

# O IMPACTO DA INFRAESTRUTURA SOBRE A POBREZA PARA O BRASIL

Jair Araujo\*  
Guaracyane Campelo\*\*  
Emerson Marinho\*\*\*

## RESUMO

O trabalho tem como objetivo principal analisar o impacto dos investimentos em infraestrutura nos setores estratégicos da economia (transporte, energia, comunicação, saúde e saneamento) na redução da pobreza controlando por outros determinantes tais como crescimento econômico, desigualdade de renda, anos médio de estudo, taxa de desemprego e receitas governamentais orçamentárias para os estados brasileiros, no período de 1995 a 2009. Um modelo para dados em painel dinâmico, estimado pelo método de momentos generalizados-sistema (MMG-S) em dois passos, desenvolvido por Arellano-Bond (1991) e Blundel-Bond (1998), detectou, entre outras conclusões, uma relação significativa entre os investimentos públicos em infraestrutura e pobreza, sendo estes uma ferramenta eficiente no combate desta. Os outros determinantes investigados desempenham um papel importante na dinâmica da pobreza no Brasil. O teste de causalidade de Granger para dados em painel, proposto por Hurlin e Venet (2001, 2004) e Hurlin (2004, 2005) valida os resultados.

**Palavras-chave:** Pobreza, Infraestrutura, Painel dinâmico.

## ABSTRACT

The paper aims to analyze the impact of infrastructure investments in strategic sectors of the economy (transport, energy, communication, health and sanitation) in reducing poverty controlling for other relevant variables that may affect poverty such as economic growth, inequality, education, unemployment and the government budget revenue for the Brazilian states in the period 1995-2009. A model for dynamic panel data, estimated by generalized method of moments-system (MMG-S) in two steps, developed by Arellano-Bond (1991) and Blundel-Bond (1998) indicate, among other conclusions, a significant relationship between public investments in infrastructure and poverty, which are an effective tool in combating this. The other investigated variables play an important role in the dynamics of poverty in Brazil. The Granger causality test for panel data proposed by Hurlin and Venet (2001, 2004) and Hurlin (2004, 2005) validates the results.

**Key-words:** Poverty, Infrastructure, Dynamic panel,

**JEL:** H54 e I30.

**Área ANPEC:** Economia Social e Demografia Econômica

---

\*Professor do Curso de Pós-Graduação em Economia Rural, Universidade Federal do Ceará (UFC). E-mail: jaraujoce@ufc.br

\*\*Professora do Curso de graduação de Economia e Finanças, Universidade Federal do Ceará (UFC-Sobral). E-mail: guacampelo@yahoo.com.br

\*\*\* Professor do Curso de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC). E-mail: emarinho@ufc.br

# 1 INTRODUÇÃO

Historicamente quase toda infraestrutura brasileira foi exclusivamente de responsabilidade do setor público. Entretanto, a partir da década de 1990, as parcerias entre os setores público e privado possibilitaram a entrada significativa de empresas privadas nacionais e estrangeiras, através de privatizações do setor de telecomunicações e de parte do setor energético, de concessões da malha rodoviária e ferroviária. Mesmo com essas mudanças, o estado ainda é o grande responsável pela provisão de infraestrutura.

Em linha com a discussão sobre o papel da infraestrutura na redução pobreza, deve-se mencionar que mais acesso a serviços de infraestrutura também afeta a realização dos chamados "Objetivos de Desenvolvimento do Milênio" (ODMs) com a qual o Brasil está comprometido. A contribuição da infraestrutura para os ODMs se reflete no aumento da produtividade e do bem-estar dos pobres, melhorando o acesso destes aos mercados locais e demais regiões e aumentando a cobertura e a qualidade dos serviços prestados, através da melhoria da educação, saúde, serviços de transporte, energia, tecnologia da comunicação e saneamento.

O fornecimento de infraestrutura é um componente vital no estímulo ao crescimento econômico de um país, tanto por seu potencial de geração de emprego, quanto por sua complementaridade com as demais atividades econômicas no sentido de melhorar o desempenho da economia e amortecer o quadro persistente de pobreza. O acesso à infraestrutura é essencial para aumentar as oportunidades econômicas e diminuir a desigualdade.

Uma infraestrutura adequada é condição necessária para o desenvolvimento econômico. Assim, qualquer estratégia de crescimento pró-pobre deve necessariamente contemplar a promoção do investimento em infraestrutura para permitir um maior acesso dessa população às externalidades positivas geradas pelos investimentos nesse setor.

De acordo com o Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID, 2000), é possível definir a infraestrutura como um conjunto de estruturas de engenharias e instalações que são a base necessária para o desenvolvimento de atividades produtivas de prestação de serviços, política, social e pessoal. As regiões diretamente beneficiadas com serviços de infraestrutura logram externalidades positivas, atraindo indústrias, capital humano, aumentando a produtividade e estimulando o crescimento econômico.

Dentre os trabalhos internacionais que testaram empiricamente o papel da infraestrutura no combate à pobreza, destacam-se os de Jacoby (1998), Runsinarith (2008), Roy (2009), Ogun (2010), Seetanah, Ramessur e Rojid (2009), Escobal (2001), Aparicio, Jaramillo e Román (2011) dentre outros.

No âmbito nacional, a literatura econômica sobre o impacto direto de investimentos públicos em infraestrutura para a redução da pobreza ainda é muito escassa, tendo como destaque o trabalho de Cruz, Teixeira e Braga (2010) e indiretamente o estudo Kageyama e Hoffmann (2006).

Diante desse quadro, levando-se em consideração o efeito temporal da pobreza e utilizando dados agregados por estado, este artigo analisa se os resultados de políticas de investimento em infraestrutura exerceram influências sobre a dinâmica da pobreza no Brasil. Para alcançar esse objetivo, utilizou-se um modelo dinâmico para dados em painel que é estimado pelo método de momentos generalizados-sistema (MMG-S) desenvolvido por Arellano-Bond (1991), Arellano-Bover (1995) e Blundel-Bond (1998). Adicionalmente, é feito um teste de causalidade de Granger para dados em painel de Hurlin e Venet (2001, 2004) e Hurlin (2004, 2005) que validou os resultados ao revelar que a infraestrutura é uma ferramenta eficiente no combate à pobreza. Esse teste indica tanto a existência bem como a direção de causalidade entre pobreza e infraestrutura e as demais variáveis explicativas do modelo.

A metodologia MMG-S possibilita resolver o problema de endogeneidade nos modelos econométricos, assim como captar os efeitos de possíveis variáveis omitidas e erros de medidas. Nesse modelo, pretende-se verificar a correlação entre os índices que medem a pobreza e a infraestrutura em que, esta última, é composta pelas despesas públicas estaduais *per capita* nos

setores estratégicos da economia (energia e recursos minerais, transportes, comunicação, saúde e saneamento). Essa relação é controlada por outros determinantes da pobreza tais como o produto interno bruto (PIB) *per capita*, os anos médios de estudo, a desigualdade de renda, a taxa de desemprego e as receitas orçamentárias estaduais.

A forma mais comumente utilizada para a mensuração de pobreza, por sua simplicidade, é o estabelecimento de uma linha de pobreza, ou seja, um nível de renda abaixo da qual as pessoas são classificadas como pobres. A linha de pobreza utilizada é a disponibilizada pelo IPEA (Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicada) cujo valor é igual a metade do salário mínimo a preços de setembro de 2009. O cálculo dessa linha segue a metodologia de Corseuil e Foguel (2002) e o indicador utilizado para medir a pobreza absoluta foi a proporção de pobres.

Dentre outros resultados obtidos, o principal foi que o investimento público em infraestrutura pública apresentou um impacto significativo sobre a redução da pobreza. Em relação aos outros determinantes, o aumento dos anos médio de estudo e das receitas públicas orçamentárias e a queda da taxa de desemprego contribuíram para a sua diminuição. Idem em relação ao PIB *per capita* dos estados embora esse impacto tenha sido menor que o da desigualdade de renda. Tal fato pode ser devido à alta concentração de renda no Brasil que de certa maneira amortece o efeito do crescimento econômico.

