população brasileira no período de 2001 a 2007, como uma descrição alternativa do comportamento da desigualdade de renda. Conforme indica a figura, o aumento de renda no 1º decil foi 7,35 vezes maior do que o observado no 10º decil, sugerindo, uma queda expressiva na desigualdade de renda.

FIGURA 2
Brasil: variação acumulada da renda média (%)
por cada décimo da população (2001/2007)



Fonte: Neri e Carvalhaes (2008), p. 50.

Segundo IPEA (2006), a queda recente da desigualdade teve diferentes fatores determinantes, o que tenderia a favorecer sua sustentabilidade. Os principais identificados foram às transferências governamentais, que contribuíram com cerca de 1/3 da redução, e a queda na desigualdade de rendimentos do trabalho que explicou 1/2 da mesma.

Figueiredo e Ziegelmann (2009) concluíram que essa redução da desigualdade foi acompanhada por uma elevação do nível de bem-estar

econômico, utilizando-se, para tanto, de resultados estatísticos para o critério de dominância estocástica de 2ª ordem².

2.3. Crescimento Econômico, Pobreza e Distribuição de Renda

Considerando-se a relação de causalidade da desigualdade da distribuição de renda e crescimento econômico, Iradian (2005) considerou que uma elevação da desigualdade de renda poderia conduzir a uma elevação do crescimento econômico, porque a propensão marginal a poupar do rico é mais elevada do que a do pobre.

Contudo, o autor também considerou que existem outros elementos em que uma redução da desigualdade de renda promoveria uma elevação do crescimento econômico. Dentre eles: a elevação da desigualdade de renda encorajaria a atividade dos *rent seeking*, reduzindo a segurança dos direitos de propriedade; a propensão das sociedades desiguais de apresentarem instabilidade política; mercados de crédito imperfeitos e/ou pouco desenvolvidos.

Com intuito de verificar a relação entre crescimento econômico, distribuição de renda e pobreza no Brasil, Marinho e Soares (2003) realizaram estimativas de elasticidades considerando dados das medidas de incidência de pobreza, renda familiar média e índice de *Gini* para a distribuição de renda pessoal de 26 estados brasileiros para os anos de 1985 a 1999. Os autores concluíram que a pobreza apresentava um nível de sensibilidade maior a desigualdade de renda do que a renda familiar média.

Da relação entre crescimento econômico e pobreza, pode-se observar na literatura econômica a existência de duas abordagens sobre o conceito de crescimento pró-pobre. A abordagem menos restritiva considera crescimento pró-pobre o crescimento que reduz a pobreza. A outra abordagem, mais restrita, considera o comportamento da desigualdade na distribuição de renda, considerando crescimento pró-pobre apenas quando o crescimento da renda dos pobres for maior que o crescimento de renda média. Esse comportamento poderá ser avaliado com a utilização da curva de crescimento pobreza de Son³.

² Por dominância estocástica de 2ª ordem entenda-se quando a renda média dos p% mais pobres, para $p \in [0,100]$, for maior para uma dada distribuição X do que para outra distribuição Y, sendo o nível de bem-estar econômico gerado pela distribuição X superior ao gerado pela distribuição Y.

³ Para detalhes ver Son (2004).

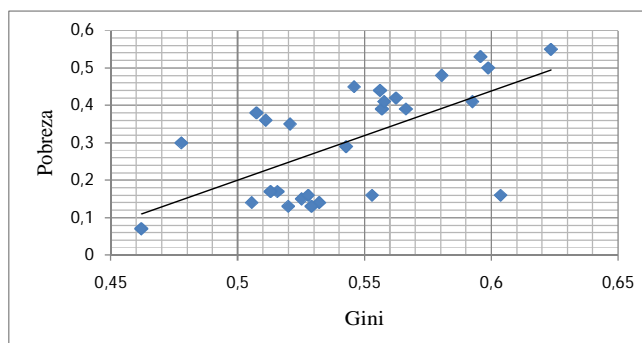
Tochetto *et al* (2005) considerando os estados brasileiros, nas décadas de 1980 e 1990, além de estimarem as elasticidades-renda da pobreza, estimam a curva de crescimento pobreza de Son, concluindo que o crescimento foi pró-pobre apenas na década de 1990.

Sant'Anna (2003), utilizando-se das argumentações de Kalecki, conclui que uma melhoria na distribuição de renda, *ceteris paribus*, aumenta o nível da renda, pois, pelo princípio de demanda efetiva, decorrido o prazo suficiente, a variação sobre o lucro será positiva, estimulando o consumo e/ou investimento dos capitalistas.

Dias & Dias (2005), adotando metodologia econométrica para os estados brasileiros de 1992 a 1996, confirmaram os efeitos negativos da concentração na distribuição de renda sobre o crescimento, considerando este último como a taxa de crescimento da produtividade.

