

**FUNDAÇÃO INSTITUTO CAPIXABA DE PESQUISAS EM
CONTABILIDADE, ECONOMIA E FINANÇAS**

POLIANO BASTOS DA CRUZ

**O EFEITO DA DESIGUALDADE DA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA
NO CRESCIMENTO ECONÔMICO**

**VITÓRIA
2012**

POLIANO BASTOS DA CRUZ

**O EFEITO DA DESIGUALDADE DA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA
NO CRESCIMENTO ECONÔMICO**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Administração, da Fundação Instituto Capixaba de Pesquisas em Contabilidade, Economia e Finanças (FUCAPE), como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Administração de Empresas, na área de Finanças e Avaliação de Empresas.

Orientador: Prof. Ph.D. Arilton Carlos Campanharo Teixeira.

**VITÓRIA
2012**

POLIANO BASTOS DA CRUZ

**O EFEITO DA DESIGUALDADE DA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA NO
CRESCIMENTO ECONÔMICO**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Administração da Fundação Instituto Capixaba de Pesquisas em Contabilidade, Economia e Finanças (FUCAPE), como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Administração de Empresas.

Aprovada em 01 de junho de 2012.

COMISSÃO EXAMINADORA

**PROF. PH.D. ARILTON CARLOS CAMPANHARO TEIXEIRA.
FUCAPE
ORIENTADOR**

**PROF. DR. BRUNO FUNCHAL
FUCAPE**

**PROF. DR. RICARDO SILVEIRA MARTINS
UFMG**

Ao Senhor Jesus e a minha mãe.

AGRADECIMENTOS

Primeiramente a Deus e ao Senhor Jesus que me deram a capacidade necessária para passar por essa jornada. Agradeço a minha mãe Eujácia, por propiciar todo apoio, conselhos e suporte necessários em todos os momentos.

Um agradecimento especial ao meu orientador Prof. Ph.D. Arilton Teixeira, pela paciência, orientações e conselhos, que sem dúvida, me ensinaram, ao menos, a pensar como um pesquisador, muito obrigado professor, foi um privilégio para mim termos trabalhado juntos.

Ao Prof. Dr. Bruno Felix, por me ensinar como escrever um artigo e ter permitido minha primeira participação em um Congresso. Ao Prof. Dr. Fábio Moraes, pelo incentivo e conselhos constantes durante todo o mestrado. A Prof.^a Dra. Arilda Teixeira pelo carinho, incentivo e preciosos conselhos diante das dificuldades, me mostrando, sempre, que era possível. Ao Prof. Dr. Bruno Funchal pelos conselhos e observações que ajudaram a aprimorar esse trabalho. Ao Prof. Dr. Fábio Gomes pela ajuda na parte econométrica e nas observações que permitiram refinar um pouco o texto. Ao Prof. Dr. Ricardo Silveira Martins pelas preciosas observações e debate pertinente que ajudaram a ampliar a visão inicialmente tida nesse estudo.

A todos da Secretária de Pesquisa pelo aprendizado, apoio e amizade. A todos os funcionários da Fucape e colegas de mestrado, obrigado por tudo.

Aos novos amigos Elise, Lucas, Paula e Thiago que tenho certeza ficarão para toda a vida. E aos velhos amigos que toleraram as ausências e os assuntos constantes referentes ao mestrado, vocês sabem muito bem quem vocês são.

A FAPES – Fundação de Apoio a Pesquisa do Espírito Santo pelo apoio financeiro.

*Once one starts to think about them
[differences in economic growth], it is hard to
think about anything else.*

Robert Emerson Lucas, Jr.

RESUMO

Esta pesquisa buscou identificar o efeito da desigualdade da distribuição de renda no crescimento econômico. Estudos dessa natureza têm se mostrado relevantes, pois ainda não há consenso na literatura acerca do efeito da desigualdade no crescimento. Analisando as vinte e sete Unidades Federativas do Brasil, cobrindo o período de 1995 a 2009, buscou-se mitigar os problemas de comparabilidade presentes nas pesquisas *cross-country*. Para tal restringiu-se a análise ao Brasil, obtendo, assim, maior homogeneidade nos dados. Foram empregados quatro métodos econométricos distintos (MQO, Efeitos-Fixos, GMM e *System-GMM*) em um painel dinâmico. Buscou-se utilizar um estimador consistente diante da presença de endogeneidade, advinda de variável omitida (e.g. distinção no comportamento e padrões, da distribuição de renda, famílias, indivíduos e no sistema de tributação). Conforme os apontamentos da literatura, o estimador *System-GMM* apresentou melhores propriedades de amostras finitas, para análises dessa natureza. O modelo teorizado possui variáveis de controle dos principais canais pelos quais a desigualdade afeta o crescimento, apontados pela teoria. Partiu-se da premissa de que a correlação entre as variáveis é não-linear, sendo que para níveis baixos de PIB *per capita* o efeito da desigualdade é negativo, passando a ser positivo quando, esse, assume níveis elevados. A hipótese de não-linearidade não foi rejeitada, nas quatro técnicas econométricas empregadas, mesmo com a adoção de cinco medidas distintas de desigualdade. Não rejeitou-se, também, a hipótese da incompletude dos mercados de crédito, na qual a impossibilidade em investir-se em educação, devido ao crédito restrito, faz com que uma parcela da população não possua a qualificação mínima requerida pelo mercado, mitigando as taxas de crescimento do PIB *per capita*. O argumento da economia política, embasado no Teorema do Eleitor mediano, também não foi rejeitado. A pressão exercida pela sociedade por mais políticas redistributivas, como forma de atenuar os efeitos da distinção de renda, implicam em um impacto negativo na taxa de crescimento do PIB *per capita*, dado o coeficiente negativo dos gastos públicos.

Palavras-chave: Desigualdade da distribuição de renda; crescimento econômico; *System-GMM*; painel dinâmico.

ABSTRACT

This study was aimed to identify the effect of inequality of income distribution on economic growth. Studies of such nature have been shown relevant due to the absence of literature consensus on the effect of inequality on growth. Analyzing the twenty-seven Brazilian states, covering the period from 1995 to 2009, this study sought to mitigate problems of comparability present by the cross-country studies. For this purpose, the analysis was restricted to Brazil, thus getting higher homogeneity in the data. Four distinct econometric methods were used (OLS, Within-Groups, GMM and 'system' GMM) in a dynamic panel. It has been attempted to use a consistent estimator in the presence of endogeneity caused by an omitted variable (e.g. distinction in behavior and patterns of income distribution, households, individuals and the tax system). According to the literature appointments, the system GMM estimator presented better finite sample properties for analysis of such nature. The theorized model has control variables of the main channels by which inequality affects growth, as appointed by the theory. It has been assumed that the correlation among the variables is non-linear, on which to for lower levels of *per capita* GDP the effect of inequality is negative, so as to be positive, when this assumes higher levels. The hypothesis of non-linearity has not been rejected in the four econometric techniques that were used, despite the adoption of five distinct measures of inequality. It was also not been rejected the hypothesis of incomplete credit markets, on which the inability to invest in education, due to restricted credit, leads a part of population not having the minimum qualification required by the market, mitigating the growth rates of *per capita* GDP. The argument from political economy, based on the Median Voter Theorem, was also not been rejected. The pressure exerted by society for more redistributive policies as a way of attenuating the effects of the income distinction, imply in a negative impact on the growth rate of *per capita* GDP, due to the negative coefficient of public spending.

Keywords: Inequality of income distribution; economic growth; 'system' GMM; dynamic panel.

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Canais pelos quais a desigualdade pode afetar o crescimento	22
--	----

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Variáveis independentes	32
Tabela 2 - Resultados das regressões por MQO	36
Tabela 3 - Coeficientes das variáveis de desigualdade (resumo tabela 2)	37
Tabela 4 - Resultados das regressões por Efeitos-Fixos	38
Tabela 5 - Coeficientes das variáveis de desigualdade (resumo tabela 4)	39
Tabela 6 - Resultados das regressões por GMM	40
Tabela 7 - Coeficientes das variáveis de desigualdade (resumo tabela 6)	41
Tabela 8 - Resultados das regressões por <i>System-GMM</i>	42
Tabela 9 - Coeficientes das variáveis de desigualdade (resumo tabela 8)	43
Tabela 10 - Coeficientes de β_1 dos estimadores MQO, <i>System-GMM</i> , Efeitos-Fixos e GMM	44
Tabela 11 - Valores-p teste de Sargan <i>System-GMM</i> e GMM	44
Tabela 12 - Coeficientes da variável esperança de vida (resumo tabela 8)	45
Tabela 13 - Coeficientes das variáveis, escolaridade média e taxa de analfabetismo (resumo tabela 8)	46
Tabela 14 - Coeficientes das variáveis de receitas, gastos, investimentos e gastos com educação dos governos estaduais (resumo tabela 8)	47
Tabela 15 - Coeficientes da variável grau de abertura econômica (resumo tabela 8)	47

LISTA DE SIGLAS

AR(1) – Auto-regressor de Primeira Ordem.

BLUE – *Best Linear Unbiased Estimator*.

BRICS – Agrupamento Brasil-Rússia-Índia-China-África do Sul.

CPS/FGV – Centro de Políticas Sociais da Fundação Getúlio Vargas.

GMM – *Generalized Method of Moments* em Primeira Diferença.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

IPEADATA – Base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

MDIC – Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior.

MQO – Mínimos Quadrados Ordinários.

OCDE – Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico.

ONU – Organização das Nações Unidas.

PIB – Produto Interno Bruto.

PNAD – Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios.

PNUD – Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento.

SIM-DATASUS – Banco de dados do Sistema Único de Saúde.

SINASC – Sistema de Nascidos Vivos.

SNIG – Software Sistema Nacional de Informações de Gênero.

STN – Secretaria do Tesouro Nacional.

SYSTEM-GMM – *Generalized Method of Moments System*.

UNFPA – Fundo de População das Nações Unidas

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	12
2	REFERENCIAL TEÓRICO	14
2.1	DISTRIBUIÇÃO DE RENDA E CRESCIMENTO ECONÔMICO	14
2.2	EFEITO POSITIVO DA DESIGUALDADE NO CRESCIMENTO.....	15
2.2.1	A hipótese de Kaldor	16
2.2.2	Custos indivisíveis de investimentos	16
2.2.3	Trade-off entre eficiência e equidade	17
2.3	EFEITO NEGATIVO DA DESIGUALDADE NO CRESCIMENTO	17
2.3.1	Imperfeições do mercado de crédito e seguros	18
2.3.2	Economia política	19
2.3.3	Instabilidade social	20
2.3.4	Fertilidade e desigualdade de renda	20
2.4	EFEITO NÃO-LINEAR DA DESIGUALDADE NO CRESCIMENTO.....	21
2.5	EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS.....	22
2.5.1	Efeito negativo da desigualdade no crescimento	22
2.5.2	Efeito positivo da desigualdade no crescimento	24
2.5.3	Efeito não-linear da desigualdade no crescimento	25
3	DADOS E METODOLOGIA	26
3.1	PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS.....	26
3.1.1	Especificações do modelo	31
4	APRESENTAÇÃO DOS RESULTADOS	35
4.1	ESTIMAÇÃO PELO MÉTODO DOS MÍNIMOS QUADRADOS (MQO) EM PAINEL.....	35
4.2	ESTIMAÇÃO PELO MÉTODO MQO COM EFEITOS-FIXOS EM PAINEL (EFEITOS-FIXOS).....	37

4.3	ESTIMAÇÃO PELO MÉTODO <i>GENERALIZED METHOD OF MOMENTS</i> EM PRIMEIRA DIFERENÇA (GMM).....	39
4.4	ESTIMAÇÃO PELO MÉTODO <i>GENERALIZED METHOD OF MOMENTS</i> <i>SYSTEM (SYSTEM-GMM)</i>	41
4.5	DISCUSSÃO DOS RESULTADOS - MÉTODO <i>SYSTEM-GMM</i>	45
5	CONCLUSÃO	48
	REFERÊNCIAS.....	51
	APÊNDICE A - FONTE DE DADOS SECUNDÁRIOS	57
	APÊNDICE B - DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS ADOTADAS NO ESTUDO	59

Capítulo 1

1 INTRODUÇÃO

A OCDE aponta que “o Brasil foi o único país no grupo dos BRICS a reduzir o abismo entre ricos e pobres em 15 anos” (APESAR..., 2011), conciliando “crescimento econômico com progresso social. Isso tem chamado à atenção de analistas no Brasil e no resto do mundo” (FILHO, 2012). Tais fatos apontam o Brasil como um possível caso de estudo da relação entre desigualdade e crescimento. Essa hipótese é reforçada por declarações como a do Vice-Governador Sênior do Banco Central do Canada, Tiff Macklem, que “elogiou o Brasil por mostrar ao mundo como aumentar o crescimento econômico, mas ao mesmo tempo reduzir a desigualdade entre ricos e pobres” (TOW, 2012). Já o prêmio Nobel de economia Amartya Sen afirma que “o Brasil é um bom exemplo de conciliação entre rápido crescimento econômico e desenvolvimento social [podendo ser um] modelo para China e Índia” (FLECK, 2012).

Existe vasta literatura econômica discutindo a relação entre distribuição de renda e crescimento. Há estudos que arguem que a desigualdade exerce efeito positivo no crescimento (LI; ZOU, 1998; FORBES, 2000; IRADIAN, 2005). Existem trabalhos que argumentam que o impacto é negativo (CLARKE, 1995; DEININGER; SQUIRE, 1996; 1998; PANIZZA, 2002; KNOWLES, 2005). Por fim, têm-se, duas abordagens que assumem que o efeito seja não-linear. A primeira defende a Curva de Kuznets (1955) (CHEN, 2003; BARRO, 2000; 2008), com o crescimento determinando os padrões distributivos de renda, contrariando diversos estudos que a rejeitam (FISHLOW, 1996; DEININGER; SQUIRE, 1996; 1998; FIELDS, 2001). A segunda admite que a relação causal dá-se com a desigualdade afetando

positivamente o crescimento, dado níveis baixos do PIB *per capita*, e negativamente quando esse assume valor mais elevado (BÉNABOU, 1996; 2000; GALOR, 2010).