O restante do artigo está organizado em sete seções. Na Seção 2 faz-se uma revisão sobre a relação entre os investimentos públicos em infraestrutura e a pobreza. Na Seção 3 analisam-se os determinantes da pobreza. A quarta seção apresenta uma discussão sobre a base de dados e a construção das variáveis do modelo. Na quinta seção especifica-se o modelo econométrico e o teste de Causalidade de Granger para dados em painel. Na sexta seção são analisados os resultados da estimação do modelo econométrico e do teste de Causalidade de Granger. Na última seção são apresentadas as principais conclusões.

## **2 ASPECTOS TEÓRICOS E EMPÍRICOS DA RELAÇÃO ENTRE POBREZA E INFRAESTRUTURA**

Os efeitos da infraestrutura sobre a pobreza têm sido objeto de uma série de artigos na literatura econômica especializada sobre o assunto. Em geral, supõe-se que a provisão de infraestrutura adequada é um elemento chave para a redução da pobreza, visto que há um efeito direto de aumento da oferta de empregos e salários quando a economia cresce e se torna mais eficiente e competitiva.

Em seu estudo teórico, Hirschman (1961) relata que o investimento público em infraestrutura é de vital importância para o desenvolvimento social e econômico de um país, uma vez que propicia um quadro atrativo para os investimentos privados, tornando-os mais baratos e mais competitivos e assim dando suporte às demais atividades econômicas.

Os determinantes de infraestruturas de maior influência sobre a competitividade sistêmica das empresas referem-se à oferta de energia, transporte e telecomunicações. A oferta destes determinantes funciona como diferencial para os estados que os oferecem de forma eficiente, regular e confiável a custos reduzidos. Conforme Hirschman (1961), a infraestrutura é composta por serviços básicos como o poder judiciário, a educação, a saúde pública, o transporte, as comunicações, o serviço de água, a energia e o apoio agrícola como irrigação e drenagem.

Em relação à evidência empírica internacional, existem muitos trabalhos que estimam o impacto da infraestrutura na redução da pobreza em diferentes países. Um estudo de caso com dados sobre o padrão de vida da população do Nepal para os anos de 1995 e 1996, realizado por Jacoby (1998), constatou que o fornecimento de acesso rodoviário a mercados proporcionava benefícios médios substanciais para famílias pobres. Porém, tal resultado não foi grande o suficiente para reduzir significativamente a desigualdade de renda.

O papel das estradas como um dos vários fatores que contribuem para as alterações na incidência de pobreza foi investigado por Kwon (2001) em 25 províncias da Indonésia entre 1976 e 1996. Com o uso de técnicas de variáveis instrumentais, os resultados mostraram que o efeito

significativo das estradas na redução da pobreza foi maior nas províncias com bom acesso às estradas do que aquelas desprovidas desse tipo de infraestrutura.

Em outro estudo sobre a Indonésia, Balisacan, Pernia, e Asra (2002), utilizando dados em painel desagregados para 285 distritos no período 1993 a 1999, também observaram um efeito significativo das estradas sobre os rendimentos médios dos pobres através de crescimento. Nessa mesma linha de pesquisa, Dercon e Krishnan (1998) usaram dados coletados da Etiópia rural, em 1989, 1994 e 1995 para avaliar os fatores determinantes das mudanças nos níveis de pobreza, e detectaram que as famílias com maior capital humano e com melhor acesso a estradas apresentaram menores taxas de pobreza.

Para o Peru, Torero, Escobal e Saavedra (2001) verificaram nos anos de 1985, 1991, 1994 e 1996 efeitos significativos da infraestrutura (água potável, esgoto, eletricidade e telefonia) sobre a pobreza. Dentre outros resultados obtidos, constataram que a posse de telefone contribuiu em maior grau para reduzir a pobreza em áreas urbanas do que os outros tipos de infraestrutura, apesar desse tipo de infraestrutura não ter apresentado efeito significativo nas áreas rurais.

Em outro estudo para o Peru sobre a evolução da pobreza no tempo e seus determinantes, no período entre 1997 e 1999, Herrera e Roubaud (2002) demonstram que o acesso aos serviços públicos de infraestrutura reduz significativamente a probabilidade de cair na pobreza "permanente". Além disso, no caso das famílias que sempre foram pobres, o acesso a esses serviços aumenta a probabilidade de sair da pobreza.

Ao analisar os efeitos de diferentes tipos de despesa pública sobre o crescimento econômico e a pobreza rural entre as províncias chinesas e vietnamitas, Fan, Zhang e Zhang (2002) encontraram que os gastos públicos com estradas rurais têm maior impacto sobre a incidência da pobreza. A pesquisa mostrou que famílias pobres que vivem em municípios rurais com estradas pavimentadas têm 67% maior probabilidade de escapar da pobreza do que as comunas sem esse tipo de infraestrutura.

Confirmando essas evidências empíricas sobre a relação entre pobreza e infraestrutura, entre os anos de 1997-1998 e de 2002-2003, Warr (2005) comprovou que o declínio da pobreza rural no Laos foi atribuído à melhoria do acesso rodoviário.

A metodologia de dados em painel estático e dinâmico é empregada no estudo de Seetanah, Ramessur e Rojid (2009) para mensurar a relevância da infraestrutura sobre a pobreza urbana em uma amostra de 20 países para o período 1980 a 2005. Os gastos do governo em estradas e telecomunicações são usados como *proxy* no painel dinâmico. Em ambos os modelos, eles descobriram que os transportes e as telecomunicações são instrumentos eficazes para o combate da pobreza em áreas urbanas. Através de um teste de causalidade de Granger, descobriram uma causalidade reversa entre pobreza e infraestrutura.

Em um estudo com 91 países, incluindo o Brasil, Rajkumar e Swaroop (2008) fazendo uso de dados *cross-section* sobre gastos do governo em saúde e educação, para os anos de 1990, 1997 e 2003, verificaram a existência de causalidade reversa entre pobreza e infraestrutura em saúde. Constataram que quando um governo enfrenta uma situação de pobreza e deterioração da saúde dos seus cidadãos ou mesmo em situações críticas de condições de educação, o Estado tende a elevar suas despesas nestas categorias.

Outro estudo utilizando como *proxy* de infraestrutura os gastos públicos para 25 províncias da Indonésia de 1976 a 1996, realizado pelo Banco de Desenvolvimento da Ásia e o Centro de Recursos para Desenvolvimento Econômico (1999) verificou que o declínio da taxa de pobreza era proveniente de investimentos em estradas, saúde, agricultura, educação, ciência e tecnologia.

Ao utilizar modelos de dados de painel (efeitos fixos e aleatórios) para refletir o impacto de diferentes tipos de infraestrutura (acesso à água, esgoto, energia elétrica e telefone) sobre os gastos domésticos peruanos para os anos de 2007 a 2010, Aparício, Jaramillo e Román (2011) verificaram um impacto diferenciado e significativo da infraestrutura sobre a redução da pobreza transitória e crônica de acordo com a área geográfica (urbana ou rural) e sexo do chefe de família.

Um estudo de 73 províncias das Filipinas, com dados de 1988 a 1997 mostra que a mudança no acesso à energia elétrica foi forte e positivamente correlacionada com a redução dos níveis de

pobreza, conforme Balisacan (1999). Outra pesquisa desenvolvida nas Filipinas por Balisacan e Pernia (2002) nas décadas de 1980 e 1990, constatou que a eletricidade influencia positivamente a renda dos pobres por meio do crescimento.

Runsinarith (2008) através de regressões quantílicas encontrou impactos significativos de telefonia móvel, eletricidade, irrigação e estradas sobre a incidência da pobreza das famílias no Camboja para o ano de 2006. Concluiu que o telefone celular foi o que teve o maior impacto sobre a redução da pobreza, seguido pela eletricidade, estradas e irrigação.