Para uma simplória observação da relação entre pobreza e desigualdade apresenta-se na figura 3, um gráfico onde constam as incidências de pobreza das 27 unidades da federação e seus respectivos níveis de desigualdade no ano de 2006. Esse gráfico retrata uma relação positiva entre pobreza e desigualdade de renda, ou seja, os estados que apresentam os maiores níveis de desigualdade são os que apresentam os maiores percentuais de indivíduos pobres.

FIGURA 3
Diagrama de dispersão pobreza-desigualdade
das unidades da federação do Brasil no ano de 2006.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados disponíveis no *sítio* do IPEADATA.

2.4. Política Fiscal e Desenvolvimento Econômico

A economia de mercado caracteriza-se como um sistema livremente estabelecido, a partir da interação entre oferta e demanda, como resposta não-planejada e não-controlada de produtores individuais, pequenos ou grandes, ao desejo e ao poder de compra dos consumidores, formando um fluxo circular de renda.

No entanto, diversos aspectos surgem como responsáveis pela necessidade da presença do Estado na economia, dentre eles, temos como mais prementes do ponto de vista econômico: os bens públicos, os monopólios naturais, as externalidades, os mercados incompletos, as falhas de informação, a ocorrência de desemprego e inflação, dentre outros. Dessa necessidade surge a atuação do Estado a partir de funções, sendo elas: a estabilizadora, a alocativa; e a distributiva.

2.4.1. A Experiência Brasileira

Na atualidade da economia brasileira estamos assistindo a uma modificação na composição da atuação do Estado, com a retirada paulatina do mesmo das atividades tipicamente produtivas. Isso ocorreu principalmente pelo avanço das privatizações na década de 1990. Nesse contexto, o Estado estaria passando a atuar mais como regulador do sistema.

Ao se considerar a capacidade das políticas econômicas em interferir na realidade de uma sociedade, faz-se necessária considerar a complexidade inerente, onde uma política pode ser paradoxalmente implementada, como também, o problema relativo à focalização das mesmas. Por exemplo, Pinto (1976) considerando a função distributiva salientou que um processo de transferência de renda entre as classes sociais pode conduzir a uma modificação do sistema de preços relativos que venha a frustrar o intento inicial.

No tocante as políticas públicas distributivas uma crítica sempre contundente é a potencial estrutura de desincentivos, individuais e/ou coletivos, que a mesma poderá produzir sobre a sociedade (economia), conduzindo a mesma a resultados não esperados. Esse sistema de desincentivos é salientado, sobretudo, pelos críticos do salário mínimo, seguro desemprego, Fundo de Garantia por Tempo de Serviço, dentre outros.

Um dos principais meios de atuação do Estado na economia é a partir da realização das suas despesas, que ao nível das unidades da federação tem como um dos importantes determinantes na atualidade o processo de descentralização fiscal a que o país está inserido, tendo como momento marcante deste processo a Constituição de 1988.

O processo de descentralização fiscal é justificado por diversos fatores, sendo eles classificados entre econômicos, culturais, políticos, institucionais e geográficos. Considerando-se os fatores econômicos temos que a justificativa mais ressaltada é a busca de uma maior eficiência na alocação de recursos e arrecadação tributária.

Da descentralização fiscal surge, com maior intensidade e regularidade, o sistema das transferências governamentais entre os entes da Federação. As transferências surgem com o intuito de buscar a equalização fiscal, para possibilitar a homogeneização-integração nacional, a partir de um processo de compensação que venha a buscar a igualdade de oportunidades.

Porém, Lima (2003) descreve que há algumas distorções no processo das transferências governamentais, como por exemplo, possíveis critérios políticos na determinação destas transferências. O autor, ao estimar uma equação por OLS, utilizando-se de uma variável *dummy* para especificar essa natureza qualitativa, obteve resultados sugestivos de que as transferências são positivamente relacionadas com o fato de o governador pertencer ou não à base de sustentação do governo federal.

Reportando-se ao objetivo deste estudo, Tochetto *et al* (2005) utilizando-se das despesas com educação por Estado de 1981 a 2002, a partir da metodologia de dados em painel estático com efeitos aleatórios, concluíram que os mesmos apresentam um efeito deletério sobre a pobreza. Segundo os autores, a elasticidade da pobreza às despesas com educação é de 3,16.

Barros e Foguel (2000), considerando os gastos públicos sociais, concluem que seria possível eliminar a pobreza no Brasil sem qualquer aumento no volume desses gastos, haja vista que esses representam cerca de três a quatro vezes o necessário para cumprir tal objetivo, sendo apontado como um dos responsáveis por este desperdício a má focalização dos gastos públicos.