Posto isso, propôs-se investigar a questão: **Como a desigualdade na distribuição de renda afeta o crescimento econômico?**

A maior parte dos estudos empíricos realizam análises *cross-country*, sofrendo críticas acerca da qualidade, consistência e comparabilidade dos dados, principalmente quanto às séries históricas de desigualdade, construídas com metodologias distintas por cada agência nacional de estatística (SCHIPPER; HOOGEVEEN, 2005; KNOWLES, 2005). Desse modo, estudos em um único país, com dados de uma mesma pesquisa domiciliar, obtêm resultados mais robustos por mitigar problemas de comparabilidade. Isso decorre da maior homogeneidade dos questionários aplicados, definições adotadas, do contexto cultural e institucional (DEININGER; OKIDI, 2003; SIERMINSKA; BRANDOLINI; SMEEDING, 2006).

Tendo em vista responder tal questionamento, objetivo desse trabalho, coletou-se dados das 27 Unidades Federativas brasileiras, cobrindo o período de 1995 a 2009, de modo a obter as variáveis necessárias para execução de uma análise em painel. Para Bourguignon (2004, p. 18-19) identificar precisamente o efeito da desigualdade no crescimento requer que “confiemos verdadeiramente nas inovações exógenas das variáveis de desigualdade”. Posto isso, propôs-se um modelo que incorporou variáveis de controle dos principais canais pelos quais a desigualdade afeta o crescimento, o que, até o momento mostrou-se inviável devido à indisponibilidade de dados. Visando mitigar problemas de comparabilidade restringiu-se a análise ao Brasil. Nas seções a seguir têm-se, sequencialmente, um breve referencial teórico e detalhamento metodológico. Por fim, os dados foram analisados, expostos e comentados.

Capítulo 2

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 DISTRIBUIÇÃO DE RENDA E CRESCIMENTO ECONÔMICO

No final da década de 40 até início de 50, os trabalhos que abordavam desigualdade tinham como escopo compreender os efeitos da industrialização no crescimento. Considerava-se que a distribuição de renda derivava do processo de industrialização (EHRHART, 2009). O esforço inicial para formalizar e sistematizar a correlação entre as variáveis remete ao trabalho seminal de Kuznets (1955), no qual admite-se que o crescimento determina os padrões distributivos de renda. A correlação entre as variáveis possuiria um formato de U-invertido, no qual à medida que a indústria cresce, a desigualdade tende a acentuar-se, sofrendo decréscimo quando o setor industrial passa a ser dominante na atividade econômica (BARRO, 2000).

A curva do U-invertido foi exaustivamente investigada nas décadas de 70 e 80, e as conclusões confirmaram a hipótese com dados referentes aos anos 70 (AHLUWALIA, 1976). Contudo, em períodos posteriores, a hipótese passou a ser, quase sempre, rejeitada (FISHLOW, 1996; BOURGUIGNON, 2004). Fields (2001), em ampla revisão de literatura acerca do tema, concluiu que as pesquisas que confirmaram a hipótese de Kuznets, em sua maioria, utilizaram técnicas *cross-section*, com resultados contrários quando adiciona-se uma dimensão temporal na análise. Assim, esse estudo investigou a relação inversa da tratada por Kuznets (1955), o efeito da desigualdade no crescimento, tendência dos estudos mais recentes (DOMINICIS; FLORAX; GROOT, 2008).

Já nos anos 80, os modelos de crescimento endógeno não consideravam a desigualdade como um dos determinantes do crescimento. Contudo, na década de 90, as novas teorias do crescimento e a abordagem da economia política, atribuíram à desigualdade papel fundamental no processo de crescimento, renovando o interesse no tema (STERN, 1991). A disponibilidade de novos dados *cross-country*, nos anos 90, permitiu uma série de novos estudos (KANBUR; LUSTIG, 1999).

No entanto, as primeiras pesquisas *cross-country* da década de 90 possuíam problemas de variável omitida (CLARKE, 1995), não eram robustas a inclusões de *dummies* regionais (BIRDSALL; ROSS; SABOT, 1995; FISHLOW, 1996), apresentavam erros de mensuração (ATKINSON; BRANDOLINI, 2001; 2009) e não consideravam efeitos específicos não observáveis dos países (BROCK; DURLAUF, 2001). Mesmo diante das críticas, Aghion, Caroli e García-Peñalosa (1999) ressaltam que esses trabalhos questionaram a visão dominante de que a desigualdade seria benéfica ao crescimento. Posto isso, no tópico seguinte discorre-se sobre as teorias mais relevantes acerca do tema, usualmente utilizadas como base teórica para as análises empíricas (DOMINICIS; FLORAX; GROOT, 2008).

2.2 EFEITO POSITIVO DA DESIGUALDADE NO CRESCIMENTO

Aghion, Caroli e García-Peñalosa (1999) destacam que as abordagens que admitem efeito positivo da desigualdade no crescimento fundamentam-se, usualmente, em três argumentos, a hipótese de Kaldor, a existência de custos indivisíveis de investimentos e a presença de um *trade-off* entre eficiência e equidade.

2.2.1 A hipótese de Kaldor

A hipótese de Kaldor diz que, a propensão a poupar dos indivíduos ricos é superior a dos indivíduos pobres, sendo a taxa de poupança função crescente da renda. A desigualdade concentra, assim, renda nos agentes com maior propensão a poupar, elevando a taxa de poupança agregada. Admitindo-se correlação positiva entre poupança e investimento, tem-se que a desigualdade eleva o nível de investimento em capital, físico e humano (LI; ZOU, 1998; CASTELLÓ-CLIMENT, 2010). Logo, as economias menos equânimes tendem a apresentar crescimento mais acelerado (GALOR, 2010). Attanasio e Binelli (2003) arguem que é condição necessária para validade da hipótese que a função poupança apresente monotonicidade. Contudo, essa função pode possuir formato de U-invertido. Logo, a desigualdade exerceria efeito positivo no crescimento apenas diante de renda agregada acintosamente baixa, sendo a concentração de renda condição suficiente para estabelecer-se algum grau de acumulação de capital. No entanto, Bourguignon (1981) demonstrou por meio de uma função poupança convexa, que o PIB depende do nível inicial de distribuição de renda, com maior crescimento nas economias menos equânimes, dado o estímulo à acumulação de capital.

2.2.2 Custos indivisíveis de investimentos

Assumindo que determinados projetos possuam um custo mínimo elevado, devido às escalas produtivas necessárias a sua realização, somente indivíduos com alta renda poderiam empreendê-los (ATTANASIO; BINELLI, 2003). Isso decorre do fato da alta renda atenuar o efeito negativo do crédito restrito que tornam os custos de se investir elevados. Tal processo tende a ter maior magnitude nos países em desenvolvimento, pois nações desenvolvidas costumam possuir mercados de

capitais e instituições legais melhor estruturadas, minimizando os efeitos da incompletude dos mercados de crédito (BARRO, 2000). O estabelecimento e disseminação de novas atividades industriais tem a concentração de renda como condição necessária, pois permitem que haja investidores capazes de incorrer nos custos de implementação, aspecto que pode ser observado nas atividades com alto grau de inovação. Assim, alta equidade pode inviabilizar o estabelecimento de novas atividades econômicas, implicando em perda de eficiência produtiva, mitigando as taxas de crescimento (GALOR; TSIDDON, 1997; AGHION; CAROLI; GARCÍA-PEÑALOSA, 1999).

2.2.3 Trade-off entre eficiência e equidade

Mirrlees (1971) defende a existência de um *trade-off* entre eficiência e equidade. Em sociedades equânimes os agentes econômicos não teriam os incentivos necessários para aumentar seus esforços produtivos. Isso decorre da baixa possibilidade de elevar a renda individual relativa. Como a produção depende desses esforços, que não são passíveis de controle e observação, cria-se um problema de *moral hazard*. Desse modo, equidade elevada pode desestimular os esforços produtivos individuais. Isso implica em perda de eficiência produtiva, prejudicando o crescimento (ATTANASIO; BINELLI, 2003).

2.3 EFEITO NEGATIVO DA DESIGUALDADE NO CRESCIMENTO

O argumento teórico utilizado pelos estudos que defendem efeito negativo da desigualdade no crescimento é o de que, a distribuição de renda influencia os níveis de investimento em capital humano (e.g. qualificação, escolaridade) e físico (e.g. novos empreendimentos, tamanho das firmas) da economia. Os modelos teóricos

propostos podem ser divididos em quatro abordagens distintas: a do mercado de crédito imperfeito, da economia política, da instabilidade social e da fertilidade e desigualdade, que são brevemente apresentadas a seguir (AGHION; CAROLI; GARCÍA-PEÑALOSA, 1999; DOMINICIS; FLORAX; GROOT, 2008).

2.3.1 Imperfeições do mercado de crédito e seguros

Baseados no trabalho seminal de Lounçy (1981), os modelos fundamentados na hipótese da incompletude dos mercados de crédito elencam dois fatores como ocasionadores de imperfeições de mercado, o *moral hazard* (PIKETTY, 1997) e o inadimplemento dos pagamentos dos empréstimos (GALOR; ZEIRA, 1993).

O *moral hazard* ocorre quando a maior parte de um projeto é financiada. O mutuário não emprega, então, o máximo de seus esforços produtivos, dado o baixo risco em caso de insucesso. (PIKETTY, 1992; 1997) Visando equacionar o risco, os credores elevam as taxas de juros, à medida que a participação do financiamento no custo total cresce. Os financiadores ainda estabelecem um percentual máximo de participação dos empréstimos no montante total do investimento, condicionando-os a um nível mínimo de renda. O indivíduo de baixa renda fica, desse modo, impedido de ingressar nas atividades mais produtivas, por não possuir renda suficiente, o que subutiliza o seu potencial produtivo (AGHION; BOLTON, 1992; 1997; EHRHART, 2009).

O inadimplemento ocorre quando o percentual de financiamento de um projeto eleva-se, pois o risco de moratória aumenta, implicando em elevação dos custos de transação para garantir os pagamentos e elaborar e fiscalizar os contratos. Os padrões dos investimentos realizados tornam-se distorcidos, pois dependem diretamente da renda e ativos iniciais dos indivíduos. O crédito torna-se

restrito (GALOR; ZEIRA, 1993; BANERJEE; NEWMAN, 1993), pois, investimentos e capital humano, não possuem a liquidez necessária para servir como colateral (CARNEIRO; HECKMAN, 2002). Dada as imperfeições do mercado de seguros não há garantia de recebimento de todos os empréstimos. Logo os investimentos não são destinados aos projetos mais rentáveis e sim aos mais seguros (BANERJEE; NEWMAN, 1991).

2.3.2 Economia política

A abordagem da economia política fundamenta-se no Teorema do Eleitor Mediano, que remete aos trabalhos seminais de Hotelling (1929) e Bowen (1943). Esses autores traçaram um paralelo entre o processo eleitoral e o funcionamento do mercado. A ideia central é a de que as propostas políticas tendem a ser quase homogêneas, devido ao interesse comum dos candidatos em angariar os votos da maioria. Black (1948) consolidou os estudos seminais, arguindo que o voto implica em tomada de decisões políticas e econômicas e o nível de renda inicial do eleitor mediano, relativo à renda média, define suas preferências, determinando o nível da tributação (BRUNNER; ROSS, 2010) e influenciando a taxa de crescimento futura.

Como cada voto possui o mesmo peso, elevados níveis de desigualdade (média da renda superior à renda mediana) implicam em maior demanda por redistribuição, usualmente financiada por tributação, ocasionando distorções econômicas (LÜBKER, 2007; ALESINA; GIULIANO, 2009). Os desestímulos causados ao investimento privado, trabalho e poupança resultam em queda nas taxas de crescimento (ALESINA; RODRIK, 1994; PERSSON; TABELLINI, 1994).

2.3.3 Instabilidade social

Para Gupta (1990) a instabilidade social ocorre de três maneiras distintas. Por meio de ações diretas de violência contra o governo (e.g. protestos em massa), atos de violência praticados pelo governo (e.g. ações de repressão a distúrbios sociais) e através da violência ocasionada pela mudança de governo (e.g. golpes políticos).

Keefer e Knack (2002) apontam a desigualdade como um dos determinantes da instabilidade social, por reduzir os custos de ingresso em atividades ilegais, resultando na violação da propriedade privada e o desrespeito aos contratos. O ambiente instável abala a credibilidade das instituições e do sistema legal, conduzindo a economia a um nível de investimentos abaixo do ponto ótimo (PEROTTI, 1996; RODRIK, 1998; 1999). A falta de estabilidade aumenta os custos de oportunidade, públicos e privados, devido à alta violência (FAJNZYLBER et al., 2002a; 2002b) que ainda eleva os gastos com saúde e segurança. Desse modo, eleva-se o custo de vida geral e desviam-se recursos produtivos para atenuar os efeitos da instabilidade (BOURGUIGNON, 2009; ALESINA; PEROTTI, 1996).