Com a construção de dois índices de infraestrutura (físico e social) construídos através do método de componentes principais, Roy (2009) detectou uma forte correlação negativa entre o Índice de Pobreza Humana e a infraestrutura física (estradas, energia elétrica, projetos de irrigação, etc.) e social (hospitais, escolas entre outros), na Índia, para o período 1981-2001. Confirmando esses resultados, Ogun (2010) com base em dados relativos ao período 1970-2005, verificou que o desenvolvimento em infraestrutura social e física reduziu significativamente a pobreza em áreas urbanas na Nigéria.

De um modo semelhante, Datt e Ravallion (2002) estimaram os determinantes das diferenças na taxa de redução da incidência da pobreza entre os estados indianos no período de 1960-1994. Um dos fatos importantes é que os gastos do governo estadual direcionados para o desenvolvimento econômico têm um grande efeito estatisticamente significativo na redução da pobreza, mesmo quando controlado por mudanças da produtividade agrícola e não agrícola em uma tendência temporal. Em outro estudo mais detalhado, Datt e Ravallion (1998) provaram que os estados indianos com melhores infraestruturas e recursos humanos apresentaram taxas significativamente mais elevadas de redução da pobreza.

Ghosh e De (2000), utilizando as infraestruturas físicas dos países do Sul da Ásia nas décadas de 80 e 90, mostraram que dotações diferenciais de infraestrutura física foram responsáveis pela crescente disparidade regional no Sul da Ásia.

Utilizando um painel desbalanceado de 121 países no período de 1960 a 2000, Calderón e Servén (2004) considerando índices quantitativos de infraestrutura e indicadores de qualidade encontraram efeitos positivos e significativos do estoque de infraestrutura sobre o nível de renda e de crescimento econômico desses países. Argumentam que o desenvolvimento da infraestrutura favorece uma melhor distribuição da renda e conseqüentemente uma redução da pobreza.

A literatura econômica nacional sobre a importância da infraestrutura na redução da pobreza ainda é muito escassa. Os poucos trabalhos existentes relacionam a infraestrutura com a promoção do crescimento econômico. Destaca-se o trabalho de Cruz, Teixeira e Braga (2010) que a partir de dados no período de 1980 a 2007, concluíram que os gastos públicos federais e estaduais em educação, saúde e em capital físico (estradas e energia) são extremamente relevantes para a geração da renda e aumento da produtividade, o que permite o declínio da pobreza.

Em uma análise multidimensional da pobreza para o Brasil no período de 1990 a 2004, utilizando dados da Pesquisa Nacional por Amostra e Domicílios (PNADs), Kageyama e Hoffmann (2006) verificaram que houve uma tendência de melhoria das condições de infraestrutura, sendo esta responsável em grande parte pela redução da pobreza.

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

#### **3.1 Relação entre Pobreza, Crescimento Econômico e Desigualdade de Renda**

Vários trabalhos nacionais e internacionais empíricos confirmam o senso comum de que o crescimento econômico ajuda a aliviar a pobreza de duas formas: expandindo o número de empregos e aumentando o salário real pago aos trabalhadores. As reduções na pobreza dependem tanto da taxa de crescimento como de reduções no grau de desigualdade

Por exemplo, Anderson (1964), Thorton, Agnello e Link (1978) e Hirsh (1980) analisaram essa relação através de um modelo de crescimento econômico *trickle-down* para os Estados Unidos. A idéia essencial é que embora o crescimento primeiramente beneficie aquelas pessoas nas porções

superiores da distribuição de renda, o crescimento robusto tende a beneficiar aqueles que estão no quintil mais baixo da distribuição de renda.

Contudo, um número de estudos recentes tem descoberto que a expansão econômica americana de 1980 não teve efeito estatisticamente significativo na pobreza agregada. Blank (1993) e Formby, Hoover e Kim (2001) afirmam que a pobreza agregada foi menos sensível a expansão econômica americana de 1980 que a de 1960.

Contrários a essa percepção, Enders e Hoover (2003) ressaltam passaram a examinar os efeitos do crescimento econômico e de outros determinantes na taxa de pobreza através de modelos não lineares, utilizando duas técnicas: a regressão *Threshold* e a aproximação de Fourier. Para o período de 1961 a 1996, eles mostraram que a expansão da economia americana de 1980 teve de fato um efeito importante na redução da pobreza.

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

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

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

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

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

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

A persistência da pobreza absoluta no país, de acordo com Rocha (2006), é proveniente da desigualdade quando se leva em consideração o rendimento. Ressalta que a pobreza absoluta pode ser reduzida tanto pelo crescimento da renda como por melhoria na sua distribuição, porém, existe consenso de que a redução da desigualdade de renda deve ser enfatizada. Isso porque o crescimento da renda sem redução da desigualdade significa transferir para um horizonte futuro a eliminação da pobreza absoluta no país.

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

Em outro estudo, os referidos autores ao analisarem o período de 2001 a 2005, verificaram que a taxa de crescimento da renda dos 10% mais pobres atingiu 8% ao ano, ocorrendo uma acentuada queda na pobreza resultante, sobretudo, da redução no grau de desigualdade. Observaram

duas transformações desejáveis na distribuição de renda brasileira: houve crescimento (embora muito modesto) e a desigualdade reduziu-se significativamente (o coeficiente de Gini caiu 4,6%). A novidade nesse período é que, ao contrário de outros episódios históricos em que a pobreza também se reduziu significativamente, dessa vez, a principal força propulsora foi a redução na desigualdade e não o crescimento.

Neder e Silva (2004) desenvolveram aplicações metodológicas para a estimativa de índices de pobreza e de distribuição de renda em áreas rurais do Brasil com dados das PNADs entre 1995 e 2001. Seus resultados também constataram queda significativa da concentração de renda nas áreas rurais na maioria dos estados analisados.

### **3.2 Relação entre Pobreza e Anos de Estudo**

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

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

Para Enrenberg e Smith (2000), o aumento no nível de educação resulta em acréscimos de produtividade, que por sua vez, eleva o nível de salário real, de acordo com a teoria do capital humano. Dessa forma regiões que possuem um maior estoque de capital humano apresentam um salário médio superior às demais. Além da elevação dos salários, a concentração de conhecimentos gera externalidades positivas para a região. O padrão de crescimento desta região se torna mais dinâmico induzindo a entrada de novos investimentos e propagação de novos conhecimentos e habilidades.

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

Uma análise do capital humano para Brasil, através da educação, feita por Vilela (2005), afirmou que durante o quinquênio 1991-96 as regiões apresentam participações muito altas da educação para formação do Índice de Desenvolvimento Humano – IDH: 62% no Centro-Oeste, 60% no Sudeste, 59% no Nordeste, 54% no Sul e 42% no Norte. Esses números evidenciam a contribuição dessa variável na redução da pobreza nas regiões brasileiras.

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

### 3.3 Relação entre Pobreza, Taxa de Desemprego e Receitas do Governo

Há um consenso na literatura econômica tradicional de que o desemprego está associado positivamente com a pobreza.

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

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

Analisando os dados do Censo de 2000, Barbosa (2004) aponta que existem diferenças das taxas de desemprego entre pobres e não pobres nas diferentes áreas geográficas brasileiras, ainda que se mostrem maiores para as regiões metropolitanas. Observou que a pobreza e o desemprego estão amplamente correlacionados, isto é, a pobreza no país pode ser explicada pelo desemprego ou a estruturação do mercado de trabalho.

Outro trabalho que relaciona o número de pessoas desempregadas à pobreza é o de Machado *et al.* (2003). Esses autores afirmam que as sucessivas crises econômicas enfrentadas pelo país na década de 1990, desencadeando fenômenos de desemprego e da precarização das relações de trabalho contribuíram para ampliar o nível de pobreza e desigualdade social no estado de Minas Gerais. Destacam a evolução do mercado de trabalho no período de 1996 a 2003 e identificam grupos demográficos caracterizados por significativa vulnerabilidade à pobreza.

Para mensurar a relevância da infraestrutura sobre a pobreza urbana em uma amostra de 20 países para o período 1980 a 2005, Seetanah, Ramessur e Rojid (2009), verificaram que a educação, inflação, receitas do governo, estradas pavimentadas, telecomunicações e a taxa de desemprego apresentaram um impacto significativo na redução da pobreza urbana.