3. Estratégia Empírica

3.1. Modelo Econométrico

Neste estudo, as elasticidades propostas serão estimadas a partir dos dados de painel construído com as informações das 27 unidades da federação do Brasil no decorrer do período de 1995 a 2004, com dados anuais, constando, no entanto, em um painel desbalanceado dado a ausência de algumas observações. A utilização dos dados por unidade da federação tenta captar parte da heterogeneidade entre os estados brasileiros no processo de estimação.

Apresentam-se resultados econométricos para três estimadores de dados em painel, sendo eles: o de efeito fixo (ou aleatório) para uma abordagem estática, o GMM em diferenças de Arellano e Bond (1991) e o GMM de sistema de Blundell e Bond (1998), para abordagens dinâmicas.

A utilização da abordagem dinâmica justifica-se, pois, pela abordagem estática, o tratamento das variáveis como estritamente exógenas, podendo esta hipótese corresponder a um certo viés nas estimativas, em função da possível correlação entre alguma(s) variável(is) explicativa(s) e o termo de erro, correspondendo ao problema de endogeneidade. Segundo Baltagi (2005) a endogeneidade pode ser causada por omissão de variáveis relevantes, medida de erro, seletividade da amostra, dentre outras razões.

Para este problema econométrico uma solução é o emprego de variáveis instrumentais (VI), que obrigatoriamente não apresentem correlação com o termo de erro. A abordagem dinâmica proposta por Arellano e Bond (1991) e Blundell e Bond (1998), faz uso de variáveis instrumentais. Bem como, é acompanhada por teste de restrições sobre-identificadas para verificar a validade total dos instrumentos utilizados, sendo este o teste de Sargan.

A natureza dinâmica no processo de estimação será captada pela utilização da variável dependente com defasagem em um período como variável explicativa. No entanto, para controlar a correlação entre essa nova variável explicativa e o termo de erro, o modelo de estimação dinâmica de Arellano e Bond (1991) é realizado em primeira diferença. Sendo também este procedimento válido para a possível endogeneidade das demais variáveis explicativas.

A consistência do estimador proposto por Arellano e Bond (1991) também está fortemente dependente da ausência de autocorrelação residual. Dessa maneira, Arellano e Bond (1991) elaboraram um teste de especificação para verificar a hipótese de autocorrelação residual.

Blundell e Bond (1998) argumentam que para amostras pequenas os instrumentos dos valores defasados das variáveis poderão ser fracos, apresentando estimativas fortemente viesadas para o procedimento de Arellano e Bond (1991).

Sendo assim, Blundell e Bond (1998) propuseram a utilização do estimador proposto por Arellano e Bond (1991) num sistema com a inclusão das equações em nível, adicionalmente às em primeiras diferenças. Utilizando como instrumentos das equações em nível os valores defasados das primeiras diferenças das variáveis.

A estimação das elasticidades se dará pela utilização da forma funcional log-log, onde o próprio coeficiente de inclinação de cada variável explicativa mede a elasticidade de cada uma delas a variável dependente.

Considerando-se que o painel abrange um horizonte temporal de dez anos, surge a necessidade de se testar a presença de raiz unitária, com o intuito de não se incorrer em regressão espúria. Para tanto, foram realizados cinco testes diferentes para a presença de raiz unitária em dados de painel, dentre eles os propostos por Levin, Lin & Chu e Fisher (ADF e PP), com a hipótese nula de raiz unitária. No geral, os testes apontaram para inexistência de raiz unitária, desde que se inclua a regressão uma tendência determinística.

Vale também ressaltar que a inclusão de uma tendência determinística pode contribuir quanto a busca por solução ao problema de endogeneidade, dada a “retirada” dessa informação do termo de erro, que de certa maneira pode explicar, por exemplo, parte do comportamento do Produto interno bruto *per capita* observado no período. Sendo assim, a tendência determinística poderá ser vista, também, como uma variável instrumental no processo de estimação.

O modelo econométrico utilizado inicialmente pode ser representado pela seguinte equação:

$$po_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 po_{i(t-1)} + \beta_2 ae_{it} + \beta_3 gini_{it} + \beta_4 pib_{it} + \beta_5 dt_{it} + \beta_6 tend_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Onde: po_{it} é o percentual de pobres; $po_{i(t-1)}$ corresponde a o percentual de pobres com defasagem em um período; ae_{it} é a média de anos de estudo da população com 25 anos ou mais de idade; $gini_{it}$ é o coeficiente de *Gini* da distribuição inter-pessoal de renda; pib_{it} é o produto interno bruto *per capita*; dt_{it} é a despesa pública total; $tend_i$ é uma tendência determinística utilizada como instrumento; e ε_{it} é o resíduo tido como ruído branco. O subscrito i identifica as unidades da federação e o t o período de tempo.