2.3.4 Fertilidade e desigualdade de renda

Tradicionalmente, na literatura econômica, considera-se que altas taxas de fertilidade exercem impacto negativo no crescimento (BARRO; SALA-I-MARTIN, 1995) e investimentos em educação exercem efeito positivo (LUCAS, 2002). Perotti (1996) argumenta que a desigualdade de renda possui correlação positiva com a taxa de fertilidade. As famílias de baixa renda tendem a aumentar a quantidade de filhos como alternativa para elevar a renda familiar, dada a incapacidade em investir-se em educação. As famílias mais abastadas comportam-se de maneira inversa,

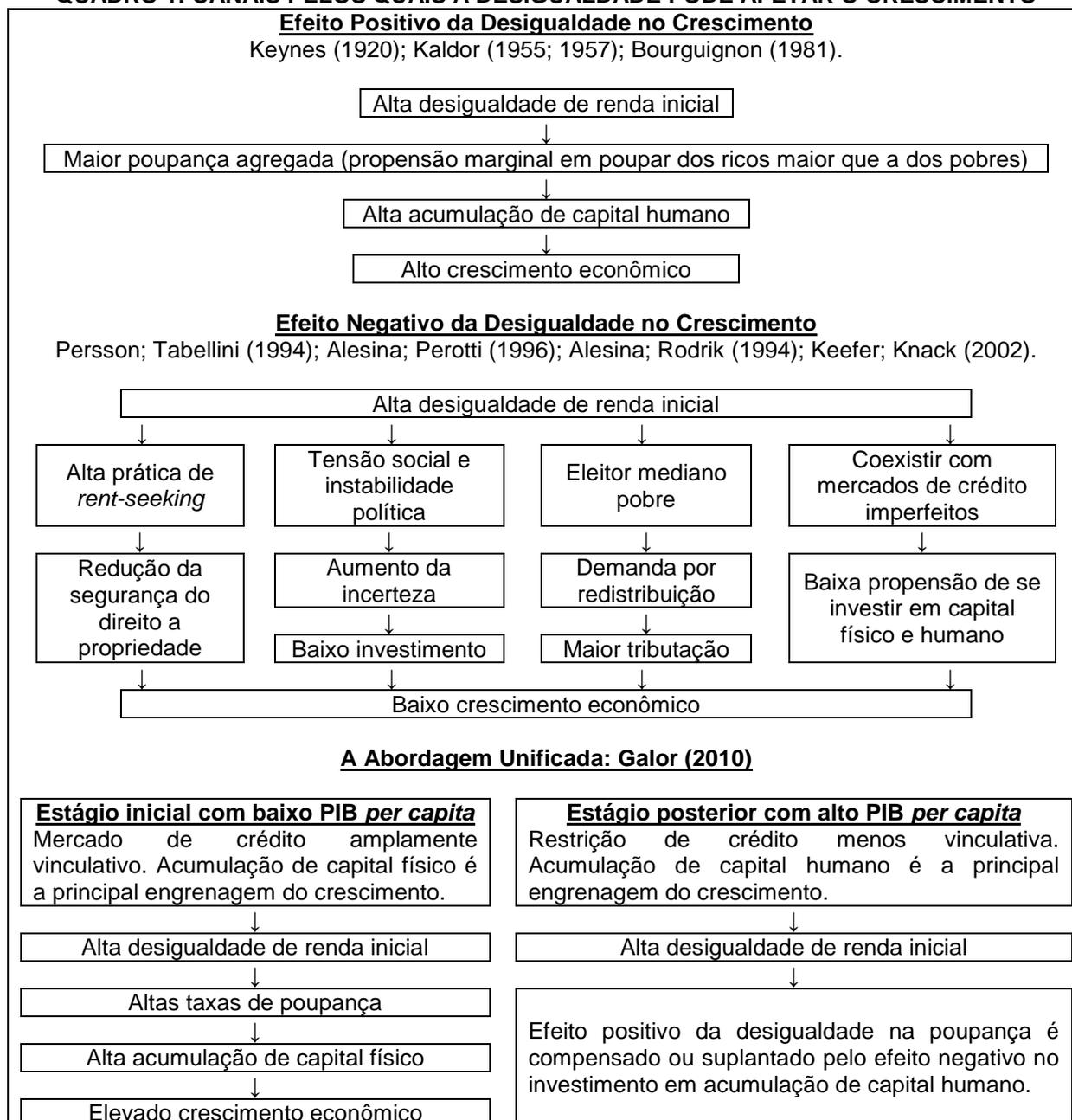
optando por menos filhos, com maior qualificação e saúde, buscando, dessa forma, aumentar a renda por meio da acumulação de capital humano (EHRHART, 2009).

2.4 EFEITO NÃO-LINEAR DA DESIGUALDADE NO CRESCIMENTO

Bénabou (1996; 2000) propôs um modelo, com incompletude no mercado de crédito, no qual a desigualdade gera, concomitantemente, perda e ganho de eficiência econômica. A perda decorre da redução dos investimentos em capital humano (indivíduos de alta renda), devido aos desestímulos gerados pela tributação. O ganho advém do incremento nos investimentos em educação (indivíduos de baixa renda), dada à atenuação da restrição ao crédito (EHRHART, 2009).

Galor (2010) propõe a unificação da visão fundamentada na hipótese de Kaldor com a abordagem dos mercados de crédito imperfeitos. O efeito da desigualdade no crescimento dependeria do PIB *per capita*, sendo a acumulação de capital, físico e humano, o motor do crescimento. Para níveis baixos do PIB, o capital físico é o principal determinante do crescimento, verificando-se a hipótese de Kaldor, com o aumento da poupança suplantando o efeito negativo da desigualdade no acúmulo de capital humano, dado o crédito restrito. Já em níveis elevados do PIB, o capital humano torna-se a principal engrenagem do crescimento e os malefícios ocasionados pela restrição de crédito tornam-se superiores aos benefícios propiciados pela acumulação de capital físico (GALOR; MOAV, 2004).

QUADRO 1: CANAIS PELOS QUAIS A DESIGUALDADE PODE AFETAR O CRESCIMENTO



Fonte: Adaptado de Iradian (2005, p. 5).

2.5 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

2.5.1 Efeito negativo da desigualdade no crescimento

Fishlow (1996) arguiu que a forte correlação negativa, entre desigualdade e crescimento, encontrada nos estudos da década de 90, advém de variável omitida

(relacionada à educação) e do fato de não considerar-se as características regionais dos países. No entanto, adotando o Gini de Terra, Deininger e Squire (1996; 1998) (incluindo *dummies* regionais) e Alesina e Rodrik (1994) (controlando os níveis de escolaridade primária e PIB *per capita*), evidenciaram efeito negativo. Para, Griffin e Ickowitz (1997) variáveis de concentração de terra são inadequadas, pois consideram-se apenas a renda dos donos de terras, a posse da terra (distribuída, quase sempre, de forma mais equânime) e cada fazenda como uma unidade de propriedade individual.

Knowles (2005) ressalta que, o comportamento e os padrões, da distribuição de renda, famílias, indivíduos e o sistema de tributação costumam ser distintos entre os países. Visando minimizar problemas de heterogeneidade nas análises *cross-country*, Deininger e Squire (1996) e Perotti (1996) propuseram transformações nos dados de “alta qualidade”¹ brutos. No entanto, mesmo com melhora, admitiu-se que a relação entre as várias categorias de renda e despesas fosse constante entre os países e ao longo do tempo (KNOWLES, 2005). Panizza (2002), ao analisar por painel os 48 estados norte-americanos, utilizando o estimador GMM, evidenciou efeito negativo. Contudo, a adoção de métricas distintas de desigualdade resultou em variabilidade contundente no efeito da desigualdade no crescimento. Diante disso, Panizza (2002) afirma que não se pôde confirmar que o efeito da desigualdade seja necessariamente negativo.

¹Segundo os quesitos apontados por Deininger e Squire (1996), consideram-se de “alta qualidade” ados originários de “pesquisas domiciliares, a população coberta é representativa de todo o país, e a medida de renda (ou gasto) precisa ser abrangente, incluindo renda de várias fontes, como as de autônomos, não provenientes de salários e renda não monetária” (DOMINICIS; FLORAX; GROOT, 2008, p. 658).

2.5.2 Efeito positivo da desigualdade no crescimento

Li e Zou (1998) sugeriram que a premissa de que o efeito da desigualdade no crescimento é negativo deveria ser revista, pois os resultados obtidos em sua análise em painel, na qual controlou-se os efeitos não observáveis dos países, se contrapuseram as evidências encontradas nos anos 90. Forbes (2000) arguiu que o viés desses estudos decorre de endogeneidade advinda de variável omitida². Pelo estimador GMM, controlando a escolaridade, PIB e investimentos, com Efeitos-Fixos com *dummies* temporais (controle de choques econômicos) e regionais (controle de variável omitida), Forbes (2000) evidenciou efeito positivo da desigualdade.

Aghion, Caroli e García-Peñalosa (1999, p.1618-1619) ressaltam três problemas no trabalho de Forbes (2000). Primeiro, o estimador “GMM utilizado resulta em erros padrão excessivamente pequenos quando a amostra é pequena³, levando-se a questionar a significância dos coeficientes”. Segundo, o uso incorreto de defasagem nos regressores, pois como padrão admite-se que a desigualdade exerça efeito ao longo de cinco anos no crescimento. E por fim, a exclusão da amostra de países, dos quais não se obtiveram dados de “alta qualidade”. Roodman (2009) ressalta, ainda, que o uso excessivo de instrumentos, relativo ao número de observações, pode ter ocasionado problema de *over-fitting*, não se expurgando, assim, a endogeneidade e aproximando a estimação da obtida por MQO.

²Se a corrupção tiver correlação positiva com a desigualdade e negativa com o crescimento, pode-se ter viés negativo.

³Para garantir, pelo Teorema do Limite Central, que a distribuição amostral da média é assintoticamente normal, é condição necessária que o tamanho da amostra tenda ao infinito. Em caso de população finita, o erro padrão assume que se a amostra for pequena (com tamanho muito inferior ao da população) pode-se admitir que o tamanho da população tenda ao infinito, dado a correção proposta por Isserlis (1918), seja Correção para População Finita = $\sqrt{\frac{N-n}{N-1}}$.

2.5.3 Efeito não-linear da desigualdade no crescimento

Utilizando dados de “alta qualidade” e separando a amostra em países desenvolvidos e em desenvolvimento⁴, Barro (2000) evidenciou efeito não-linear, com impacto positivo da desigualdade no crescimento dos países desenvolvidos e negativo nos demais. Banerjee e Duflo (2003) apontam a não-linearidade como o motivo das divergências empíricas entre os estudos, que admitem, em sua maioria, causalidade linear. Ao realizarem regressões replicando as técnicas de estimação utilizadas nas principais pesquisas feitas, concluíram não haver evidências de que a técnica de Efeitos-Fixos tenha expurgado o viés da endogeneidade. Assim, a forma mais eficiente de identificar o efeito da desigualdade no crescimento seria conceber não-linearidade na estimação. Gregorio e Lee (2004) e Fielding e Torres (2005) arguem que a desigualdade exerce efeito indireto no crescimento, por possuir correlação com outras variáveis que também o afetam. Barro (2008) investigou possíveis efeitos indiretos, analisando a interação da desigualdade com a fertilidade (efeito positivo), democracia (efeito negativo) e ensino secundário (efeito negativo). Os resultados da interação das variáveis com o Gini não obtiveram significância estatística ou resultaram em coeficientes muito pequenos, sendo desse modo, suplantados pelo efeito direto da desigualdade no crescimento (BARRO, 2008).

⁴ Barro (2000) considera países desenvolvidos os de PIB *per capita* maior que US\$ 2.070,00 (ano-base 1985) e em desenvolvimento os que possuem PIB *per capita* inferior a esse.

Capítulo 3

3 DADOS E METODOLOGIA

O presente trabalho trata-se de uma pesquisa quantitativa, realizada por meio de painel. A amostra é composta por dados secundários das 27 Unidades Federativas brasileiras, compreendendo o período entre 1995 a 2009. As informações tiveram como fonte às bases de dados do IPEADATA, IBGE, PNUD, PNAD/IBGE, SCN/IBGE, SIM-DATASUS, MDIC, STN. Os valores monetários estão em Reais constantes (ano-base 2000), deflacionados pelo Deflator de Transformação do PIB Implícito com Índice Encadeado (média 1980 = 100) do IPEA. Os valores monetários foram transformados em Logaritmo Neperiano ou em Taxas (e.g. (Receita Públicas)/PIB). Nos Apêndices A e B encontra-se descrição detalhada das variáveis, fontes, metodologia de escolha e demais critérios adotados.

3.1 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Os estudos de desigualdade e crescimento da década de 90 adotaram o método de regressão *cross-country* com equação reduzida, no qual combina-se uma medida de desigualdade a um conjunto de variáveis explanatórias (DOMINICIS; FLORAX; GROOT, 2008). Os resultados, na maioria, indicam correlação negativa robusta entre as variáveis, assumindo, usualmente, uma relação linear do tipo:

$$\left(\ln y_{i,t} - \ln y_{i,t-\tau}\right) \frac{1}{\tau} = \alpha_0 \ln y_{i,t-\tau} + \alpha_1 g_{i,t-\tau} + \beta X_{i,t-\tau} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

onde $\left(\ln y_{i,t} - \ln y_{i,t-\tau}\right) \frac{1}{\tau}$ é a média anual da taxa de crescimento do PIB *per capita* real do país i no tempo t ; τ é o intervalo de tempo; $g_{i,t-\tau}$ é uma medida de

desigualdade; $X_{i,t-\tau}$ é uma matriz de variáveis de controle incluindo uma constante; $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro.

A principal crítica a esse tipo de abordagem é a possibilidade de existência de viés devido a variáveis não observáveis específicas de cada país (e.g. padrões tecnológicos, estabilidade das instituições e diferenças culturais, climáticas) que podem explicar o crescimento econômico. Buscando controlar esses fatores as pesquisas em painel admitem que essas variáveis sejam constantes no tempo e utilizam mais as séries temporais do que os dados *cross-section* (DOMINICIS; FLORAX; GROOT, 2008). Controlam-se, então, as características não observáveis por meio de Efeitos-Fixos ou Aleatórios, resultando em uma equação do tipo:

$$\Delta \ln y_{i,t} = \bar{\alpha}_0 \Delta \ln y_{i,t-\tau} + \bar{\alpha}_1 g_{i,t-\tau} + \bar{\beta} X_{i,t-\tau} + \aleph_t + v_i + \bar{\varepsilon}_{i,t} \quad (2)$$

onde \aleph_t é o termo de Efeitos-Fixos específico no tempo; v_i reflete as características que cada país assume de maneira constante ao longo do tempo; $\bar{\varepsilon}_{i,t}$ capta a parte remanescente do erro que varia no tempo e nos países.