Outro resultado relevante foi que quando receita do governo aumenta em 1%, a pobreza urbana é reduzida em 23%. Vale salientar que esse é um dos poucos trabalhos na literatura que relaciona pobreza à receitas do governo.

## 4 DESCRIÇÃO E ANÁLISE DA BASE DE DADOS

A base de dados utilizada foi obtida das PNADs, do IPEADATA e do FINBRA para os estados e Distrito Federal do Brasil compreendendo os anos de 1995 a 2009<sup>1</sup>. Vale acrescentar que os modelos de Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) descritos em detalhes na seção seguinte são válidos para uma dimensão temporal pequena em que as unidades observacionais devem ser consideravelmente maiores do que esta última.

O indicador de pobreza absoluta utilizado foi proporção de pobres ( $P_0$ ) que pertence à classe proposta por Foster, Greer e Thorbecke (1959). Para o cálculo desse índice, utilizou-se a linha de pobreza definida pelo IPEA a preços de setembro de 2009 que considera o valor dessa linha igual a meio salário mínimo. Para atualizar a renda familiar<sup>2</sup>, foi utilizado o INPC (Índice Nacional de Preços ao Consumidor – Restrito) do IBGE corrigido pela metodologia sugerida por Corseuil e Foguel (2002). Esse índice de pobreza é calculado com base na seguinte expressão  $P_0 = \frac{q}{n}$ , onde  $q$

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

<sup>2</sup> 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.



é o número de pobres (número de pessoas cuja renda familiar *per capita* se encontra abaixo da linha de pobreza) e  $n$  é o tamanho da população.

Apesar de ser importante e simples de calcular, ele capta apenas a extensão da pobreza, sendo insensível à intensidade da pobreza. 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.

A taxa de desemprego foi construída a partir da relação entre a população desocupada e a população economicamente ativa obtida das PNADs.

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, a média de anos de estudo para pessoas com idade igual ou maior de vinte e cinco anos e o índice de Gini como uma medida da desigualdade de renda.

As receitas orçamentárias governamentais dos estados e as despesas estaduais públicas *per capita* em infraestrutura nos setores estratégicos da economia (energia e recursos minerais, transporte, comunicação, saúde e saneamento,) foram retiradas do FINBRA. A *proxy* para o índice de infraestrutura foi construída como uma média *per capita* das despesas estaduais desses setores estratégicos.

## 5 MODELO ECONOMETRICO

Esta seção apresenta o modelo empírico através do qual é analisada a relação entre pobreza e infraestrutura, controlada por outros determinantes. Sua especificação econométrica baseia-se na suposição de que a pobreza corrente tende a se perpetuar e/ou influenciar o desempenho dos indicadores da pobreza no futuro. Evidência empírica desse fenômeno para o Brasil pode ser vista em Ribas, Machado e Golgher (2006), onde os autores mostram que a pobreza no Brasil é essencialmente crônica.

Portanto, levando em consideração essa evidência e os outros determinantes da pobreza, o modelo econométrico adequado para analisar essas relações deve ser um modelo dinâmico com dados em painel. Em assim sendo, para os estados brasileiros compreendendo os anos de 2000 a 2009, o modelo é definido da seguinte forma:

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 P_{it-1} + \beta_2 inf_{it} + \beta_3 pib_{it} + \beta_4 aem_{it} + \beta_5 gini_{it} + \beta_6 regov_{it} + \beta_7 des_{it} + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

onde, a variável  $P_{it}$  é o índice de pobreza proporção de pobres,  $inf_{it}$  é o índice de infraestrutura,  $pib_{it}$  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,  $regov_{it}$  são as receitas do governo,  $des_{it}$  é a taxa de desemprego,  $\eta_i$  representa os efeitos fixos não observáveis das unidades,  $\varepsilon_{it}$  são os distúrbios aleatórios,  $i$  e  $t$  são índices para as observações transversais (estados) e temporais, respectivamente.

As hipóteses adotadas nesse modelo são:  $E[\eta_i] = E[\varepsilon_{it}] = E[\eta_i \varepsilon_{it}] = 0$  e  $E[\varepsilon_{it} \varepsilon_{is}] = 0$  para  $i=1,2,\dots,N$  e  $\forall t \neq s$ . Adicionalmente, existe uma hipótese padrão relativa às condições iniciais:  $E[P_{k,i0} \varepsilon_{it}] = 0$  para  $i=1,2,\dots,N$  e  $t=1,2,\dots,T$  (AHN E SCHMIDT, 1995).

As técnicas de estimação tradicionais são inapropriadas para a equação (1) devido a dois principais problemas econométricos. O primeiro é a presença de efeitos não observáveis das unidades,  $\eta_i$ , e o segundo é a endogeneidade da variável explicativa  $P_{it-1}$  (variável dependente defasada de um período)<sup>3</sup>. Nesse caso, omitir os efeitos fixos individuais no modelo dinâmico em

<sup>3</sup> A variável  $P_{it-1}$  é endógena ao efeito fixo  $\eta_i$  no termo de erro da equação 1, originando viés no painel dinâmico. Com efeito, considere que um estado experimente um choque negativo de pobreza muito intenso por alguma razão não

painel torna os estimadores de mínimos quadrados ordinários (MQO) tendenciosos e inconsistentes. Por exemplo, devido a provável correlação positiva entre a variável dependente defasada e os efeitos fixos a estimativa do coeficiente  $\beta_1$  é enviesada para cima (HISAO, 2004).

Por outro lado, o estimador de efeito fixo (EF), que corrige para presença de heterogeneidade nas unidades transversais, gera uma estimativa de  $\beta_1$  enviesada para baixo em painéis com a dimensão temporal pequena. Através de estudos de Monte Carlo, Judson e Owen (1999) mostram que esse viés pode chegar a 20%, mesmo em painéis onde  $T=30$ . O segundo problema é devido à provável endogeneidade das variáveis explicativas. Nesse caso, endogeneidade no lado direito da equação (1) deve ser tratada para evitar um possível viés gerado por problema de simultaneidade.

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

$$\Delta P_{it} = \beta_1 \Delta P_{it-1} + \beta_2 \Delta inf_{it} + \beta_3 \Delta pib_{it} + \beta_4 \Delta aem_{it} + \beta_5 \Delta gini_{it} + \beta_6 \Delta regov_{it} + \beta_7 \Delta txdes_{it} + \Delta \varepsilon_{it} \quad (2)$$

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

Com relação às outras variáveis explicativas, têm-se três possíveis situações. Uma variável explicativa  $Z_{it}$  pode ser classificada como (i) estritamente exógena, se não é correlacionada com os termos de erro passados, presente e futuros, (ii) fracamente exógena, se é correlacionada apenas com valores passados do termo de erro, e (iii) endógena, se é correlacionada com os termos de erro passados, presente e futuros. No segundo caso, os valores de  $Z_{it}$  defasados em um ou mais períodos são instrumentos válidos na estimação dos parâmetros da equação (2). Já no último caso, os valores de  $Z_{it}$  defasados em dois ou mais períodos são instrumentos válidos para a equação (2).

No entanto, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) argumentam que esses instrumentos são fracos quando 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. Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) sugerem como forma de reduzir esse problema de viés e imprecisão a estimação de um sistema que combina o conjunto de equações em diferenças, equação (2), com o conjunto de equações em nível, equação (1). Daí surge o método dos momentos generalizado-sistema (MMG-S). Para as equações em diferenças, o conjunto de instrumentos é o mesmo descrito acima. Para a regressão em nível, os instrumentos apropriados são as diferenças defasadas das respectivas variáveis.

Por exemplo, assumindo que as diferenças das variáveis explicativas não são correlacionadas com os efeitos fixos individuais (para  $t=3,4,\dots,T$ ) e  $E[\Delta P_{it} \eta_i] = 0$ , para  $i = 1,2,3,\dots,N$ , então as variáveis explicativas em diferenças, caso elas sejam exógenas ou fracamente exógenas, e,  $\Delta P_{it-1}$ , são instrumentos válidos para a equação em nível. O mesmo ocorre para as variáveis  $\Delta P_{it-1}$  e explicativas em diferenças defasadas de um período, se elas são endógenas.