Na equação 2, as despesas públicas foram desagregadas, procurando investigar que tipo de despesa pública teria “maior” impacto sobre a pobreza.

$$po_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 po_{i(t-1)} + \beta_2 ae_{it} + \beta_3 ag_{it} + \beta_4 asp_{it} + \beta_5 ds_{it} + \beta_6 ec_{it} + \beta_7 gini_{it} + \beta_8 hu_{it} + \beta_9 ics_{it} + \beta_{10} pib_{it} + \beta_{11} ss_{it} + \beta_{12} tb_{it} + \beta_{13} tp_{it} + \beta_{14} tend_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Adicionalmente as definições das variáveis apresentadas para a equação 1, temos: ag_{it} que corresponde a despesa pública *per capita* com agricultura; asp_{it} é a despesa pública *per capita* com assistência e previdência social; ds_{it} é a despesa pública *per capita* com defesa nacional e segurança pública; ec_{it} corresponde a despesa pública *per capita* com educação e cultura; hu_{it} é a despesa pública *per capita* com habitação e urbanismo; ics_{it} é a despesa pública *per capita* com indústria, comércio e serviço; ss_{it} é a despesa pública *per capita* com saúde e saneamento; tb_{it} é a despesa pública *per capita* com trabalho; e tp_{it} é a despesa pública *per capita* com transporte.

Espera-se que a relação entre o percentual de pobres seja positiva com o *Gini*, ou seja, quanto maior a concentração de renda, maior será o percentual de pobres. Quanto à relação entre o percentual de pobres e as demais variáveis explicativas, espera-se que ela seja negativa, ou seja, quanto maior for a magnitude das variáveis explicativas consideradas, menor deverá ser o percentual de pobres.

3.2. Base de Dados e Estatísticas Descritivas

Para estimação das elasticidades descritas acima, quanto as unidades da federação do Brasil no período de 1995 a 2004, serão utilizadas as seguintes variáveis apresentadas na tabela 1 abaixo. Estando também disponíveis algumas estatísticas descritivas obtidas a partir da base de dados utilizada para as estimativas.

Os dados sobre as despesas públicas correspondem às realizadas pelos respectivos governos estaduais e foram obtidos a partir do Ministério da Fazenda, estando todos os valores nominais. Para tanto, foram deflacionados por um número-índice gerado a partir do INPC, tendo como ano-base o ano de 1995. Como também, tornando-os *per capita* pela utilização da população das respectivas unidades da federação.

Tratando-se dos dados do percentual de pobres, coeficiente de *Gini* e média de anos de estudo da população com 25 anos ou mais de idade, foram coletados a partir do IPEADATA, com exceção para o ano 2000, que por não estarem disponíveis foram utilizadas as médias entre o ano de 1999 e 2001, como substituto do verdadeiro valor para o ano 2000.

Quanto ao produto interno bruto *per capita*, este foi coletado a partir das Contas Regionais do Brasil – Coordenação de Contas Nacionais. Os valores foram deflacionados por um número-índice gerado a partir do INPC, tendo como ano-base o ano de 1995.

TABELA 1
Relação das variáveis e estatísticas descritivas

Variável	Descrição	Média	Des Padr
po	Percentual da população dos estados com renda familiar <i>per capita</i> inferior a linha da pobreza.	0,408	0,167
ae	Média de anos de estudo da população com 25 anos ou mais de idade	5,485	1,129
ag	Despesa <i>per capita</i> com agricultura realizada pelo Estado	14,187	11,870
asp	Despesa <i>per capita</i> com assistência social e previdência social realizada pelo Estado	73,834	79,912
ds	Despesa <i>per capita</i> com defesa nacional e segurança pública realizada pelo Estado	49,271	43,308
dt	Despesa por função total <i>per capita</i> realizada pelo Estado	762,861	424,895
ec	Despesa <i>per capita</i> com educação e cultura realizada pelo Estado	122,609	74,678
gini	Coefficiente de <i>Gini</i>	0,573	0,036
hu	Despesa <i>per capita</i> com habitação e urbanismo realizada pelo Estado	10,340	25,704
ics	Despesa <i>per capita</i> com indústria, comércio e serviço, realizada pelo Estado	10,540	37,088
pib	Produto interno bruto <i>per capita</i>	3.623,392	2.015,666
ss	Despesa <i>per capita</i> com saúde e saneamento realizada pelo Estado	67,600	62,162
tb	Despesa <i>per capita</i> com trabalho realizada pelo Estado	2,769	5,005
tp	Despesa <i>per capita</i> com transporte realizada pelo Estado	41,811	55,662

Fonte: Elaboração própria.

Nota: A linha de pobreza utilizada pelo IPEA para gerar esses dados, corresponde a uma metodologia desenvolvida pela comissão IBGE-IPEA-CEPAL, que definiu uma cesta básica de alimentos que satisfaça os requisitos nutricionais em cada região brasileira, a partir das regiões metropolitanas, que apresentou uma média de 2.167,54 kcal *per capita*/dia, e para R\$ de 2001 a um valor médio de R\$ 110,80.