Os modelos de Efeitos-Fixos permitem a correlação das variáveis condicionais com os efeitos não observáveis individuais. Dessa forma, essa técnica é utilizada para analisar o efeito de variáveis que afetam o crescimento apenas no longo prazo ou possuam razoável constância ao longo do tempo (TEMPLE, 1999). Contudo, o método ignora efeitos persistentes⁵, podendo resultar em conclusões imprecisas nos casos em que a maior parte da variação advém do corte transversal (e.g. série de desigualdade). Adicional a isso o fato da equação possuir regressores

⁵ Diz-se que uma variável possui efeito persistente se, *ceteris paribus*, ela tende a permanecer com o mesmo nível, ainda que defasada. Desse modo, entende-se que a alta persistência da desigualdade decorre da influência que o nível inicial exerce no presente, configurando um efeito memória.

defasados compromete a hipótese de “exogeneidade estrita das variáveis explicativas” (DOMINICIS; FLORAX; GROOT, 2008, p. 659).

Uma alternativa para essas questões é o estimador GMM. Arellano e Bond (1991) propuseram uma regressão em painel dinâmico, na qual a equação utilizada é diferenciada em primeira ordem, resultando em uma equação livre dos efeitos fixos não observáveis. Suponha, sem perda de generalidade, um modelo auto-regressivo:

$$y_{i,t} = \beta y_{i,t-1} + n_i + v_{i,t}, \text{ tal que, } |\beta| < 1, i = 1, \dots, N \text{ e } t = 2, \dots, T \quad (3)$$

onde os subscritos, i representa os estados e t o período; $y_{i,t}$ é a Taxa de Crescimento anual do PIB *per capita*; n_i um fator específico não observável dos estados; $v_{i,t}$ é o resíduo; e $n_i + v_{i,t} = \mu_{i,t}$, que é o termo de erro.

Suponha-se ainda que as esperanças condicionais sejam:

$$E[n_i] = 0; E[v_{i,t}] = 0; E[n_i v_{i,t}] = 0, \text{ tal que, } i = 1, \dots, N \text{ e } t = 2, \dots, T \quad (4)$$

Admite-se que o termo de erro $v_{i,t}$ não é serialmente autocorrelacionado:

$$E[v_{i,t} v_{i,s}] = 0, \text{ tal que, } i = 1, \dots, N \text{ e } s \neq t \quad (5)$$

Tem-se como condição de início, predeterminada, de $y_{i,1}$:

$$E[y_{i,1} v_{i,t}] = 0, \text{ tal que, } i = 1, \dots, N \text{ e } t = 3, \dots, T \quad (6)$$

Dados (3), (4), (5) e (6) a endogeneidade é tratada utilizando os regressores defasados (no mínimo em dois períodos) como variáveis instrumentais de (3) em primeira diferença. Para estimar o parâmetro $\beta \exists m = 0,5(T-1)(T-2)$, condições de momentos suficientes para uma amostra T (BOND; HOEFFLER; TEMPLE, 2001):

$$E[y_{i,t-s} \Delta v_{i,t}] = 0, \text{ tal que, } t = 3, \dots, T \text{ e } s \geq 2 \quad (7)$$

Pode-se escrever (7) matricialmente como:

$$E[Z_i' \Delta v_i] = 0 \quad (8)$$

onde Z_i' é uma matriz de dimensão $(T - 2) \times m$:

$$Z_i' = \begin{pmatrix} y_{i,1} & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 \\ 0 & y_{i,1} & y_{i,2} & \dots & 0 & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot & \dots & \cdot \\ 0 & 0 & 0 & \dots & y_{i,1} & \dots & y_{i,T-2} \end{pmatrix} \quad (9)$$

$$\text{e } \Delta v_i = (\Delta v_{i,3}, \Delta v_{i,4}, \dots, \Delta v_{i,T})' \text{ é um vetor de dimensão } (T - 2) \times 1 \quad (10)$$

Os ganhos em relação aos outros métodos, ao utilizar-se o GMM, são ausência de viés, oriundos dos efeitos fixos temporalmente invariantes e consistência do estimador diante de endogeneidade. Isso torna-se possível, pois o estimador minimiza a norma de $\Delta v' Z W Z' \Delta v$, onde Z é a matriz de instrumentos de dimensão $M \times N(T - 2)$ e define-se como $[Z_1', Z_2', \dots, Z_N']$; W é a matriz de ponderação; Δv define-se como $[\Delta v_1', \Delta v_2', \dots, \Delta v_N']$, é a matriz de erros de dimensão $N(T - 2) \times 1$. São condições necessárias para consistência do estimador, utilizar um conjunto apropriado de instrumentos, $N \rightarrow \infty$ e T ser fixo (BOND; HOFFLER; TEMPLE, 2001). O conjunto de dados dessa pesquisa possui um $N = 27$ e $T = 15$.

No entanto, Blundell e Bond (1998) realizaram uma série de experimentos de Monte Carlo atestando que “o estimador *System-GMM* possui melhores propriedades de amostra finita⁶, em termos de viés e erro quadrático, do que o estimador GMM” (BUN; KLEIBERGENY, 2010, p. 2). Na presença de variáveis com efeito persistente, os níveis defasados da série temporal constituem uma instrumentalização fraca após a primeira diferença quando T é pequeno. Isso ocorre quando algumas variáveis são associadas a tamanho (e.g. dependentes da

⁶ Assume-se: 1ª) Exogeneidade estrita nas variáveis explicativas, ou seja, há Linearidade nos Parâmetros e a Média Condicional do Erro é Zero ($E(\mu|X) = 0$); 2ª) Inexistência de Colinearidade Perfeita; 3ª) Homoscedasticidade e Ausência de Correlação Serial; 4ª) Inexistência de Viés em σ^2 .

população ou da renda agregada) ou na presença de termos dinâmicos. O fato dos instrumentos possuírem fraca correlação com a equação em primeira diferença ocasiona problema de correlação espúria⁷, e a defasagem indica, de maneira errônea, a existência de uma raiz unitária (BOND; HOEFFLER; TEMPLE, 2001).

Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) propuseram, então, um estimador com uma condição de momento adicional ao GMM:

$$E[n_i \Delta y_{i,2}] = 0, \text{ tal que, } i = 1, \dots, N \quad (11)$$

É condição suficiente para que se garanta (11) que a média de $y_{i,t}$ seja constante $\forall_{i,t}$. No entanto, essa condição de estacionaridade só se faz necessária nos primeiros momentos de $y_{i,t}$. Mesmo diante da correlação entre $\Delta y_{i,t}$ e n_i , por hipótese, assume-se que ela possua o valor zero.

Desse modo, admitindo (3), (4), (5), (6) e (11) adiciona-se $(T - 2)$ condições de momentos como pode-se observar em (12):

$$E[\mu_{i,t} \Delta y_{i,t-1}] = 0, \text{ tal que, } i = 1, \dots, N \text{ e } t = 3, 4, \dots, T \quad (12)$$

Assim, por um sistema de equações, o *System-GMM*, “combina condições de momento para o modelo em primeira diferença com condições de momento para o modelo em nível” (BUN; KLEIBERGENY, 2010, p. 2). Os níveis defasados são usados como instrumentos para as primeiras diferenças e as primeiras diferenças defasadas instrumentalizam a equação em nível (BOND; HOEFFLER; TEMPLE, 2001). Pelo uso de (7) e (12) origina-se a matriz de instrumentos (13):

⁷ Quando a correlação entre duas variáveis é, possivelmente, oriunda de efeitos exercidos por algum fator não observado em ambas as variáveis, não advindo, assim, de uma relação causal entre as duas.

$$Z_i^+ = \begin{pmatrix} Z_i & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Delta y_{i,2} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \Delta y_{i,3} & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \Delta y_{i,T-1} \end{pmatrix} \text{ onde de (9) obtem-se } Z_i \quad (13)$$

Reescrevendo essa nova condição de momento em forma matricial tem-se:

$$E[Z_i^+ \mu_i^+] = 0 \text{ onde } \mu_i^+ = (\Delta v_{i,3}, \dots, \Delta v_{i,T}, v_{i,3}, \dots, v_{i,T})' \quad (14)$$

Na presença de séries persistentes, as primeiras diferenças defasadas mostram-se instrumentos mais eficientes para os níveis. Dada às propriedades de amostra finita, o *System-GMM* é um estimador consistente, se os instrumentos forem validados (BOND; HOEFFLER; TEMPLE, 2001; BUN; KLEIBERGENY, 2010).

3.1.1 Especificações do modelo

Nessa pesquisa utilizaram-se variáveis com comportamento tipicamente persistente, como o PIB *per capita* e Gini de Renda. Como visto no tópico anterior o *System-GMM* mostra-se robusto diante dessa característica (BOND; HOEFFLER; TEMPLE, 2001). O modelo proposto nesse trabalho é:

$$y_{i,t} = \beta_1 y_{i,t-1} + \beta_2 x_{1,i,t} + \beta_3 x_{2,i,t} + \dots + \beta_{13} x_{12,i,t} + n_i + v_{i,t} \quad (15)$$

onde o subscrito i representa os estados e t o período; $y_{i,t}$ é a Taxa de Crescimento anual do PIB *per capita*; As variáveis independentes estão listadas na Tabela 5; n_i é um fator específico não observável dos estados; $v_{i,t}$ é o resíduo.

TABELA 1: VARIÁVEIS INDEPENDENTES

Variável	Descrição da Variável
$x1_{i,t}$	Variável de Desigualdade.*
$x2_{i,t}$	Variável de Interação.**
$y_{i,t-1}$	Taxa de Crescimento do PIB <i>per capita</i> defasada em 1 ano
$x3_{i,t}$	Taxa de Homicídios por 100.000 Habitantes
$x4_{i,t}$	Escolaridade Média
$x5_{i,t}$	Taxa de Analfabetismo
$x6_{i,t}$	Logaritmo Neperiano da Taxa de Fertilidade
$x7_{i,t}$	Esperança de Vida ao Nascer
$x8_{i,t}$	Grau de Abertura Econômica
$x9_{i,t}$	Razão das Receitas Públicas Estaduais pelo PIB
$x10_{i,t}$	Razão dos Gastos Públicos Estaduais pelo PIB
$x11_{i,t}$	Razão dos Investimentos Públicos Estaduais pelo PIB
$x12_{i,t}$	Razão dos Gastos Públicos Estaduais com Educação pelo PIB

Nota. Elaboração Própria.

- Gini de Renda; L de Theil; Taxa de Pobreza; Taxa de Extrema Pobreza; (10% Ricos)/(40% Pobres)
- Produto do(Ln do PIB) X (Variável de Desigualdade)

Voitchovsky (2005, p. 290) identificou um padrão nos estudos empíricos, no qual “o efeito da desigualdade no crescimento é sensível à técnica econométrica utilizada (e.g. PANIZZA, 2002; BANERJEE; DUFLO, 2003)”. A autora argui que técnicas que valem-se mais da “variação das séries temporais nos dados tendem a indicar efeito positivo da desigualdade (e.g. LI; ZOU, 1998; FORBES, 2000)”. Já métodos que utilizam mais os dados *cross-section* “tendem a indicar efeito negativo (e.g. PERSSON; TABELLINI, 1994)”. Buscando mitigar tal problema, restringiu-se a análise a um único país, com vistas a trazer mais homogeneidade aos dados e controlar as variáveis não-observáveis com maior acuidade. Adicionalmente, o modelo proposto inclui variáveis de controle para os principais canais pelos quais a desigualdade pode afetar o crescimento.

Visando detectar a presença de viés em amostra finita Bond, Hoeffler e Temple (2001, p.7) propuseram uma metodologia na qual compara-se o coeficiente obtido para o termo auto-regressivo pelo estimador GMM, com os coeficientes resultantes de estimadores alternativos. Os autores arguem que uma estimação por MQO de (15) “irá resultar em uma estimativa de β_1 enviesada para cima, na

presença de efeitos específicos individuais”. Nerlove (1967), Trognon (1978) e Hsiao (2003) provaram que, dado às propriedades de amostra finita, em modelos dinâmicos, a correlação entre os efeitos específicos e β_1 ocasiona viés assintótico na estimação por MQO, superestimando os resultados. “A inclusão de variáveis exógenas no processo auto-regressivo de primeira ordem não altera a direção do viés da estimação do coeficiente da variável dependente defasada”, e identificar viés assintótico de um processo auto-regressivo de alta ordem mostra-se demasiadamente difícil (NERLOVE, 1967; TROGNON, 1978; HSIAO, 2003, p. 73).

Já uma estimação por Efeitos-Fixos “resultaria em uma estimativa de β_1 seriamente enviesada para baixo em painéis” com T pequeno (BOND; HOEFFLER; TEMPLE, 2001, p. 7). Nerlove (1971), Nickell (1981) e Anderson e Hsiao (1982) provaram que, dada a presença de efeitos individuais, o estimador de covariância em um painel dinâmico é inconsistente quando utilizados Efeitos-Fixos. Quando T é fixo, não importa quão grande seja N , o estimador será enviesado, devido à μ_i ser não correlacionado com o efeito individual não observável, e ser distribuído de forma idêntica e independente, dado a Lei dos Números Grandes (RAO, 1973). “Isso é ocasionado por ter-se que eliminar o efeito individual não conhecido de cada observação, o que cria uma correlação de ordem $\frac{1}{T}$ entre as variáveis explanatórias e os resíduos do modelo transformado” (HSIAO, 2003, p.72) como nota-se em (16):

$$(y_{i,t} - \bar{y}_i) = \beta_1(y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,-1}) + (\mu_{i,t} + \bar{\mu}_i) \quad (16)$$

No entanto, pode-se estimar β_1 de maneira consistente pelo uso de um estimador assintoticamente não enviesado combinado ao uso de variáveis instrumentais (HSIAO, 2003). Pode-se considerar que β_1 foi estimado de forma consistente quando o valor obtido encontra-se no intervalo entre a estimação por

MQO e Efeitos-Fixos. Caso o coeficiente do GMM esteja muito próximo ou abaixo da estimativa de Efeitos-Fixos “parece provável que a estimação esteja, também, enviesada para baixo, devido aos instrumentos fracos”, podendo ser considerado como um indício de que o viés possa ser significativo (BOND; HOEFFLER; TEMPLE, 2001, p. 7). Nesses casos, Bond, Hoeffler e Temple (2001, p. 7) sugerem que verifique-se “a qualidade dos instrumentos pelo estudo de equações de forma reduzida, para β_1 , diretamente ou considerar estimadores alternativos que possam ter melhores propriedades para amostra finita diante de série persistente”.