---

modelada em um determinado ano. Tudo mantido constante, o aparente efeito fixo em todo o período amostral será maior. Em assim sendo, no período seguinte o efeito fixo e a pobreza defasada de um período serão maiores. Esta correlação positiva entre esse regressor e o erro viola a hipótese de consistência no MQO.

A consistência do estimador MMG-sistema depende da suposição de ausência de correlação serial no termo de erro e da validade dos instrumentos adicionais. Em assim sendo, inicialmente testa-se as hipóteses nulas de ausência de autocorrelação de primeira e segunda ordem dos resíduos. Para que os estimadores dos parâmetros sejam consistentes, a hipótese de ausência de autocorrelação de primeira ordem deve ser rejeitada e a de segunda ordem aceita. Posteriormente, realiza-se o teste de Hansen para verificar a validade dos instrumentos utilizados e o teste de Sargan para verificar a validade dos instrumentos adicionais exigidos pelo método MMG-sistema.

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

## 5.1 Teste de Causalidade de Granger para Dados em Painel

O conceito de causalidade se refere à capacidade de uma variável em auxiliar na previsão do comportamento de outra variável de interesse. Trata-se da existência de precedência temporal na explicação de uma dada variável. Uma vantagem dos testes de não-causalidade refere-se ao fato de que, em tese, eles estão imunes ao problema da endogeneidade (ou viés de simultaneidade), já que apenas valores defasados das variáveis endógenas aparecem do lado direito das equações.

Conforme Granger (1969), em uma estrutura bivariada, a primeira variável é dito causar a segunda variável no sentido de Granger se a previsão para a segunda variável melhora quando valores defasados da primeira são levados em consideração. Neste artigo emprega-se o procedimento de causalidade de Granger para dados em painel de Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005). Esta técnica é, portanto, utilizada para realizar um teste específico de existência de causalidade bem como a direção de qualquer causalidade entre as variáveis, sendo consistente com a causalidade de Granger padrão onde as variáveis dentro do sistema necessitam ser estacionárias no tempo.

O teste de causalidade proposto por Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005) aplica-se a dados em painel heterogêneo com efeitos fixos. Inicialmente, considere o seguinte modelo autoregressivo com T períodos e N unidades *cross-section*:

$$Y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_i^{(k)} Y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^{(k)} X_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t}$$

onde  $K$  é o número de defasagens,  $\gamma_i^{(k)}$  e  $\beta_i^{(k)}$  são, respectivamente, os coeficientes de  $Y_{i,t-k}$  e  $X_{i,t-k}$  a serem estimados,  $i=1,2,\dots,N$  e  $t=1,2,\dots,T$ .

Assume-se que os efeitos individuais  $\alpha_i$  são fixos e que as defasagens de ordem  $K$  são iguais para todas as unidades. Quanto aos parâmetros autoregressivos  $\gamma_i^{(k)}$  e os coeficientes de inclinação da regressão  $\beta_i^{(k)}$ , estes diferem entre as unidades individuais, contudo, consideram-se esses parâmetros fixos no tempo.

Este teste tem como hipótese nula  $H_0$  a não Causalidade Homogênea (HNC) da variável  $X$  para a variável  $Y$ , ou seja, não há relação causal para todos os estados do painel. A hipótese alternativa  $H_1$  considera a existência de uma relação causal, ou Não Causalidade Heterogênea (HENC), de  $X$  para a  $Y$ , pelo menos, para uma unidade *cross-section*.

Assim, o teste para a hipótese de Não Causalidade Homogênea (HNC) será dado por  $H_0 : \beta_i = 0, \forall i = 1, \dots, N$  contra a hipótese alternativa de Não Causalidade Heterogênea (HENC)  $H_1 : \beta_i \neq 0 \forall i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$ , onde  $N_1$  é um valor desconhecido, no entanto, satisfaz a condição de que  $0 \leq N_1/N < 1$ .

Esse teste é composto pela média da estatística de *Wald* individual de não causalidade entre as  $N$  *cross-sections*. A estatística de *Wald* individual que está associada com a hipótese nula de Não Causalidade Homogênea é dada por:

$$W_{N,T}^{HNC} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_{i,T}$$

onde  $W_{i,T}$  representa a estatística *Wald* individual para a unidade  $i$ . Partindo da hipótese de Não Causalidade tem-se que cada uma das estatísticas de *Wald* individual converge assintoticamente para uma distribuição Qui-Quadrado com  $K$  graus de liberdade. Por sua vez, a média *cross-section*  $W_{N,T}^{HNC}$  converge para uma distribuição normal quando  $T$  e  $N$  tendem para o infinito.

A estatística padronizada de  $w_{N,T}^{HNC}$  pode ser obtida da seguinte forma:

$$Z_{N,T}^{HNC} = \sqrt{\frac{N}{2K}} (W_{N,T}^{HNC} - K) \xrightarrow[T, N \rightarrow \infty]{d} N(0,1)$$

onde  $T, N \rightarrow \infty$  representa o fato de que  $T \rightarrow \infty$  primeiro e em seguida  $N \rightarrow \infty$ .

Para alguma dimensão temporal, quando  $T$  é fixo, a convergência de  $W_{i,T}$  pode não ser atingida. Isto significa que embora as estatísticas de *Wald* possuam os mesmos momentos de segunda ordem elas não têm a mesma distribuição. Com isso, Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005) propuseram uma aproximação dos dois primeiros momentos da distribuição desconhecida de  $W_{i,T}$  pelos dois momentos da distribuição de Fisher. Com essa aproximação, e considerando  $T > 5 + 2K$ , uma estatística semi-assintótica pode ser definida através da seguinte expressão:

$$\tilde{Z}_{N,T}^{HNC} = \sqrt{\frac{N}{2K} \times \frac{(T-2K-5)}{(T-K-3)}} \times \left[ \frac{(T-2K-3)}{(T-2K-1)} W_{N,T}^{HNC} - K \right] \xrightarrow[N \rightarrow \infty]{d} N(0,1)$$

## 6 RESULTADOS

Os resultados estimados dos parâmetros das equações (1) com o auxílio da equação (2) foram obtidos através das técnicas econométricas apresentadas na Seção 5 e são apresentados na Tabela 1.

No modelo estimado por MMG-S as variáveis endógenas forma a variável dependente defasada de um período ( $P_{it-1}$ ) e o PIB *per capita* ( $pib_{it}$ ). As variáveis  $inf_{it}$  e  $gini_{it}$  foram tratadas como fracamente exógenas e as restantes foram consideradas estritamente exógenas.

Inicialmente verificou-se que o valor da estimativa do coeficiente  $\beta_1$  de  $P_{it-1}$  pelo método MMG-S (coluna [c]) foi maior do que o obtido por EF (coluna [b]) e menor do que o obtido por MQO (coluna [a]). Como discutido na Seção 5, as estimativas de MQO e EF para  $\beta_1$  são viesadas para cima e para baixo, respectivamente, fornecendo aproximadamente limites superior e inferior para balizar a estimativa de  $\beta_1$  por MMG-S<sup>4</sup>. Neste sentido, o viés de estimação de  $\beta_1$  é minimizado.

Os testes efetuados no modelo MMG-sistema revelam que as propriedades estatísticas do modelo são aceitáveis. Os testes de *Hansen* e *Sargan* que testam, respectivamente, se os instrumentos utilizados e os instrumentos adicionais requeridos pelo MMG-sistema são válidos, são satisfeitos. Por último, incluem-se ainda os testes estatísticos de *Arellano e Bond* (1991) para avaliar a existência de autocorrelação de primeira e segunda ordem. 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.

<sup>4</sup> Esse procedimento é conhecido como *bounding procedure*. Para uma discussão detalhada veja *Bond et al* (2001).