4. Apresentação dos Resultados

Para ambas abordagens quanto ao estimador estático de dados em painel foram realizados o teste de Hausman. Para a primeira abordagem, com apenas a dt no trato das despesas públicas, o teste de Hausman apresentou o p valor de 3,86, insinuando que o estimador mais adequado seria o de efeitos aleatórios.

Os resultados obtidos a partir da estimação da equação (1) podem ser observados na tabela 2 abaixo.

TABELA 2
Elasticidades do percentual de pobres em relação a $po_{(t-1)}$, ae , $gini$, pib e dt para as unidades da federação do Brasil de 1995 a 2004.

Variável dependente	Percentual de pobres – po					
	EA		GMM-AB		GMM-BB	
Variáveis explicativas	Coefficient e	Erro Padrão	Coefficient e	Erro Padrão	Coefficient e	Erro Padrão
$po_{(t-1)}$			0,010	0,022	0,221*	0,022
ae	-0,926*	0,092	-0,952*	0,034	-0,573*	0,052
$gini$	2,165*	0,341	1,662*	0,035	1,587*	0,050
pib	-0,194*	0,065	-0,122*	0,027	-0,335*	0,045
dt	-0,026	0,025	-0,006*	0,003	0,037*	0,007
$tend$	0,037*	0,003	0,033*	0,001	0,025*	0,002
α	3,304*	0,399	2,405*	0,256	3,408*	0,366
Número de UF's	27		27		27	
Núm. de observações	270		216		243	
Testes de especificação						
Teste de Sargan			0,9393		0,9878	
m_1			0,0097		0,0244	
m_2			0,1834		0,3684	
Teste de Wald	0,0000		0,0000		0,0000	

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: A especificação foi escolhida a partir da observação de resultados de várias especificações alternativas. Os resultados dos testes de especificação apresentados são as suas respectivas probabilidades de aceitação da hipótese nula. O teste de Wald corresponde a uma estatística de qui-quadrado que se propõe a testar a hipótese de todos os coeficientes exceto a constante serem zero.

* Estatisticamente significativo ao nível de 5%.

Os resultados foram obtidos para os três estimadores de dados em painel descritos acima, cuja variável dependente é o percentual de pobres no período t . Nas colunas (1) e (2), temos os resultados para o de efeito aleatório (EA) com a exclusão da variável $po_{(t-1)}$, nas (3) e (4) apresentamos os resultados para o GMM em diferença de Arellano e Bond (GMM-AB); enquanto nas colunas (5) e (6) apresentam os resultados para o GMM de Blundell e Bond (GMM-BB).

Para o estimador estático de efeito aleatório apenas a variável despesa pública total foi estatisticamente insignificante, estando as demais com significância estatística ao nível de 5%. Das elasticidades obtidas temos a equivalência entre os sinais esperados e observados. Em termos de sensibilidade temos que o percentual de pobres é mais sensível ao coeficiente de *Gini* com uma elasticidade de 2,165, tendo apresentado para a média de anos de estudo da população com 25 anos ou mais de idade uma elasticidade de -0,926, e para o produto interno bruto *per capita* o valor de -0,194.

Para ambos os estimadores dinâmicos, com exceção da primeira defasagem do percentual de pobres para o GMM em diferença de Arellano e Bond, todos os coeficientes foram estatisticamente significantes ao nível de 5%. Para as variáveis *ae*, *gini* e *pib* confirmamos os sinais esperados, permanecendo a ordem de sensibilidade entre o percentual de pobres e as variáveis explicativas.

Quanto à despesa pública total, a mesma apresentou sinais conflitantes entre os dois estimadores dinâmicos, com uma elasticidade de -0,006 para o estimador GMM em diferença de Arellano e Bond, e de 0,037 para o estimador GMM de Blundell e Bond. No entanto, ambas as elasticidades apresentaram valores muito baixos, o que indicariam pouca capacidade das despesas totais realizadas pelos governos estaduais de impactar no percentual de pobres das respectivas unidades da federação.

Passando-se a considerar a equação 2, para o modelo em painel estático foi utilizado novamente o teste de Hausman para identificação e escolha entre os estimadores de efeito fixo e efeito aleatório. Como resultado tem-se um p valor de -7,39, indicando que a especificação em efeitos fixos é a mais indicada para o modelo em questão, contrariamente a abordagem anterior, que fez uso do estimador em efeito aleatório.

Na Tabela 3 abaixo estão os resultados das estimações dos três diferentes estimadores de dados em painel para equação (2), cuja variável dependente é o percentual de pobres no período t . Nas colunas (1) e (2), temos os resultados para o estimador de efeito fixo (EF), nas (3) e (4)

apresentamos os resultados para o estimador GMM em diferença de Arellano e Bond (GMM-AB); enquanto nas colunas (5) e (6) apresentam os resultados para o estimador GMM de Blundell e Bond (GMM-BB).