Com lógica similar à apresentada, Durlauf, Johnson e Temple (2005, p. 663) arguem que, dado que as estimações de β_1 por MQO e Efeitos-Fixos possuem viés “em direções opostas, então, deixando de lado a variabilidade amostral e considerações de amostra-pequena, uma estimação consistente do parâmetro deve ficar entre esses dois extremos (veja NERLOVE, 1999; 2000)”. Isso implica que “formalmente, quando as variáveis explanatórias, com exceção de $y_{i,t-1}$, são estritamente exógenas, temos” (DURLAUF; JOHNSON; TEMPLE, 2005, p. 663):

$$p \lim \hat{\beta}_{EF} < p \lim \hat{\beta} < p \lim \hat{\beta}_{MQO} \quad (17)$$

onde $\hat{\beta}_{EF}$ é a estimação por Efeitos-Fixos; $\hat{\beta}_{MQO}$ é a estimação por MQO; $\hat{\beta}$ é a estimação de um parâmetro consistente.

No entanto a condição (17) pôde ser apenas, intuitivamente observada nesse estudo, dado que a endogeneidade dos regressores é tratada por meio de variáveis instrumentais. Contudo, tanto Bond, Hoeffler e Temple (2001) como Durlauf, Johnson e Temple (2005) defendem que dado que o viés dos estimadores MQO e Efeitos-Fixos possuem direções opostas, é esperado que uma estimação consistente de β_1 encontre-se entre os coeficientes obtidos por esses métodos.

Capítulo 4

4 APRESENTAÇÃO DOS RESULTADOS

Diante da metodologia exposta, nas quatro seções seguintes, (15) foi estimada por meio de quatro métodos econométricos distintos, com o intuito de identificar qual das técnicas resultaria em um $\beta_1 \in (\beta_{1(EF)}, \beta_{1(MQO)})$ (BOND; HOFFLER; TEMPLE, 2001) o que intuitivamente sugeriria que o β_1 atendeu o critério exposto em (17) (DURLAUF; JOHNSON; TEMPLE, 2005).

Acompanhando a proposição de Banerjee e Duflo (2003) de que a forma mais eficiente de identificar o efeito da desigualdade no crescimento é concebendo não-linearidade na estimação, adotou-se metodologia proposta por Barro (2000; 2008). Incluiu-se no modelo uma Variável de Interação, dada pelo produto do Ln do PIB *per capita* e a Variável de Desigualdade⁸ (e.g. Gini de Renda). “Um coeficiente positivo na Variável de Interação, indica que o impacto negativo da desigualdade é maior” quando os níveis de PIB *per capita* são baixos (BARRO, 2008, p. 7). “Esse efeito atenua-se com o aumento do PIB” até o ponto em que o “efeito estimado da desigualdade torna-se positivo” (BARRO, 2008, p. 7), como pode notar-se em (18):

$$y_{i,t} = [\beta_2 Gini + \beta_3 (Gini * PIB)] \quad (18)$$

4.1 ESTIMAÇÃO PELO MÉTODO DOS MÍNIMOS QUADRADOS (MQO) EM PAINEL

Por ser considerado o *Best Linear Unbiased Estimator* (BLUE) estimou-se (15) pelo método MQO com AR(1). Os resultados são apresentados na Tabela 2.

⁸ Gini de Renda; L de Theil; Taxa de Pobreza; Taxa de Extrema Pobreza; (10% Ricos)/(40% Pobres).

TABELA 2: RESULTADOS DAS REGRESSÕES POR MQO

Amostra: 1996 2009. Períodos Incluídos: 14. Cross-sections incluídos: 27.
 Observações Totais do Painel (balanceado): 378
 Erros Padrão Robustos e Covariância: *White period (no d.f. correction)*
 Variável Dependente: Taxa de Crescimento do PIB

Variáveis Independentes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Gini de Renda	-0,860557 (0,0009)***	-----	-----	-----	-----
L de Theil	-----	-0,729391 (0,0003)***	-----	-----	-----
Taxa de Pobreza	-----	-----	-0,008564 (0,0495)**	-----	-----
Taxa de Extrema Pobreza (10% Ricos)/(40% Pobres)	-----	-----	-----	0,002418 (0,243)	-----
Variável de Interação.●	0,095558 (0,0001)***	0,080726 (0,0001)***	0,001056 (0,0353)**	-0,000008 (0,2038)	0,0000157 (0,043)**
Taxa de Crescimento do PIB(-1)	-0,124732 (0,0096)***	-0,128536 (0,0075)***	-0,120207 (0,0098)***	-0,105773 (0,0319)**	-0,10867 (0,0187)**
Taxa de Homicídios	-0,000218 (0,5409)	-0,000224 (0,535)	-0,000184 (0,6077)	0,0000114 (0,9757)	0,0000396 (0,9096)
Escolaridade Média	0,010081 (0,0004)***	0,010339 (0,0003)***	0,009754 (0,0004)***	0,008678 (0,0017)***	0,008814 (0,0015)***
Taxa De Analfabetismo	0,002433 (0,0133)***	0,002855 (0,0147)***	0,001337 (0,3132)	-0,000316 (0,7947)	0,000537 (0,4514)
Ln da Taxa de Fertilidade	0,032535 (0,4066)	0,030931 (0,4056)	0,0000485 (0,9989)	-0,002257 (0,9487)	0,014847 (0,6382)
Esperança de Vida	-0,000759 (0,3134)	-0,000746 (0,2303)	-0,000466 (0,3552)	-0,000022 (0,963)	0,000594 (0,3641)
Grau de Abertura Econômica	-0,049725 (0,2546)	-0,052344 (0,2389)	-0,065205 (0,1637)	-0,082149 (0,0696)*	-0,077414 (0,0734)*
Receitas Públicas	0,449486 (0,0073)***	0,439519 (0,0095)***	0,474092 (0,0053)***	0,548958 (0,0016)***	0,463545 (0,0152)***
Gastos Públicos	-0,443316 (0,1173)	-0,464375 (0,1166)	-0,554074 (0,0505)**	-0,663665 (0,0303)**	-0,509529 (0,1078)
Investimentos Públicos	-0,070541 (0,7533)	-0,037114 (0,8728)	-0,127842 (0,5846)	-0,18949 (0,4171)	-0,092428 (0,6888)
Gastos Públicos com Educação	-0,538884 (0,148)	-0,532995 (0,1497)	-0,463423 (0,1953)	-0,731252 (0,0719)*	-0,742792 (0,0488)**
R-Quadrado	0,077219	0,078432	0,070189	0,061678	0,065668
R-Quadrado Ajustado	0,046881	0,048134	0,03962	0,029415	0,034951
Erro Padrão da Regressão	0,082081	0,082027	0,082393	0,083733	0,082593

Nota. Fonte: Elaboração Própria.

(1) Gini de Renda; (2) L de Theil; (3) Taxa de Pobreza; (4) Taxa de Extrema Pobreza; (5) (10% Ricos)/(40% Pobres).

***significante a 1%; **significante a 5%; *significante a 10%.

● Produto do(Ln do PIB) X (Desigualdade).

Os valores dos coeficientes da Variável de Desigualdade, apresentados na Tabela 3, sugerem efeito negativo da desigualdade no crescimento, dado um baixo PIB *per capita*. Já os coeficientes com sinal positivo da Variável de Interação

sugerem efeito contrário na medida que o PIB *per capita* eleva-se. Dessa forma, não rejeitou-se a presença de não-linearidade entre desigualdade e crescimento.

TABELA 3: COEFICIENTES DAS VARIÁVEIS DE DESIGUALDADE (RESUMO TABELA 2)

Variável	Gini	L-Theil	Pobreza	Extr. Pobreza	10% Ricos/40% Pobres
Desigualdade	-0,861***	-0,729***	-0,009**	0,002	-0,006*
Interação	0,0956***	0,081***	0,001**	-0,000008	0,00002**

Fonte: Elaboração Própria.

O sinal positivo dos coeficientes da Taxa de Analfabetismo, observados na Tabela 2, contraria a teoria. Isso sugere possível viés para cima, podendo ser oriundo dos efeitos não observáveis dos estados, como provado por Nerlove (1967), Trognon (1978) e Hsiao (2003).

4.2 ESTIMAÇÃO PELO MÉTODO MQO COM EFEITOS-FIXOS EM PAINEL (EFEITOS-FIXOS)

Buscando eliminar o possível viés advindo dos efeitos específicos, estimou-se (15) pelo método dos Efeitos-Fixos. Desse modo os efeitos individuais não observáveis foram controlados utilizando-se mais as séries temporais do que os dados *cross-sections*. Para tal, admitiu-se que esses efeitos são constantes no tempo e permitiu-se a correlação das variáveis condicionais com os mesmos. Obtiveram-se os resultados apresentados na Tabela 4.

TABELA 4: RESULTADOS DAS REGRESSÕES POR EFEITOS-FIXOS

Amostra: 1996 2009. Períodos Incluídos: 14 Cross-sections incluídos: 27
 Observações Totais do Painel (balanceado): 378 Variáveis Dummies: Efeito-Fixo Cross-section
 Erros Padrão Robustos e Covariância: White period (no d.f. correction)
 Variável Dependente: Taxa de Crescimento do PIB

Variáveis Independentes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Constante	1,927144 (0,0059)***	1,68004 (0,0101)***	1,14145 (0,0429)**	1,271019 (0,0795)*	1,566464 (0,0196)**
Gini de Renda	-3,429175 (0,0000)***	-----	-----	-----	-----
L de Theil	-----	-1,982965 (0,0000)***	-----	-----	-----
Taxa de Pobreza	-----	-----	-0,020928 (0,0002)***	-----	-----
Taxa de Extrema Pobreza	-----	-----	-----	0,003615 (0,2672)	-----
(10% Ricos)/(40% Pobres)	-----	-----	-----	-----	-0,007055 (0,0768)*
Variável de Interação.●	0,441416 (0,0000)***	0,241398 (0,0000)***	0,002621 (0,0000)***	-0,0000089 (0,4749)	0,0000181 (0,0455)**
Taxa de Crescimento do PIB(-1)	-0,234767 (0,0000)***	-0,230902 (0,0000)***	-0,231858 (0,0000)***	-0,1996 (0,0000)***	-0,200268 (0,0000)***
Taxa de Homicídios	0,000499 (0,6655)	0,000464 (0,6811)	0,000509 (0,6394)	0,000799 (0,4422)	0,000775 (0,4773)
Escolaridade Média	-0,001435 (0,8472)	0,004016 (0,5433)	0,009182 (0,1463)	0,009641 (0,1208)	0,008404 (0,1435)
Taxa De Analfabetismo	-0,003395 (0,2817)	-0,002671 (0,4186)	-0,001981 (0,5848)	-0,005154 (0,3226)	-0,005567 (0,0353)**
Ln da Taxa de Fertilidade	-0,076599 (0,3878)	-0,062515 (0,4623)	-0,063417 (0,3993)	-0,084045 (0,2957)	-0,064317 (0,4516)
Esperança de Vida	-0,028367 (0,0022)**	-0,022953 (0,0071)**	-0,01547 (0,033)**	-0,015834 (0,0798)*	-0,018473 (0,027)**
Grau de Abertura Econômica	0,258903 (0,0079)***	0,244379 (0,0063)***	0,236548 (0,0068)***	0,198624 (0,0469)**	0,182971 (0,0374)**
Receitas Públicas	0,331101 (0,0988)*	0,316942 (0,0937)*	0,341818 (0,0721)*	0,376778 (0,024)**	0,271527 (0,1892)
Gastos Públicos	-0,540463 (0,1008)*	-0,718719 (0,0178)**	-0,842809 (0,0016)***	-1,013775 (0,0002)***	-0,892132 (0,0058)***
Investimentos Públicos	0,220709 (0,4784)	0,226481 (0,424)	0,1883 (0,4636)	0,077647 (0,7158)	0,195702 (0,3615)
Gastos Públicos com Educação	0,00686 (0,9895)	-0,453253 (0,3634)	-0,6095 (0,1885)	-1,42378 (0,0048)***	-1,439526 (0,0021)***
R-Quadrado	0,22661	0,201525	0,198426	0,178363	0,176746
R-Quadrado Ajustado	0,137372	0,109394	0,105937	0,078848	0,081755
Erro Padrão da Regressão	0,078087	0,079343	0,079497	0,081572	0,080565
Estatística F	2,539405	2,187364	2,1454	1,792326	1,860667
Valor-p (Estatística F)	0,000004	0,000116	0,00017	0,003662	0,002025

Nota. Fonte: Elaboração Própria.

(1) Gini de Renda; (2) L de Theil; (3) Taxa de Pobreza; (4) Taxa de Extrema Pobreza; (5) (10% Ricos)/(40% Pobres). ***significante a 1%; **significante a 5%; *significante a 10%.

● Produto do(Ln do PIB) X (Desigualdade).

Observa-se, na Tabela 5, que houve mudança na magnitude dos valores dos coeficientes de desigualdade. Contudo, ainda não rejeita-se o efeito não-linear da

desigualdade no crescimento. Isso é observado pelos sinais, negativo da Variável de Desigualdade e positivo na de Variável de Interação.

TABELA 5: COEFICIENTES DAS VARIÁVEIS DE DESIGUALDADE (RESUMO TABELA 4)

Variável	Gini	L-Theil	Pobreza	Extr. Pobreza	10% Ricos/40% Pobres
Desigualdade	-3,429***	-1,983***	-0,021***	0,004	-0,007*
Interação	0,441***	0,241***	0,003***	-0,0000089	0,00002**

Fonte: Elaboração Própria.