**TABELA 1 – Estimativas e Estatísticas dos Parâmetros do Modelo 2**

	MQO [a]		Efeitos Fixos [b]		MMG – Sistema [c]	
	Coefic.	Valor-p	Coefic.	Valor-p	Coefic.	Valor-p
$P_{0,it-1}$	0,9393 (0,0139)	0,0000	0,5567 (0,0339)	0,0000	0,5952* (0,0772)	0,0000
$inf_{it}$	-3,13E-05 (8,74E-06)	0,0000	-4,70E-05 (9,06E-06)	0,0000	-2,5E-05* (1,25E-05)	0,0560
$pib_{it}$	-3,45E-07 (8,57E-07)	0,6870	8,67E-07 (1,39E-06)	0,5330	-7,8E-06* (2,85E-06)	0,0110
$aem_{it}$	-0,0046 (0,0028)	0,1030	-0,0260 (0,0030)	0,0000	-0,0078** (0,0043)	0,0820
$gini_{it}$	0,1335 (0,0584)	0,0230	0,3723 (0,0728)	0,0000	0,7202* (0,2204)	0,0030
$regov_{it}$	2,23E-09 (1,94E-08)	0,9090	-7,78E-08 (1,73E-08)	0,0000	-4,64E-08* (1,96E-08)	0,0260
$des_{it}$	0,0026 (0,0007)	0,0000	0,0006 (0,0011)	0,5750	0,0042** (0,0024)	0,0900
Const.	-0,0386 (0,0399)	0,3340	0,1455 (0,0521)	0,0000	-0,1540 (0,1130)	0,1850
F(7,370)=1331,31 Prob>F=0,0000 R <sup>2</sup> = 0,96 Nº de obs: 378		F(7, 344)= 296,31 Prob>F=0,0000 Nº de obs: 378 Nº de grupos: 27		F(7, 26)= 99,18 Prob>F=0,0000 Nº de obs: 378 Nº de grupos: 27 Nº de instrumentos: 20		
H <sub>0</sub> : Ausência de Autocorrelação nos resíduos de primeira ordem		Valor-p		0,01		
H <sub>0</sub> : Ausência de Autocorrelação nos resíduos de segunda ordem		Valor-p		0,98		
Teste de Hansen		Prob > chi2		0,29		
Teste de Sargan		Prob > chi2		0,32		

Fonte: Resultados obtidos pelo autor através do Software Stata 11.0

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

(ii) Os valores para o teste de Hansen são os valores-p para a hipótese nula de que os instrumentos são válidos. Esse teste não é robusto, mas seu desempenho não é afetado pela presença de muitos instrumentos.

(iii) Os valores para o teste de Sargan são os valores-p para validade dos instrumentos adicionais requeridos pelo método -sistema. Esse teste é robusto, mas seu desempenho é afetado pela presença de muitos instrumentos.

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

(v) \* indica significância ao nível de 5%, \*\* indica significância ao nível de 10%.,

O coeficiente estimado positivo e significativo por MMG-S do índice de pobreza defasado ( $P_{0,it-1}$ , coluna [c]) sugere que a pobreza é um processo dinâmico e persistente, uma vez que a capacidade de resposta da pobreza no período corrente em relação aos valores passados é alta, confirmando assim a hipótese de sua persistência (círculo vicioso).

O resultado de destaque é a significância estatística do efeito da infraestrutura sobre a medida de pobreza analisada. Nota-se que, mesmo nos métodos de estimação inapropriados (MQO e EF), o coeficiente dessa variável é estatisticamente significativa para o índice de pobreza e apresenta o sinal esperado. Isso indica que os investimentos em infraestrutura influenciam diretamente a trajetória temporal da pobreza no Brasil, no sentido de que há uma reversão da pobreza. Tal evidência empírica valida a idéia de que a infraestrutura tem sido fundamental para a sua redução, sendo consistente com os resultados da literatura discutida na seção 3.

Este impacto pró-pobre no contexto brasileiro pode ser atribuído a vários fatores, visto que a *proxy* utilizada para a variável de infraestrutura é um índice composto por quatro tipos de despesas públicas *per capita*: transportes, energia e recursos minerais, comunicação, saúde e saneamento. A eletricidade reflete o acesso à tecnologia e contribui diretamente para o aumento do emprego e da renda dos mais pobres via crescimento econômico. Os investidores tendem a localizar seus negócios em áreas que têm serviços baseados em tecnologia, informação e comunicação eficientes. A expansão desses serviços em um país como um todo pode melhorar o clima de investimento e atividades empresariais, melhorando o estado geral da economia, o que cria um ambiente positivo para as pessoas de baixa renda.

Fornecimento de água potável e serviços de saneamento adequados podem ajudar a aumentar o crescimento econômico agregado, o que se traduz em mais emprego e melhores salários para os pobres. Ajudando a garantir que os pobres tenham acesso a fontes de água potável e serviços de saneamento adequados podem ajudar a reduzir a incidência de doenças, reduzindo o as faltas no trabalho e aumentando a renda.

Dentre os outros determinantes, o PIB *per capita* e 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 confirmam os resultados da literatura econômica nacional e internacional conforme apresentado na Seção 3.

A taxa de desemprego também apresentou uma significativa correlação positiva com o índice de pobreza. Afinal, 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 de negócios e de políticas macroeconômicas foi conveniente.

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 os de artigos internacionais tais como os de Kalwij e Verchoor (2004), Bourguignon (2004) e de Marinho e Soares (2003), Hoffmann (2004) e Santos (2008) para o Brasil. Além do mais, o valor estimado do coeficiente dessa variável é muito maior do que do PIB *per capita*. Assim, políticas voltadas para a redução de desigualdades são mais efetivas no combate a pobreza do que aquelas voltadas exclusivamente para o crescimento econômico.

Quanto às receitas governamentais orçamentárias, essas se mostraram significativas e com o sinal esperado. Os resultados revelam uma relação negativa entre essa variável e a pobreza, o que ratifica os resultados obtidos por Seetanah, Ramessur e Rojid (2009) para uma amostra de 20 países em desenvolvimento inclusive o Brasil, em que analisam a relevância da infraestrutura sobre a pobreza urbana no período 1980 a 2005. Com efeito, nesses últimos anos uma parcela das receitas dos governos é usada para redistribuir renda aos mais pobres através dos programas de transferência de renda.

Esses resultados mostram que políticas de investimento em infraestrutura, de estímulo ao crescimento, de desconcentração de renda e de educação são importantes no combate à intensidade pobreza. Todavia, se as políticas de investimento de infraestrutura, crescimento do PIB, e de educação aumentarem a concentração da renda, elas podem apresentar impactos moderados ou mesmo agravar a pobreza.

Os resultados do teste de causalidade ente as variáveis do modelo, de acordo com Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005) são apresentados na Tabela 2.

Observa-se que com três defasagens os valores-p das estatísticas  $Z_{N,T}^{HNC}$  e  $\tilde{Z}_{N,T}^{HNC}$  permitem concluir que o índice de infraestrutura causa a variável pobreza no sentido de Granger. Neste sentido, desde que a correlação entre pobreza e infraestrutura é negativa pode-se confirmar que os gastos com infraestrutura ajudam a diminuir a pobreza. No caso de uma e duas defasagens somente a estatística  $Z_{N,T}^{HNC}$  é significante.