As defasagens da variável dependente incorporada como variáveis explicativas nos estimadores dinâmicos, a exceção para a primeira defasagem no estimador GMM de Blundell e Bond, foram estatisticamente significantes, sugerindo que os percentuais de pobres observados no período t-1 teriam um efeito de reduzir o percentual de pobres no período t. Quanto a segunda defasagem, por ter apresentado sinais conflitantes entre os estimadores dinâmicos, não se tem um indicador preciso de que o percentual de pobres de t-2 tenha algum efeito sobre o percentual de pobres do período t. No entanto, pode-se perceber pelos valores dessas elasticidades uma baixa sensibilidade do percentual de pobres observado em t em relação aos ocorridos em t-1 e t-2, indicando que não se poderia esperar uma redução progressiva dos percentuais de pobres.

Os resultados dos três diferentes estimadores de dados em painel quanto a variável explicativa produto interno bruto *per capita* apresentaram o sinal esperado, estabelecendo uma relação negativa entre a mesma e o percentual de pobres, sendo estatisticamente significativa até a primeira defasagem. No entanto, a constatação de crescimento pró-pobre só poderá ser feita para a abordagem menos restritiva que considera crescimento pró-pobre como aquele que reduz a pobreza, sem considerar diretamente o comportamento na desigualdade da distribuição de renda.

Considerando os resultados para o coeficiente de *Gini* nos estimadores de efeito fixo e GMM em diferença de Arellano e Bond eles apresentaram sinais positivos e estatisticamente significantes até a segunda defasagem. Sendo a magnitude desses coeficientes relativamente elevados, onde se observa, por exemplo, que dada uma elevação de 1% na desigualdade de renda medida pelo coeficiente de *Gini* o percentual de pobres se elevaria, para o coeficiente sem defasagem, em 1,57% para o estimador de efeito fixo e 1,33% para o GMM em diferença de Arellano e Bond.

TABELA 3
Elasticidades do percentual de pobres em relação a diferentes variáveis
explicativas para as unidades da federação do Brasil de 1995 a 2004

Variável dependente	Percentual de pobres – po					
	EF		GMM-AB		GMM-BB	
	Coefficiente	Erro Padrão	Coefficiente	Erro Padrão	Coefficiente	Erro Padrão
$po_{(t-1)}$			-0,433*	0,158	-0,002	0,236
$po_{(t-2)}$			-0,331**	0,194	0,511*	0,233
ae	-0,731*	0,100	-1,096*	0,218	-0,488**	0,272
$ae_{(t-1)}$			-0,350	0,517	1,987*	0,634
$ae_{(t-2)}$			-0,883*	0,198	1,120	0,823
ag	0,016	0,014	-0,006	0,013	-0,135	0,024
asp	0,012	0,009	-0,013	0,015	0,056*	0,274
ds	0,010	0,009	-0,014*	0,006	-0,029*	0,012
ec	-0,017	0,024	-0,057*	0,025	0,151*	0,580
gini	1,571*	0,206	1,332*	0,242	1,323*	0,234
$gini_{(t-1)}$			1,010*	0,454	1,128	0,766
$gini_{(t-2)}$			2,039*	1,045	-0,763**	0,446
hu	0,015*	0,006	-0,006	0,004	0,014	0,012
ics	0,0004	0,005	0,022*	0,011	0,012	0,011
pib	-0,374*	0,054	-0,281*	0,089	-0,366*	0,179
$pib_{(t-1)}$			-0,262*	0,123	-1,272*	0,521
$pib_{(t-2)}$			-0,138	0,116	-0,098	0,203
ss	-0,044*	0,017	0,026**	0,016	-0,033	0,039
tb	0,008	0,007	0,006	0,009	-0,013	0,009
tp	-0,010**	0,006	-0,008	0,007	-0,033*	0,014
tend	0,034*	0,003	0,084*	0,021	-0,016	0,015
α	4,088*	0,387	9,823*	1,837	9,654*	4,299
Número de UF's	27		27		27	
Núm. de observações	216		119		172	
Testes de especificação						
Teste de Sargan			0,9930		0,9996	
m_1			0,4670		0,5798	
m_2			0,6650		0,8279	
Teste de Wald			0,0000		0,0000	

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: A especificação para as variáveis po , ae , $gini$ e pib , até a segunda defasagem foi escolhida a partir da observação de resultados de várias especificações alternativas. Os resultados dos testes de especificação apresentados são as suas respectivas probabilidades de aceitação da hipótese nula. O teste de Wald corresponde a uma estatística de qui-quadrado que se propõe a testar a hipótese de todos os coeficientes exceto a constante serem zero.