A estimação por Efeitos-Fixos, como pode-se ver na Tabela 4, apresenta, agora, sinal negativo nos coeficientes da Taxa de Analfabetismo em todas as regressões, estando condizentes com a teoria. No entanto, como provado por Nerlove (1971), Nickell (1981) e Anderson e Hsiao (1982) o método de Efeitos-Fixos pode resultar em um estimador de covariância inconsistente, apresentando viés para baixo. Isso pode decorrer do fato da dimensão temporal do painel (15 anos) ser pequena e fixa.

4.3 ESTIMAÇÃO PELO MÉTODO *GENERALIZED METHOD OF MOMENTS* EM PRIMEIRA DIFERENÇA (GMM)

Com vistas a eliminar o possível viés para baixo na estimação por Efeitos-Fixos, utilizou-se o método GMM. A equação (15) foi diferenciada em primeira ordem, resultando em uma nova equação livre dos efeitos fixos não observáveis. A endogeneidade presente nas variáveis explanatórias foi tratada pela utilização dos regressores defasados, em no mínimo dois períodos, como instrumentos da nova equação, conforme sugere-se na literatura. Admitiu-se que os erros não são serialmente correlacionados e os regressores foram predeterminados por ao menos um período. Na Tabela 6 são apresentados os resultados das regressões:

TABELA 6: RESULTADOS DAS REGRESSÕES POR GMM

Amostra Ajustada: 1999 2009. Períodos Incluídos: 11. Cross-sections incluídos: 27.
 Observações Totais do Painel (balanceado): 297

Cross-section Fixo: Primeiras Diferenças

Matriz de ponderação dos instrumentos: Especificação em Diferença

Erros Padrão Robustos e Covariância: White period (no d.f. correction)

Variável Dependente: Taxa De Crescimento do PIB

Variáveis Independentes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Gini de Renda	-10,7526 (0,0000)***	-----	-----	-----	-----
L de Theil	-----	-7,956513 (0,0000)***	-----	-----	-----
Taxa de Pobreza	-----	-----	-0,041548 (0,0473)**	-----	-----
Taxa de Extrema Pobreza	-----	-----	-----	0,003114 (0,748)	-----
(10% Ricos)/(40% Pobres)	-----	-----	-----	-----	-0,014416 (0,0431)**
Variável de Interação. •	1,342693 (0,0000)***	0,951446 (0,0000)***	0,004888 (0,0497)**	-0,0000149 (0,7028)	0,0000381 (0,0116)**
Taxa de Crescimento do PIB(-1)	-0,347237 (0,0000)***	-0,360325 (0,0000)***	-0,214227 (0,004)***	-0,21134 (0,0091)***	-0,209828 (0,0069)***
Taxa de Homicídios	0,003735 (0,2766)	0,002469 (0,4805)	0,001807 (0,5278)	0,002915 (0,2357)	0,003345 (0,2788)
Escolaridade Média	-0,000298 (0,9835)	0,014688 (0,1631)	0,01762 (0,1573)	0,005692 (0,6722)	0,013625 (0,2275)
Taxa De Analfabetismo	-0,007848 (0,2772)	-0,003606 (0,648)	-0,005673 (0,4365)	-0,001331 (0,9007)	-0,011103 (0,1029)*
Ln da Taxa de Fertilidade	-0,041109 (0,8267)	-0,016233 (0,936)	-0,106994 (0,4903)	-0,176167 (0,302)	-0,237618 (0,1941)
Esperança de Vida	-0,10764 (0,0000)***	-0,098075 (0,0000)***	-0,060517 (0,0004)***	-0,045443 (0,0287)**	-0,061957 (0,0004)***
Grau de Abertura Econômica	0,537984 (0,1187)	0,60834 (0,1247)	0,507496 (0,0979)*	0,346131 (0,2091)	0,418118 (0,1475)
Receitas Públicas	1,943379 (0,0221)**	1,58289 (0,0391)**	0,675499 (0,2297)	1,365045 (0,0249)**	0,260929 (0,6479)
Gastos Públicos	-1,092174 (0,1695)	-1,07454 (0,1321)	-1,400738 (0,0527)**	-2,206703 (0,0069)***	-1,170669 (0,1007)*
Investimentos Públicos	-0,63385 (0,5778)	-0,25551 (0,8099)	0,489479 (0,5555)	-0,185174 (0,8239)	0,573204 (0,5098)
Gastos Públicos com Educação	-0,822529 (0,5619)	-1,385877 (0,3624)	-2,19407 (0,1258)	-4,00934 (0,0171)***	-2,425466 (0,1147)
Erro Padrão da Regressão	0,087916	0,093212	0,108544	0,117241	0,114955
Ranking de Instrumentos	89	89	100	100	100
Estatística J	228,2387	220,0780	207,3577	171,7408	188,7492
Valor-p (Estatística J)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Nota. Fonte: Elaboração Própria.

(1) Gini de Renda; (2) L de Theil; (3) Taxa de Pobreza; (4) Taxa de Extrema Pobreza; (5) (10% Ricos)/(40% Pobres). ***significante a 1%; **significante a 5%; *significante a 10%.

• Produto do(Ln do PIB) X (Desigualdade)Fonte: Elaboração Própria.

Os coeficientes exibidos na Tabela 7 apresentaram mudança na magnitude dos valores, comparados ao MQO e Efeitos-Fixos. Contudo, novamente, a não-

linearidade entre desigualdade e crescimento não foi rejeitada, pois os sinais dos coeficientes são os mesmos que os provenientes nas estimações anteriores.

TABELA 7: COEFICIENTES DAS VARIÁVEIS DE DESIGUALDADE (RESUMO TABELA 6)

Variável	Gini	L-Theil	Pobreza	Extr. Pobreza	10% Ricos/40% Pobres
Desigualdade	-10,756***	-7,956***	-0,041**	0,003	-0,0144**
Interação	1,343***	0,951***	0,005**	-0,000015	0,000038***

Fonte: Elaboração Própria.

Entretanto, na presença de variáveis com efeito persistente (e.g. PIB *per capita*, Gini de Renda), possivelmente dada à pequena dimensão de T (15 anos), seus níveis defasados constituíram instrumentos fracos para as primeiras diferenças. Os resultados obtidos para o Teste de Sargan de sobre-identificação (Valor-p da Estatística $J = 0,0000$) sugerem que a instrumentalização do estimador GMM foi fraca em todas as cinco regressões, como pode ser notado na Tabela 6.

4.4 ESTIMAÇÃO PELO MÉTODO *GENERALIZED METHOD OF MOMENTS SYSTEM (SYSTEM-GMM)*

Objetivando sanar o problema da fraca instrumentalização no método GMM estimou-se (15) por meio do *System-GMM*, que possui melhores propriedades de amostra finita, devido à adição da condição de momento (11) as já estabelecidas no GMM. Nas novas regressões de (15) os níveis defasados foram usados como instrumentos para as primeiras diferenças. Já as primeiras diferenças defasadas foram empregadas como instrumentos para a equação em nível. Todos os instrumentos foram defasados em ao menos dois períodos, acompanhando a literatura. Adicional a isso, o *System-GMM* propiciou um menor *ranking* de instrumentos, relativo à estimação por GMM, minimizando a possibilidade de *overfitting*. Os resultados encontram-se na Tabela 8.

TABELA 8: RESULTADOS DAS REGRESSÕES POR SYSTEM-GMM

Amostra Ajustada: 1999 2009. Períodos Incluídos: 11. Cross-sections incluídos: 27
 Observações Totais do Painel (balanceado): 297
 Cross-section Fixo: Desvios Ortogonais
 Matriz de ponderação dos instrumentos: White period
 Erros Padrão Robustos e Covariância: White period (no d.f. correction)

VARIÁVEL DEPENDENTE: TAXA DE CRESCIMENTO DO PIB

VARIÁVEIS INDEPENDENTES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Gini de Renda	-5,074918 (0,0042)***	-----	-----	-----	-----
L de Theil	-----	-2,988394 (0,0758)*	-----	-----	-----
Taxa de Pobreza	-----	-----	-0,022439 (0,132)	-----	-----
Taxa de Extrema Pobreza	-----	-----	-----	0,010615 (0,06)*	-----
(10% Ricos)/(40% Pobres)	-----	-----	-----	-----	-0,002416 (0,7887)
Variável de Interação.●	0,677585 (0,0035)***	0,35905 (0,0915)*	0,00283 (0,112)	-0,00003 (0,0999)*	0,00000922 (0,6512)
Taxa de Crescimento do PIB(-1)	-0,168797 (0,0002)***	-0,222484 (0,0000)****	-0,211693 (0,0151)***	-0,184824 (0,0294)**	-0,193142 (0,1049)*
Taxa de Homicídios	-0,0000061 (0,9975)	-0,000434 (0,8204)	0,002487 (0,1754)	0,002171 (0,1211)	0,001532 (0,345)
Escolaridade Média	-0,010768 (0,3667)	0,010359 (0,5356)	0,015519 (0,0671)*	0,007878 (0,197)	0,013517 (0,2003)
Taxa De Analfabetismo	-0,020424 (0,0003)***	-0,021515 (0,0122)***	-0,006621 (0,0572)*	-0,003328 (0,3694)	-0,014882 (0,0019)***
Ln da Taxa de Fertilidade	-0,179509 (0,3598)	-0,016258 (0,9331)	-0,247169 (0,1491)	-0,234808 (0,2455)	-0,309329 (0,2083)
Esperança de Vida	-0,060319 (0,0012)***	-0,056658 (0,0006)***	-0,04484 (0,0002)***	-0,030274 (0,0226)**	-0,056916 (0,0001)***
Grau de Abertura Econômica	0,356299 (0,1616)	0,427269 (0,0561)*	0,248703 (0,2288)	0,330436 (0,0422)**	0,323839 (0,0772)*
Receitas Públicas	2,427491 (0,0082)***	2,554249 (0,0057)***	1,185992 (0,0455)**	1,399928 (0,0297)**	0,811902 (0,3322)
Gastos Públicos	-1,64748 (0,0586)*	-2,189449 (0,0092)***	-1,459247 (0,0076)***	-1,876275 (0,0026)***	-1,316151 (0,0391)**
Investimentos Públicos	-0,420422 (0,5786)	-0,956126 (0,1806)	-0,592053 (0,3971)	-0,644808 (0,2776)	-0,276069 (0,5323)
Gastos Públicos com Educação	-1,619793 (0,1104)	-2,818409 (0,0361)**	-1,814408 (0,106)	-2,987307 (0,0208)**	-2,623516 (0,1902)
Erro Padrão da Regressão	0,091668	0,089557	0,087636	0,088629	0,088567
Ranking de Instrumentos	27	27	27	27	27
Estatística J	17,57832	19,12963	20,58678	19,24400	19,66396
Valor-p (Estatística J)	0,226666	0,160055	0,112700	0,155834	0,141097

Nota. Fonte: Elaboração Própria.

(1) Gini de Renda; (2) L de Theil; (3) Taxa de Pobreza; (4) Taxa de Extrema Pobreza; (5) (10% Ricos)/(40% Pobres). ***significante a 1%; **significante a 5%; *significante a 10%.

● Produto do(Ln do PIB) X (Desigualdade)Fonte: Elaboração Própria.

Como pode-se notar na Tabela 9, a presença de não-linearidade, na relação entre desigualdade e crescimento, não foi rejeitada em todas as regressões, dado os coeficientes negativos da Variável de Desigualdade e positivos da Variável de

Interação. Desse modo, encontraram-se evidências que sugerem um efeito positivo da desigualdade no crescimento diante de um PIB *per capita* elevado. Já o impacto quando o PIB *per capita* é baixo, mostrou efeito contrário, com evidências similares as de Barro (2000; 2008) e Voitchovsky (2005). Os resultados foram significantes estatisticamente quando a desigualdade foi mensurada pelo Gini de Renda, L de Theil e Taxa de Extrema Pobreza.

TABELA 9: COEFICIENTES DAS VARIÁVEIS DE DESIGUALDADE (RESUMO TABELA 8)

Variável	Gini	L-Theil	Pobreza	Extr. Pobreza	10% Ricos/40% Pobres
Desigualdade	-5,075***	-2,988*	-0,022	0,011*	-0,002
Interação	0,678***	0,359*	0,003	-0,00003*	0,000009

Fonte: Elaboração Própria.

A Taxa de Extrema Pobreza apresentou coeficiente positivo, enquanto sua Variável de Interação exibiu valor negativo. Os sinais contrários às demais medidas conflui com a hipótese de Attanasio e Binelli (2003) e Bourguignon (1981) de que, dado um cenário de extrema pobreza (entendida como um baixo nível de renda individual) a desigualdade exerce efeito positivo no crescimento. A concentração de renda, nesse ambiente, configura-se como condição suficiente para a acumulação de capital, físico e humano. À medida que a renda agregada se eleva verifica-se o efeito da incompletude dos mercados de crédito (Variável de Interação negativa).

Acompanhando a metodologia proposta por Bond, Hoeffler e Temple (2001), na qual os autores arguem que pode-se identificar se um estimador é consistente observando se os coeficientes de β_1 encontram-se no intervalo entre os valores resultantes das estimações por MQO e Efeitos-Fixos, nota-se na Tabela 10, a título de exemplificação, que na regressão que adotou-se o método *System-GMM* e o Gini de renda o $\beta_1 = -0,168797 \in (-0,234767, -0,124732)$. Na regressão com o L de Theil o $\beta_1 = -0,222484 \in (-0,230902, -0,128536)$. Os demais intervalos podem ser calculados consultando a Tabela 10.

TABELA 10: COEFICIENTES DE β_1 DOS ESTIMADORES MQO, SYSTEM-GMM, EFEITOS-FIXOS E GMM

Método	Gini	L-Theil	Pobreza	Extr. Pobreza	10% Ricos/40% Pobres
MQO	-0,12473***	-0,12854***	-0,12021***	-0,105773**	-0,10867**
System-GMM	-0,16879***	-0,22248***	-0,21169***	-0,184824**	-0,193142*
Efeito-Fixo	-0,23476***	-0,23090***	-0,23186	-0,1996***	-0,200268***
GMM	-0,34723***	-0,36032***	-0,21423***	-0,21134***	-0,20982***

Fonte: Elaboração Própria.