**TABELA 2 – Teste de Causalidade para as Variáveis do Modelo.**

Defasagens	K=1		K=2		K=3	
	$Z_{N,T}^{HNC}$	$\tilde{Z}_{N,T}^{HNC}$	$Z_{N,T}^{HNC}$	$\tilde{Z}_{N,T}^{HNC}$	$Z_{N,T}^{HNC}$	$\tilde{Z}_{N,T}^{HNC}$
$P_{it} \rightarrow \text{inf}_{it}$	13,0 (0,000)	8,7 (0,000)	27,8 (0,000)	7,8 (0,000)	35,2 (0,000)	4,8 (0,000)
$\text{inf}_{it} \rightarrow P_{it}$	2,1 (0,033)	1,0 (0,319)	6,0 (0,000)	1,0 (0,296)	28,5 (0,000)	3,7 (0,000)
$P_{it} \rightarrow \text{Pib}_{it}$	3,8 (0,000)	2,1 (0,037)	12,1 (0,000)	2,9 (0,003)	20,3 (0,000)	2,3 (0,020)
$\text{Pib}_{it} \rightarrow P_{it}$	9,0 (0,000)	5,9 (0,000)	16,0 (0,000)	4,2 (0,000)	88,6 (0,000)	13,7 (0,000)
$P_{it} \rightarrow \text{aem}_{it}$	6,0 (0,000)	3,8 (0,000)	23,9 (0,000)	6,4 (0,000)	119,4 (0,000)	18,84 (0,000)
$\text{aem}_{it} \rightarrow P_{it}$	6,5 (0,000)	4,1 (0,000)	13,3 (0,000)	3,3 (0,001)	49,8 (0,000)	7,3 (0,000)
$P_{it} \rightarrow \text{gini}_{it}$	7,4 (0,000)	4,77 (0,000)	16,3 (0,000)	4,2 (0,000)	28,3 (0,000)	3,7 (0,000)
$\text{gini}_{it} \rightarrow P_{it}$	8,2 (0,000)	5,3 (0,000)	34,4 (0,000)	9,9 (0,000)	92,7 (0,000)	14,4 (0,000)
$P_{it} \rightarrow \text{regov}_{it}$	0,9 (0,379)	0,11 (0,915)	65,0 (0,000)	19,4 (0,000)	16,4 (0,000)	1,7 (0,093)
$\text{regov}_{it} \rightarrow P_{it}$	1,3 (0,21)	0,4 (0,707)	1,8 (0,074)	-0,3 (0,80)	37,2 (0,000)	5,1 (0,000)
$P_{it} \rightarrow \text{des}_{it}$	1,9 (0,062)	0,8 (0,421)	35,6 (0,000)	10,2 (0,000)	103,4 (0,000)	16,2 (0,000)
$\text{des}_{it} \rightarrow P_{it}$	-0,9 (0,393)	-1,13 (0,259)	6,5 (0,000)	1,2 (0,227)	84,5 (0,000)	13,03 (0,000)

Fonte: Resultados obtidos pelo autor através do Software MATLAB 7.9

Obs: Os valores em parênteses são os valores p. O símbolo  $\rightarrow$  indica a direção de causalidade de Granger.

Outro resultado interessante verificado é a causalidade reversa da pobreza na direção do índice de infraestrutura o que pode possivelmente ser explicado pelo fato de que maior pobreza pode implicar em menos gastos com infraestrutura. Essa evidência empírica corrobora os resultados obtidos por Rajkumar e Swaroop (2008) e Seetanah, Ramessur e Rojid (2009) conforme descritos na seção 2.

Em relação aos outros determinantes da pobreza, pode-se verificar através dos valores-p das estatísticas  $Z_{N,T}^{HNC}$  e  $\tilde{Z}_{N,T}^{HNC}$  que existe também causalidade reversa da pobreza contra todos eles, portanto, validando esses determinantes.

Por último, desde que pobreza causa o PIB *per capita* no sentido de Granger e seu impacto sobre este último é negativo, isso sinaliza a existência de um círculo vicioso.

## 8 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados obtidos dos modelos econométricos sugerem que a pobreza é um processo dinâmico e persistente, pois a capacidade de sua resposta no período corrente em relação aos valores passados é alta, confirmando assim a hipótese de um círculo vicioso.

O resultado de destaque é o efeito que a infraestrutura exerce sobre a redução pobreza. Isso indica que investimentos em infraestrutura influenciam diretamente a sua trajetória temporal no Brasil, no sentido de que há uma reversão desse quadro. Tal evidência empírica valida a ideia de que a infraestrutura tem sido fundamental para a sua redução. Este impacto pró-pobre no contexto brasileiro pode ser atribuído a vários fatores, visto que a *proxy* utilizada para a variável de infraestrutura é um índice composto por quatro tipos de despesas públicas per capita: transportes, energia e recursos minerais, comunicação, saúde e saneamento.

Em relação aos outros determinantes, o PIB *per capita* e os anos médios de estudo também têm contribuído para o arrefecimento da pobreza. Vale salientar que tais evidências empíricas confirmam os resultados da literatura econômica nacional e internacional dessa área.

A taxa de desemprego também apresentou uma significativa correlação positiva com o índice de pobreza. Afinal, quanto maior a taxa de desemprego maior deve ser a proporção de pobres. Desde que esta variável é influenciada pelos ciclos de negócios e por políticas macroeconômicas, 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, ainda assim ela contribuiu intensamente para o aumento da pobreza. Esse resultado corrobora os de artigos nacionais e internacionais. Além do mais, o impacto dessa variável sobre a pobreza é muito maior do que do PIB per capita. Assim, políticas voltadas para a redução de desigualdades são mais efetivas no combate a pobreza do que aquelas voltadas exclusivamente para o crescimento econômico.

Quanto às receitas governamentais orçamentárias, observou-se uma correlação negativa com o índice de pobreza o que ratifica os resultados obtidos por Seetanah, Ramessur e Rojid (2009) para uma amostra de 20 países em desenvolvimento inclusive o Brasil. Com efeito, nesses últimos anos uma parcela das receitas dos governos é usada para redistribuir renda aos mais pobres através de programas de transferência de renda.

Outro resultado interessante verificado é a causalção reversa da pobreza na direção do índice de infraestrutura o que pode possivelmente ser explicado pelo fato de que maior pobreza pode implicar em menos gastos com infraestrutura. Essa evidência empírica corrobora os resultados obtidos por Rajkumar e Swaroop (2008) e Seetanah, Ramessur e Rojid (2009). Adicionalmente, desde que pobreza causa o PIB per capita no sentido de Granger e seu impacto sobre este último é negativo, pode-se concluir pela existência de um círculo vicioso da pobreza. Esse círculo vicioso é agravado ainda mais em função da intensa persistência dessa última.

Em resumo, os resultados obtidos mostram que políticas de investimento em infraestrutura, de estímulo ao crescimento, de desconcentração de renda e de educação são importantes no combate à intensidade pobreza. Todavia, se as políticas de investimento em infraestrutura, crescimento do PIB, e de educação aumentarem a concentração da renda, elas podem apresentar impactos moderados ou mesmo agravar a pobreza.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AHN, S. C.; SCHIMDT, P. Efficient estimation of models for dynamic panel data. *Journal of Econometrics*, v.68, p.5-28, 1995.
- ANDERSON, W. Trickle down: the relationship between economic growth and the extent of poverty among American families. *Quarterly Journal of Economics*, n.78, p.511-524, 1964.
- APARICIO, C.; JARAMILLO, M.; ROMÁN, M. C. Desarrollo de la infraestructura y reducción de la pobreza: el caso peruano. Centro de Investigación (Universidad del Pacífico), setembro, 2011.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental-variable estimation of error-components model. *Journal of Econometrics*, v.68, p.29-52, 1995.
- \_\_\_\_\_; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, v.58, n.2, p.277-297, apr., 1991.



BALISACAN, A. M.; PERNIA, E.M. “Probing Beneath Cross- National Averages: Poverty, Inequality, and Growth in the Philippines”, *ERD Working Paper Series*, n.7, Economics and Research Department, Asian Development Bank, Manila, 2002.

BALISCALAN, A. M. Pathways of Poverty Reduction: Rural Development and Transmission Mechanisms in the Philippines. Asia and Pacific Forum on Poverty. *Manila: Asian Development Bank*, p.5-9, February, 2001.

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: o que sabemos sobre eles?* Fortaleza: UFC/CAEN/Laboratório de Estudos de Estudos da Pobreza, 2005. (Série Ensaio sobre a Pobreza).

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

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

Banco Interamericano de Desarrollo: “Un nuevo impulso para la integración de la infraestructura regional en América del Sur”. mimeo, agosto 2000.

BLANK, R. M. *Why were poverty rates so high in the late Twentieth Century*. London: Wolf Macmillian,, p.21-55, 1993.

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

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

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

CALDERON, C.; SERVEN L. Trends in Infrastructure in Latin America. 1980-2001. *Working Paper*, n.269, Banco Central de Chile, 2004.

CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. N. *Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE*. Rio de Janeiro: IPEA, 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. *Revista Economia*, Dezembro 2010.