* estatisticamente significante ao nível de 5% ** estatisticamente significante ao nível de 10%.

O estimador GMM em diferença de Arellano e Bond nos permitiu observar que os efeitos deletérios da elevação da desigualdade na distribuição de renda sobre a pobreza se estendem para além de um período, como também, que esse efeito tenderia a se elevar no decorrer do período.

Para o estimador GMM de Blundell e Bond a elasticidade desigualdade pobreza apresentou, para a coeficiente sem defasagem, o valor de 1,329 com um nível de significância estatística de 5%, reforçando os resultados anteriormente descritos. No entanto, para esse estimador a segunda defasagem apresentou um nível de significância estatística de 10% e com o valor de -0,763, contrariando os resultados obtidos para o estimador GMM em diferença de Arellano e Bond.

A média de anos de estudo da população com 25 ou mais de idade demonstrou-se ser capaz de reduzir o percentual de pobres, com uma elasticidade de -0,731 para o estimador de efeito fixo, -1,096 para o estimador GMM em diferença de Arellano e Bond e -0,488 para o estimador GMM de Blundell e Bond.

De forma geral, pode-se concluir, a partir dos resultados obtidos pelos três estimadores de dados em painel, que o percentual de pobres tem maior sensibilidade à variações no coeficiente de *Gini*, na média de anos de estudo da população com 25 anos ou mais de idade e no produto interno bruto *per capita*, em ordem decrescente para o módulo da elasticidade.

Em relação as variáveis de despesas públicas, no estimador de efeito fixo, a despesa pública habitação e urbanismo apresentou um efeito negativo sobre o percentual de pobres, expresso pelo sinal positivo. Contribuindo com a redução da pobreza, neste contexto, temos apenas as despesas públicas com saúde e saneamento e transporte que ao ser elevada em 1% reduziriam a pobreza em 0,04% e 0,01%, respectivamente.

Utilizando-se dos resultados para o estimador GMM em diferença de Arellano e Bond, o quadro de efeitos das despesas públicas sobre o percentual de pobres muda. Três despesas públicas foram estatisticamente significantes, apresentando a despesa pública com indústria, comércio e serviço um sinal positivo, com uma elasticidade de 0,014 e as de defesa nacional e segurança pública e educação e cultura apresentaram um sinal negativo, com as elasticidades de -0,014 e -0,057, respectivamente.

Para o estimador GMM de Blundell e Bond quatro despesas públicas foram estatisticamente significantes, apresentando as de assistência social e previdência social e educação e cultura um sinal positivo com suas elasticidades de 0,06 e 0,15, respectivamente. Quanto as despesas com defesa nacional e segurança pública e transporte as elasticidades foram de -0,029 e -0,033, respectivamente.

5. Conclusão

Os objetivos desse estudo foram estudar a temática da pobreza relacionando-a ao crescimento econômico, a desigualdade na distribuição de renda, a educação e a atividade governamental observada pela realização das despesas públicas.

Apresentou-se resultados econométricos para três estimadores diferentes de dados em painel, sejam eles: o estimador de efeito fixo e efeito aleatório para uma abordagem estática, o estimador GMM em diferenças de Arellano e Bond (1991) e o estimador GMM de sistema de Blundell e Bond (1998), para abordagens dinâmicas.

Em síntese, observou-se a partir dos resultados obtidos que a incidência da pobreza teve maior sensibilidade a variações no coeficiente de *Gini*, na média de anos de estudo da população com 25 anos ou mais de idade e no produto interno bruto *per capita*, em ordem decrescente para o módulo da elasticidade.

Sendo assim, pode-se mesmo inferir críticas ao instrumento comumente utilizado para a redução da pobreza em nosso país, sendo ele a via do crescimento econômico. Ao se observar as considerações acima, existem instrumentos mais eficientes para se empreender tal tarefa.

Os resultados quanto a capacidade do Estado, levando-se em consideração a heterogeneidade das unidades da federação, indicam baixa sensibilidade do percentual de pobres as suas despesas, seja pelas baixas elasticidades apresentadas para as despesas estatisticamente significativas, seja pela elevada ocorrência de despesas estatisticamente insignificantes. Portanto, as respectivas variáveis não seriam capazes de afetar a variável que assumiu como dependente.

Dada às magnitudes das despesas públicas observadas como um todo, concluímos que a principal tarefa a ser empreendida pelos governos estaduais é a da elevação da qualidade das mesmas, principalmente pelo aumento da sua eficiência alocativa e distributiva, e não pela sua simples elevação.

A despeito dos resultados encontrados não mostrarem que as despesas públicas são um importante determinante da incidência da pobreza no Brasil, não quer afirmar que o Estado deixa de ser um elemento importante para a realização de tal tarefa. Sendo assim, é bastante plausível supor na possibilidade de mudança que venha a torná-lo mais integrado ao desenvolvimento do país.