Bond, Hoeffler e Temple (2001, p. 7) ressaltam que se o coeficiente de β_1 , obtido pela técnica GMM, for “muito próximo ou inferior à estimativa de Efeitos-Fixos parece provável que a estimativa GMM é também enviesada para baixo, talvez devido aos instrumentos fracos”. A título de exemplificação, na regressão do Gini de Renda o $|\beta_1|$ do estimador GMM, está a uma distância de $|0,222505|$ do $|\beta_1|$ obtido na estimação por MQO. Já a distância do $|\beta_1|$ oriundo do estimador de Efeitos-Fixos é menor, sendo de $|0,11247|$. A única regressão na qual o β_1 do GMM ficou entre os do MQO e dos Efeitos-Fixos foi na de Taxa de Pobreza. No entanto, o coeficiente encontra-se mais próximo do de Efeitos-Fixos, relativo ao System-GMM.

Com o intuito de atestar a validade das variáveis instrumentais utilizadas, aplicou-se o Teste de Sargan para sobre-identificação. Os Valores-p da Estatística J na Tabela 11, sugerem que os instrumentos utilizados em todas as regressões que adotaram o System-GMM são válidos, ou seja, não rejeitou-se a hipótese nula de que os instrumentos são não-correlacionados com o termo de erro ($Cov[Z_i^+ \mu_i] = 0$). Já na técnica GMM a hipótese foi rejeitada.

TABELA 11: VALORES-P TESTE DE SARGAN SYSTEM-GMM E GMM

Método	Gini	L-Theil	Pobreza	Extr. Pobreza	10% Ricos/40% Pobres
System-GMM	0,226666	0,160055	0,112700	0,155834	0,141097
GMM	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Fonte: Elaboração Própria.

Desse modo, a estimação do β_1 pelo método System-GMM, conforme metodologia proposta por Bond, Hoeffler e Temple (2001) encontram-se no intervalo entre os resultantes do MQO e Efeitos-Fixos, como visto na Tabela 10. Pode-se

notar de forma intuitiva na Tabela 10, que conforme apontado por Durlauf, Johnson e Temple (2005) a $p \lim \hat{\beta}_{EF} < p \lim \hat{\beta}_{SYS-GMM} < p \lim \hat{\beta}_{MQO}$. E por fim, como nota-se na Tabela 11, os resultados obtidos para o Teste de Sargan de sobre-identificação sugerem que os instrumentos mostraram-se válidos em todas as regressões nas quais empregou-se o método *System-GMM*. Tais fatos sugerem que a técnica *System-GMM* mostrou-se assintoticamente não enviesada com variáveis instrumentais válidas, condições tidas como suficientes para que um estimador seja consistente, conforme apontado por Hsiao (2003). Desse modo as hipóteses acerca dos efeitos da desigualdade no crescimento foram discutidas apenas com base nos resultados obtidos por esse método e são apresentadas no tópico seguinte.

4.5 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS - MÉTODO SYSTEM-GMM

Como já dito no tópico anterior, a hipótese de não-linearidade não foi rejeitada, como exposto na Tabela 9, corroborando com as evidências encontradas por Voitchovsky (2005) e Barro (2000; 2008). Pode ser observado na Tabela 12, que a variável Esperança de Vida apresentou sinal negativo, resultado repetido em todas as demais técnicas de estimação adotadas nesse estudo, o que contraria a teoria do crescimento.

TABELA 12: COEFICIENTES DA VARIÁVEL ESPERANÇA DE VIDA (RESUMO TABELA 8)

Variável	Gini	L-Theil	Pobreza	Extr. Pobreza	10% Ricos/40% Pobres
Esperança de Vida	-0,0603***	-0,0567***	-0,0448***	-0,0303**	-0,0569***

Fonte: Elaboração Própria.

Mesmo que usualmente assumam-se que a Esperança de Vida impacte positivamente no crescimento, dado que se configura como uma *proxy* para saúde, caso admita-se a hipótese da instabilidade social, o efeito tende a possuir sinal contrário. Isso pode ser decorrente do fato da violência, resultante da falta de

estabilidade social, aumentar os gastos com saúde e segurança, elevando o custo de vida geral dos indivíduos, além de direcionar recursos produtivos para atenuar os efeitos decorrentes do ambiente instável, confluente com Bourguignon (2009).

Para analisar a hipótese da incompletude dos mercados de crédito e seguros, foram observados os coeficientes das variáveis, Escolaridade Média e Taxa de Analfabetismo, que constituem *proxies* para os efeitos da restrição do crédito no crescimento. Os valores dos coeficientes são apresentados na Tabela 13:

TABELA 13: COEFICIENTES DAS VARIÁVEIS, ESCOLARIDADE MÉDIA E TAXA DE ANALFABETISMO (RESUMO TABELA 8)

Variável	Gini	L-Theil	Pobreza	Extr. Pobreza	10% Ricos/40% Pobres
Escolaridade	-0,010768	0,010359	0,015519*	0,007878	0,013517
Analfabetismo	-0,02042***	-0,02151***	-0,00662*	-0,003328	-0,014882***

Fonte: Elaboração Própria.

Nota-se na Tabela 13 que, a Taxa de Analfabetismo exerce efeito negativo, não rejeitando a hipótese da incompletude dos mercados. Conclui-se que os indivíduos que não possuem a qualificação tida como mínima, têm o seu potencial produtivo subutilizado, mitigando as taxas de crescimento como apontado por Carneiro e Heckman (2002), Piketty (1992; 1997) e Aghion e Bolton (1992; 1997).

A hipótese da economia política foi testada pelas variáveis Receitas Públicas, Gastos Públicos, Investimentos Públicos e Gastos Públicos com Educação, os valores são apresentados na Tabela 14. Dado o Teorema do Eleitor Mediano, a desigualdade implica em maior demanda por políticas redistributivas, desestimulando poupança, investimento e trabalho. Essa hipótese não foi rejeitada, dado o efeito negativo dos Gastos Públicos o que corrobora com Alesina e Giuliano (2009), Alesina e Rodrik (1994) e Persson e Tabellini (1994). O sinal positivo das Receitas Públicas pode advir de sua correlação positiva com o crescimento, ou seja, à medida que a o PIB cresce maior é o montante arrecadado pelos impostos. Desse

modo, as evidências obtidas contradizem a ideia de que a redução da desigualdade por meio de políticas redistributivas é a característica que permite o Brasil crescer à medida que reduz a desigualdade.

TABELA 14: COEFICIENTES DAS VARIÁVEIS DE RECEITAS, GASTOS, INVESTIMENTOS E GASTOS COM EDUCAÇÃO DOS GOVERNOS ESTADUAIS (RESUMO TABELA 8)

Variável	Gini	L-Theil	Pobreza	Extr. Pobreza	10% Ricos/40% Pobres
Receitas Públicas	2,4275***	2,5542***	1,186**	1,3999**	0,8119
Gastos Públicos	-1,6475*	-2,1894***	-1,4592***	-1,8763***	-1,3161**
Invest. Públicos	-0,4204	-0,9561	-0,5920	-0,6448	-0,2761
Educação Pública	-1,6198	-2,8184**	-1,8144	-2,9873**	-2,6235

Fonte: Elaboração Própria.

Por fim, nesse trabalho visou-se controlar dois efeitos com a inclusão do Grau de Abertura Econômica. Primeiro o de que sociedades com baixa estabilidade social possuem menor capacidade de resposta a choques internacionais. Segundo, dado os influxos de investimentos internacionais, os agentes econômicos passam a ter acesso à tecnologia de ponta. Como nota-se na Tabela 17, os coeficientes obtidos nas regressões com o L de Theil, Extrema Pobreza e (10% Ricos)/(40% Pobres) são positivos, corroborando com as evidências de Barro (2008) e Barro e Sala-i-Martin (1995) de que maior abertura econômica é benéfica ao crescimento.

TABELA 15: COEFICIENTES DA VARIÁVEL GRAU DE ABERTURA ECONÔMICA (RESUMO TABELA 8)

Variável	Gini	L-Theil	Pobreza	Extr. Pobreza	10% Ricos/40% Pobres
Abertura Econômica	0,35629	0,427269*	0,248703	0,330436**	0,323839*

Fonte: Elaboração Própria.

Capítulo 5

5 CONCLUSÃO

A presente pesquisa visou identificar, de forma precisa, o efeito da desigualdade no crescimento. De maneira distinta aos demais estudos, que valem-se em sua maioria de modelos com equação reduzida, estimou-se um modelo que incluiu variáveis de controle dos principais canais, apontados pela teoria, pelos quais a desigualdade afeta o crescimento. Devido a isso, acredita-se, que o controle dos efeitos indiretos da desigualdade foi efetuado com maior acuidade.

Partiu-se da premissa de que a desigualdade possui causalidade não-linear com o crescimento. Para verificar a existência de não-linearidade incluiu-se uma Variável de Interação, entre desigualdade e o Ln do PIB *per capita*, como um dos regressores. Os resultados corroboraram com os de Barro (2000; 2008) e Voitchovsky (2005), com a desigualdade exercendo efeito positivo no crescimento para níveis de PIB *per capita* mais elevados (coeficiente da Variável de Interação) e efeito negativo quando o PIB possui valores baixos (coeficiente da Variável de Desigualdade). Isso contradiz a hipótese de Bénabou (1996; 2000), Galor e Moav (2004) e Galor (2010) de que o efeito da desigualdade no crescimento possui formato de U-invertido, o que conflui com o questionamento de Dominicus, Florax e Groot (2008) a essa proposição. Os autores arguem que o contexto atual dos países em desenvolvimento é distinto do vivenciado pelos países desenvolvidos, no qual esse modelo pôde ser verificado. Isso decorre do fato dos influxos de investimentos internacionais permitirem aos indivíduos de baixa renda o acesso à tecnologia de ponta, mitigando os efeitos positivos que a desigualdade exerce na acumulação de capital físico, dado um baixo PIB *per capita*. Sendo assim a acumulação de capital

humano seria a principal engrenagem do crescimento, mesmo que os valores do PIB *per capita* não sejam elevados.

Não rejeitou-se, também, a hipótese da incompletude dos mercados de crédito, diante dos coeficientes negativos e significantes estatisticamente, da Taxa de Analfabetismo, em todas as regressões que empregaram o método System-GMM. Desse modo, as evidências sugerem que, dada a impossibilidade de se investir em educação, devido ao crédito restrito, a parcela de indivíduos sem a qualificação mínima requerida pelo mercado, mitiga as taxas de crescimento do PIB *per capita*. O argumento da economia política, dado o Teorema do Eleitor Mediano, também não foi rejeitado. Os coeficientes dos Gastos Públicos mostraram-se negativos e significantes estatisticamente, mesmo mensurando-se a desigualdade por cinco medidas distintas. Assim, as evidências sugerem que a pressão exercida pela sociedade por mais políticas redistributivas, como forma de atenuar os efeitos da distinção de renda, implicam em um impacto negativo na taxa de crescimento. Isso contraria o argumento de que a política redistributiva brasileira é a característica distintiva nacional que permitiu ao país crescer e reduzir a desigualdade concomitantemente. Essa dinâmica parece advir do fato que a desigualdade exerce efeitos negativos, diretos e indiretos, no crescimento com magnitude superior ao exercido pelas políticas redistributivas.

A análise em um único país junto a um modelo que incluiu variáveis de controle dos principais canais pelos quais a desigualdade pode afetar o crescimento mostrou-se eficiente diante do ponto ressaltado por Voitchovsky (2005) de que a técnica econométrica pode influenciar o sinal do resultado obtido. Tanto as técnicas que valem-se mais da variação das séries temporais (tendem a indicar efeito positivo da desigualdade), quanto os métodos que utilizam mais os dados *cross-section*

(tendem a indicar efeito negativo), apresentaram os mesmo sinais, apenas com diferença na magnitude do efeito. Foi possível, então, após estimar-se por quatro técnicas econométricas distintas, tecer considerações acerca dos estimadores. Corroborando com a literatura (BOND; HOEFFLER; TEMPLE, 2001; DURLAUF; JOHNSON; TEMPLE, 2005), ao analisar os coeficientes do termo auto-regressivo, o método MQO em Painel com AR(1) apresentou viés para cima (NERLOVE, 1967; TROGNON, 1978; HSIAO, 2003). A técnica dos Efeitos-Fixos mostrou-se enviesada para baixo (NERLOVE, 1971; NICKELL, 1981; ANDERSON; HSIAO, 1982). Já no estimador GMM, devido à fraca instrumentalização, obteve-se resultado próximo ao dos Efeitos-Fixos. Por fim, a estimação por System-GMM, de forma intuitiva, apresentou evidências de os critérios de consistências de (17) e do Teste de Sargan para de sobre-identificação, foram atendidos.

Admitindo-se a validade das premissas sobre a interação entre desigualdade, fertilidade e educação, tem-se um fato interessante para o caso brasileiro, que se sugere explorar-se em estudos futuros. Dado que os agentes econômicos com baixa renda possuem incentivos ao aumento do número de filhos, como forma alternativa para elevar a renda familiar, tem-se um efeito negativo no crescimento devido ao baixo acúmulo de capital humano (PEROTTI, 1996). Diante disso, as políticas redistributivas brasileiras podem ocasionar um incentivo adicional a esse movimento. Pelo fato de programas como o Bolsa Escola condicionarem à assistência a frequência das crianças na escola, tem-se um desincentivo as famílias com baixa renda a buscarem qualificação fora da rede pública. Os coeficientes dos Gastos Públicos com Educação, na estimação pelo *System-GMM*, para o L de Theil (-2,818**) e para a Taxa de Pobreza Extrema (-2,987**), mostram evidências que sugerem tal possibilidade.