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

\_\_\_\_\_. “Why Have Some Indian States Done Better than Others at Reducing Rural Poverty?” *Economica*, v.65, n.257, p.17-38, fevereiro, 1998a.

\_\_\_\_\_. Is India’s Economic Growth Leaving the Poor Behind? *Journal of Economic Perspective*, v. 16, n.3, p.89-108, 2002.

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

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

ESCOBAL, J.; PONCE, C. “El beneficio de los caminos rurales: ampliando oportunidades de ingresos para los pobres”. *Documento de Trabajo*, n.40, Lima: Grade, 2001.

FAN, S.; CHAN-KANG, C. Road development, economic growth, and poverty reduction in China. *DSGD discussion papers, International Food Policy Research Institute (IFPRI)*, n.12, 2004.

- FAN, S.; ZHANG, L.; ZHANG, X. Growth, Inequality and Poverty in China; The Role of Public Investments. *Research Report 125, International Food Policy Research Institute, Washington D.C.*, 2002.
- FORMBY, J. P.; HOOVER, G. A.; KIM, H. Economic growth in the United States: comparisons of estimates based upon official poverty statistics and Sen's index of poverty. *Journal of Income Distribution*, v.10, p.6-22, 2001.
- FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. *Econometrica*, v.52, n.3, p.761-766, maio,1984.
- GAFAR, J. Growth, inequality and poverty in selected Caribbean and Latin America countries, with emphasis on Guyana. *Journal of Latin America Studies*, v.30, p.591-617, 1998.
- GHOSH, B.; DE P. Infrastructure, Economic Growth and Trade in SAARC, *BISS Journal*, v.21, n.2, 2000.
- GRANGER, C.W.J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models. *Econometrica*, n.34, p.541-51, 1969.
- HANSEN, L. Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, v. 50, n. 3, p. 1029-54, 1982.
- HERRERA, J.; ROUBAUD, F. Dinâmica de la Pobreza Urbana en Perú y em Madagascar 1997-1999: Una análisis de datos de panel". *Bulletin de l' Institut Francais d'Etudes Andines*, Tome 31, n. 3, 2002.
- HIRSCH, B. T. Poverty and economic growth: has trickle down petered out? *Economic Inquiry*, v.18, p.151-157, 1980.
- HSIAO, C. Analysis of Panel Data. Cambridge University Press, 2004.
- HOFFMANN, R. Transferência de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. *Econômica* v.8, n.1, p.55-81, jun. 2006.
- \_\_\_\_\_. Elasticidade da Pobreza em Relação à Renda Média e às Desigualdades no Brasil e nas Unidades da Federação. *Economia*, v.6, n.2, p.255-289, jul. 2005.
- HURLIN, C. Testing Granger causality in heterogenous panel data models with fixed coefficients. In 53ème Congrès Annuel de L'Association Française de Science Economique, Paris, 2004.
- \_\_\_\_\_. Testing for Granger Causality in Heterogeneous Panel Data Models. *Revue Economique*, n.56, p.1-11, 2005.
- HURLIN, C.; VENET, B. Granger Causality Tests in Panel Data Models with Fixed Coefficients. *Working Paper Eurisco*, n.9, University of Paris Dauphine, 2001.
- \_\_\_\_\_. Financial Development and Growth: A Re-Examination using a Panel Granger Test. *Working Paper*. University of Orléans, University of Paris Dauphine, 2004.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. *Sobre a Recente Queda da Desigualdade de Renda no Brasil*. Nota Técnica. Ago. 2006.
- JACOBY, H. Access to markets and the benefits of rural roads. *Economic Journal*, v.110, p.713-737, 2000.
- JUDSON, R. A.; OWEN, A. L. Estimating dynamic panel data models: a guide for macroeconomists. *Economics Letters*, v. 65, p.9-15, 1999.
- KAGEYAMA, A.; HOFFMANN, R. Pobreza no Brasil: Uma Perspectiva Multidimensional. *Economia e Sociedade*, Campinas, v.15, n.1(26), p.79-112, jan./jun. 2006.
- KAKWANI, N. *On measuring growth and inequality components of poverty with application to Thailand*. Sidney: University of New South Wales, 1997. (Discussion paper, 16).
- \_\_\_\_\_. Poverty and economic growth with application to Cote d'Ivoire. *Review of Income and Wealth*, v.39, p.121-139, 1993.
- KWON, E. Infrastructure, growth, and poverty reduction in Indonesia: A cross-sectional analysis. Mimeo. *Manila: Asian Development Bank*, 2001.
- LIMA, F. S. de; BARRETO, F. A.; MARINHO, E. Impacto do crescimento econômico e da concentração de renda sobre o nível de pobreza dos estados brasileiros. ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 7., 2003, Fortaleza. *Anais...Fortaleza*, 2003.

MACHADO, A. F.; HERMETO, AM; VIEGAS, M.; TOTINO, B. Economia social – Mercado de Trabalho, pobreza e desigualdade e criminalidade. Mimeo, Belo Horizonte: 2003.

MARINHO, E.; SOARES, F. Impacto do crescimento econômico e da concentração de renda sobre a redução da pobreza nos estados brasileiros. In: ENCONTRO NACIONAL DA ECONOMIA, XXXI, 2003. Porto Seguro. Anais..., Porto Seguro: ANPEC, 2003.

MENEZES, T. A.; PINTO, R. F. É Preciso Esperar o Bolo Crescer, para Depois Repartir? ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 8., 2005, Fortaleza. *Anais....Fortaleza*, 2005.

NEDER, H. D.; SILVA, J. L. M. Pobreza e distribuição de renda em áreas rurais: uma abordagem de inferência. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v.42, n.3, setembro, Brasília, 2004

OGUN, T. P. “Infrastructure and Poverty Reduction – Implications for Urban Development in Nigeria”. *UNU-WINDER Working Paper*, n.43, março, 2010.

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

RAJKUMAR, A.S.; SWAROOP, V. Public spending and outcomes: Does governance matter? World Bank, Washington, DC, *Journal of Development Economics*, v.86, p. 96–101, 2008.

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

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

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

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

ROCHA, S. *Pobreza no Brasil. Afinal de que se trata?* 3.ed. Rio de Janeiro: FGV, 2006.

ROY, K. “Effect on public infrastructure on poverty reduction in India: a state level study for the period 1981-2001. *Indian Journal of Milenium Development studies: an international journal*, v.4, n.1, p.99-111, março, 2009.

RUNSINARITH, P. Infrastructure Development and Poverty Reduction: Evidence from Cambodia’s Border Provinces. Graduate School of International Studies. Nagoya University, 2008.

SARGAN, J. The estimation of economic relationships using instrumental variables. *Econometrica*, v. 26, n. 3, p. 393-415, 1958.

SEETANAH, B.; RAMESSUR, S.; ROJID, S. Does Infraestructure Alleviates Poverty in Developing Countries? *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, v.6, p.2, 2009.

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

SOARES, S. Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004. *Econômica*, Rio de Janeiro, v.8, n.1, p.83-115, jun. 2006.

THORNTON, J. R.; AGNELLO, R. J.; LINK, C. R. Poverty and economic growth: trickle down peters out. *Economic Inquiry*, v.16, p.385-394, 1978.

TORERO, M.; ESCOBAL, J.; SAAVEDRA, J. Distribution, Access and Complementarity: Capital of the Poor in Peru en “Portrait of the Poor: An assets-based Approach” (eds. Attanasio y Székely) *Washington: Inter-American Development Bank*, 2001.

VILELA, A. I. *Capital Humano e Crescimento Econômico nos municípios do estado do Ceará – 1991 a 2000*. 46f. Dissertação (Mestrado em Economia) – CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2005.

VINHAIS, P; SOUZA, A. P. Pobreza Relativa ou Absoluta? A Linha Híbrida de Pobreza no Brasil. ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 34., 2006, Salvador. *Anais...Salvador*: ANPEC,2006.

WARR, P. Roads and Poverty in Rural Laos. *Departmental Working Papers*, Australian National University, Economics RSPAS series, 2005.

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