Para tanto, não se quer restringir o processo de redução da pobreza do país ao Estado, que deve mesmo assumir uma postura ativa quanto ao mercado de maneira a torná-lo funcionalmente moderno e dinâmico, ou seja, o Estado deve garantir que o mercado funcione da melhor maneira possível, e nas suas 'ausências' desempenhar uma função complementar e oportuna.

Referências Bibliográficas

- Arellano, M, Bond, S. 1991, "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations." *Review of Economic Studies*, v. 58, p. 277 - 297.
- Baltagi, BH. 2005, "Econometric analysis of panel data." New Delhi: John Wiley & Sons Ltd.
- Barros, RP de, Foguel, MN. "Focalização dos gastos públicos sociais e erradicação da pobreza no Brasil." In: Henriques, Ricardo. (Org). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000, p. 719-739.
- _____; Henriques, R, Mendonça, R. "A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil." In: Henriques, Ricardo. (Org). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p. 21-48.
- Blundell, R, Bond, S. 1998, "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models." *Journal of Econometrics*, v 87, p. 115-143.
- Dias, J, Dias, MHA. 2005, "Crescimento econômico e as políticas de distribuição de renda e investimento em educação nos estados brasileiros: Teoria e análise econométrica." Porto Alegre: Universidade do Rio Grande do Sul. Acesso em: 12 de janeiro de 2007, disponível em: < <http://www.ppge.ufrgs.br/anpeccsul2005/artigos/area5-04.pdf> >.
- Figueiredo, EA de, Ziegelmann, FA. 2009, "Mudança na distribuição de renda brasileira: significância estatística e bem-estar econômico." *Economia Aplicada*, v. 13, n. 2, p. 257-277.
- Furtado, C. 1981, *O mito do desenvolvimento econômico*. 5ª. Ed. Rio de Janeiro: Paz e Terra.
- Henriques, R. 2000, *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA.
- Hoffmann, R. 2001, "Distribuição da renda e crescimento econômico." *Estudos Avançados*. USP - São Paulo, v. 15, n. 41, p. 67-76.

_____; Kageyama, A. 2006, “Pobreza no Brasil: uma perspectiva multidimensional.” *Economia e Sociedade*, v. 15, n. 1, p. 79-112.

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). 2006, *Nota Técnica: Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil*. Brasília: DF. Acesso em: 27 de fevereiro de 2008, disponível em: < <http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/publicacoes/notastecnicas9.pdf> >.

Iradian, G. 2005, “Inequality, Poverty, and Growth: Cross-Country Evidence.” Middle East and Central Asia Department: IMF Working Paper. Acesso em: 25 de fevereiro de 2007, disponível em: < <http://www.tukkk.fi/yhtalouk/kt/opintojaksot/KT22/IMF.Glob05.pdf> >.

Lima, ECP. “Transferências orçamentárias da União para estados e municípios: determinantes e beneficiários.” In: Rezende, Fernando; Oliveira, Fabrício Augusto de. (Org). *Descentralização e Federalismo Fiscal no Brasil: Desafios da Reforma Tributária*. Rio de Janeiro: Konrad Adenauer Stiftung, 2003. p. 127-148.

Marinho, E, Soares, F. 2003, “Impacto do crescimento econômico e da concentração de renda sobre a redução da pobreza.” Fortaleza. Acesso em: 25 de janeiro de 2006, disponível em: < <http://www.anpec.org.br/encontro2003/artigos/B36.pdf> >.

Neri, M, Carvalhaes, L. 2008, “Será esta década a da igualdade?” *Conjuntura Econômica*, v. 62, n. 10, p. 48-51.

Pinto, A. 1976, *Distribuição de Renda na América Latina e Desenvolvimento*. 2ª. Ed. Tradução de Celine Whately. Rio de Janeiro: Zahar.

Ramos, L, Mendonça, R. “Pobreza e Desigualdade de Renda no Brasil.” In: Giambiagi, Fábio. et al. *Economia Brasileira Contemporânea*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2005. 2ª impressão. p. 355-377.

Sant'Anna, AA. 2003, *Distribuição funcional da renda e crescimento econômico na década de noventa: Uma aplicação do modelo departamental de Kalecki*. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Rio de Janeiro – Instituto de Economia. Rio de Janeiro.

Son, HH. 2004, “A note on pro-poor growth.” *Economics Letters*, n. 82, p. 307-314.

Tochetto, DG, *et al.* “Crescimento pró-pobre no Brasil – uma análise exploratória.” In: Carvalho, José Raimundo (Org). *Políticas e Desenvolvimento Regional no Brasil*. Fortaleza: Fundação Konrad/Adenauer, 2005.