REFERÊNCIAS

- AGHION, P.; BOLTON, P. Distribution and Growth in Models of Imperfect Capital Markets. **European Economic Review**, v.36, n. 2-3. P. 603-611, 1992.
- AGHION, P.; BOLTON, P. A Theory of Trickle-Down Growth and Development. **Review of Economic Studies**, v. 64, n. 2, p. 151-172, 1997.
- AGHION, P.; CAROLI, E.; GARCÍA-PEÑALOSA, C. Inequality and Economic Growth: The Perspective of the New Growth Theories. **Journal of Economic Literature**, v. 37, n. 4, p. 1615-1660, 1999.
- AHLUWALIA, M. Inequality, Poverty and Development. **Journal of Development Economics**, v. 6, n. 4, p. 307-342, 1976.
- ALESINA, A.; GIULIANO, P. Preferences for Redistribution. **NBER Working Paper No. 14825**, 2009.
- ALESINA, A.; PEROTTI, R. Income Distribution, Political Instability, and Investment. **European Economic Review**, v. 40, n. 6, p. 1203-1228, 1996.
- ALESINA, A.; RODRIK, D. Distributive Politics and Economic Growth, **Quarterly Journal of Economics**, v. 109, n. 2, p. 65-90, 1994.
- ANDERSON, T. W.; HSIAO, C. Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data. **Journal of Econometrics**, v. 18, n. 1, p. 47-82, 1982.
- APESAR de redução, Brasil mantém maior desigualdade entre Brics, diz OCDE. **BBC Brasil**, Brasília, 05 de dez. 2011. Disponível em: <<http://agenciabrasil.ebc.com.br/noticia/2011-12-05/apesar-de-reducao-brasil-mantem-maior-desigualdade-entre-brics-diz-ocde>>. Acesso em: 11 maio 2012.
- ARELLANO, M.; BOND, S. R. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. **Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p.277-297, 1991.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models. **Journal of Econometrics**, v. 68, n. 1, p. 29-52. 1995.
- ATKINSON, A.; BRANDOLINI, A. Promise and Pitfalls in the Use of “Secondary” Data-Sets: Income Inequality in OECD Countries as a Case Study. **Journal of Economic Literature**, v. 39, n. 3, p. 771-799, 2001.
- ATKINSON, A.; BRANDOLINI, A. On Data: A Case Study Of The Evolution Of Income Inequality Across Time And Across Countries. **Cambridge Journal of Economics**, v. 33, n. 3, p. 381-404, 2009.
- ATTANASIO, O.; BINELLI, C. Inequality, Growth and Redistributive Policies. In: Conference on Poverty, Inequalities and Growth: What’s at Stake for Development Aid? **Afd/EUDN**, Paris, 2003.
- BANERJEE, A.; NEWMAN, A. F. Risk Bearing and the Theory of Income Distribution. **Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 211-235, 1991.
- BANERJEE, A.; NEWMAN, A. F. Occupational Choice and the Process of Development. **Journal of Political Economy**, v. 101, n. 2, p. 274-298, 1993.

- BANERJEE, A.; DUFLO, E. Inequality and Growth: What Can the Data Say? **Journal of Economic Growth**, v. 8, n. 3, p. 267-299, 2003.
- BARRO, R. J. Inequality and Growth in a Panel of Countries. **Journal of Economic Growth**, v. 5, n. 1, p. 5-32, 2000.
- BARRO, R. J. Inequality and Growth Revisited. **Asian Development Bank, Working Papers on Regional Economic Integration No. 11**, 2008.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. **Economic Growth**. New York: McGraw-Hill, 1995.
- BÉNABOU, R. Inequality and Growth. NBER Chapters, in: **NBER Macroeconomics Annual**, v. 11, p. 11–74, 1996.
- BÉNABOU, R. Unequal Societies: Income Distribution and the Social Contract. **American Economic Review**, v. 90, n. 1, p. 96-129, 2000.
- BIRDSALL, N.; ROSS, D.; SABOT, R. Inequality and Growth Reconsidered: Lessons from East Asia. **World Bank Economic Review**, v. 9, n. 3, p. 477-508, 1995.
- BLACK, D. On the Rationale of Group Decision Making. **Journal of Political Economy, Chicago**, v. 56, n. 1, p. 23-34, 1948.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. **Journal of Econometrics**, v. 87, n.1, p. 115–43, 1998.
- BOND, S. R.; HOEFFLER, A.; TEMPLE, J. GMM Estimation of Empirical Growth Models. **Economics Papers: 2001-W21 Economics Group, Nuffield College, University of Oxford**, p. 35, 2001.
- BOURGUIGNON, F. J. Pareto Superiority of Unegalitarian Equilibria in Stiglitz's Model of Wealth Distribution with Convex Saving Function. **Econometrica**, v. 49, n. 6, p. 1469-75, 1981.
- BOURGUIGNON, F. J. Crime as a Social Cost of Poverty and Inequality: A Review Focusing On Developing Countries. **Revista Desarrollo Y Sociedad**, v. 44, n. 1, p. 61-100, 2009.
- BOURGUIGNON, F. J. The Poverty-Growth-Inequality Triangle. **Paper presented at the Indian Council for Research on International Economic Relations**, New Delhi, 2004.
- BOWEN, H. R. The Interpretation of Voting in the Allocation of Economic Resources. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 58, n. 1, p. 27-48, 1943.
- BROCK, W. A.; DURLAUF, S. N. Growth Empirics and Reality. **World Bank Economic Review**, v. 15, n. 2, p. 229-272, 2001.
- BRUNNER, E. J.; ROSS, S. L. Is the Median Voter Decisive? Evidence from Referenda Voting Patterns. **Journal of Public Economics**, v. 94, n. 11-12, p. 898-910, 2010.
- BUN, M. J.G.; KLEIBERGENY, F. GMM based inference for panel data models. In: **2nd Amsterdam-Bonn Workshop in Econometrics**, 2010.
- CARNEIRO, P.; HECKMAN, J. The evidence on credit constraints in post-secondary schooling. **The Economic Journal**, v. 112, n. 482, p. 705–734, 2002.

- CASTELLÓ-CLIMENT, A. Inequality and Growth in Advanced Economies – An Empirical Investigation. **Journal of Economic Inequality**, v. 8, n. 3, p. 293-321, 2010.
- CHEN, B.-L. An inverted-U Relationship between Inequality and Long-Run Growth. **Economics Letters**, v. 78, n. 2, p. 205–212, 2003.
- CLARKE, G. R. G. More Evidence on Income Distribution and Growth. **Journal of Development Economics**, v. 47, p. 403–27, 1995.
- DEININGER, K.; OKIDI, J. Growth and Poverty Reduction in Uganda 1999-2000: Panel Data Evidence. **Development Policy Review**, v. 21, n. 4, p. 481-509, 2003.
- DEININGER, K.; SQUIRE, L. A New Data Set Measuring Income Inequality. **World Bank Economic Review**, v.10, n. 3, p. 563–591, 1996.
- DEININGER, K.; SQUIRE, L. A New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth. **Journal of Development Economics**, v. 57, n. 2, p. 259-287, 1998.
- DOMINICIS, L. de; FLORAX, R. J. G. M.; GROOT, H. L. F. de. A Meta-Analysis on the Relationship between Income Inequality and Economic Growth. **Scottish Journal of Political Economy**, v. 55, n. 5, p. 654-682, 2008.
- DURLAUF, S. N., JOHNSON, P. A., TEMPLE, J. R.W. Growth Econometrics, **Handbook of Economic Growth**, in: AGHION, P.; DURLAUF, S. N. (eds.), *Handbook of Economic Growth*, ed. 1, v. 1, p. 555-677, 2005.
- EHRHART, C. The Effects of Inequality on Growth: A Survey of the Theoretical and Empirical Literature. **Working Papers 107, ECINEQ, Society for the Study of Economic Inequality**, 2009.
- FAJNZYLBER, P.; LEDERMAN, D.; LOAYZA, N. What Causes Violent Crime? **European Economic Review**, v. 46, n.7, p. 1323-1357, 2002a.
- FAJNZYLBER, P.; LEDERMAN, D.; LOAYZA, N. Inequality and Violent Crime. **Journal of Law and Economics**, v. 45, n. 1, p. 1-40, 2002b.
- FIELDS, G. **Distribution and Development: a New Look at the Developing World**, Cambridge: MIT Press, 2001.
- FIELDING, D; TORRES, S. A Simultaneous Equation Model of Economic Development and Income Inequality. **Journal of Economic Inequality**, v. 4, n. 3, p. 279-301, 2005.
- FILHO, N. M. Educação, Bolsa Família e desigualdade. **Valor Econômico**, São Paulo, 20 de jan. 2012. Disponível em: <<http://www.valor.com.br/opiniao/2492806/educacao-bolsa-familia-e-desigualdade>>. Acesso em: 11 maio 2012.
- FISHLOW, A. Inequality, Poverty and Growth: Where Do We Stand? In: BRUNO, M.; PLESKOVIC, B. (eds.) **Annual World Bank Conference on Development Economics**: 25-39, 1996.
- FLECK, I. Para Nobel de Economia, Brasil é Exemplo para China e Índia. **Folha UOL**, São Paulo, 26 de abr. 2012. Disponível em: <<http://www1.folha.uol.com.br/fsp/mundo/39157-para-nobel-de-economia-brasil-e-um-exemplo-para-china-e-india.shtml>>. Acesso em: 11 maio 2012.

- FORBES, K. A Reassessment of Relationship Between Inequality and Growth, **American Economic Review**, v. 90, n. 4, p. 869–87, 2000.
- GALOR, O. The Demographic Transition: Causes and Consequences. **Journal of Historical Economics and Econometric History**, v. 6, n. 1, p. 1-28, 2012.
- GALOR, O. The 2008 Lawrence R. Klein Lecture-Comparative Economic Development: Insights from Unified Growth Theory. **International Economic Review**, v. 51, n. 1, p. 1-44, 02, 2010.
- GALOR, O.; MOAV, O. From Physical to Human Capital Accumulation: Inequality and the Process of Development. **Review of Economic Studies**, v. 71, n. 1, p. 1001-1026, 2004.
- GALOR, O.; TSIDDON, Daniel. Technological Progress, Mobility, and Economic Growth. **American Economic Review**, v. 87, n. 3, p. 363-382, 1997.
- GALOR, O.; ZEIRA, J. Income Distribution and Macroeconomics. **Review of Economic Studies**, v. 60, n. 1, p. 35-52 1993.
- GREGORIO, J. DE; LEE, J-W. Growth and Adjustment in East Asia and Latin America. **Economia**, v. 5, n. 1, p. 69–134, 2004.
- GRIFFIN, K.; ICKOWITZ, A. The Distribution of Wealth and P(e)ace of Development. **UNDP, Working Paper Series, No 3**, 1997.
- GUPTA, D.K. **The Economics of Political Violence**: The Effect of Political Instability on Economic Growth. New York: Praeger Publishers, 1990.
- HOTELLING, H. Stability in Competition. **Economic Journal**, v. 39, p. 41-57, 1929.
- HSIAO, C. **Analysis of Panel Data**. 2 ed. New York: Cambridge University Press, 2003.
- IRADIAN, G. Inequality, Poverty, and Growth: Cross-Country Evidence. **International Monetary Fund (IMF) Working Paper no. WP/05/28.&**, 2005.
- ISSERLIS, L. On the value of a mean as calculated from a sample. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 81, n. 1, p. 75–81, 1918.
- JONES, C.I., **Introduction to Economic Growth**, 2 ed., New York: Norton, 2002.
- KALDOR, N. Alternative Theories of Distribution. **Review of Economic Studies**, v. 23, n. 2, p. 83-100, 1955.
- KALDOR, N. A Model of Economic Growth. **Economic Journal**, v. 67, n. 59, p. 111-624, 1957.
- KANBUR, R.; LUSTIG, N. Why Is Inequality Back on the Agenda? **Annual World Bank Conference on Development Economics, World Bank, Washington D.C., 28-30**, 1999.
- KEEFER, P.; KNACK, S. Polarization, Politics and Property Rights: Links between Inequality and Growth. **Public Choice**, v. 111, n. 1-2, p. 127-154, 2002.
- KEYNES, J. M. **The Economic Consequences of the Peace**, New York: Harcourt, Brace, and Howe: 1920.
- KNOWLES, S. Inequality and Economic Growth: The Empirical Relationship Reconsidered in the Light of Comparable Data. **Journal of Development Studies**, v. 41, n. 1, p. 135-159, 2005.

- KUZNETS, S. Economic Growth and Income Inequality. **American Economic Review**, v. 45, p. 1-28, 1955.
- LI, H.; ZOU, H. F. Income Inequality Is Not Harmful for Growth: Theory and Evidence, **Review of Development Economics**, v. 2, n. 3, p. 318-334, 1998.
- LOURY, G. Intergenerational Transfers and the Distribution of Earnings. **Econometrica**, v.49, n. 4, p. 843–867, 1981.
- LÜBKER, M. Inequality and the Demand for Redistribution – Are the Assumptions of the New Growth Theory Valid? **Socio-Economic Review**, v. 5, n. 1, p. 117-148, 2007.
- LUCAS, R. E. Jr. **Lectures on Economic Growth**. Massachusetts: Harvard University Press, 2002.
- MIRRLEES, J. A. An Exploration in the Theory of Optimum Income Taxation. **Review of Economic Studies**, v. 38, n. 114, p. 175-208, 1971.
- NAHUIS, R.; GROOT, H. L. F. de. Rising Skill Premia: You Ain't Seen Nothing Yet? **CPB Discussion Paper**, no. 20, 2003.
- NERLOVE, M. Experimental Evidence on the Estimation of Dynamic Economic Relations from a Time Series of Cross Sections. **Economic Studies Quarterly**, v. 18, n. 1, p. 42–74, 1967.
- NERLOVE, M. Further Evidence on the Estimation of Dynamic Economic Relations from a Time Series of Cross Sections. **Econometrica**, v. 39, n. 2, p. 359–82, 1971.
- NERLOVE, M. Properties of Alternative Estimators of Dynamic Panel Models: An Empirical Analysis of Cross-Country Data for the Study of Economic Growth In: **Analysis of Panels and Limited Dependent Variable Models**: In: Honour of G. S. Maddala, HSIAO; C. (ed), Cambridge: Cambridge University Press, 1999.
- NERLOVE, M. Growth Rate Convergence, Fact or Artifact? An Essay on Panel Data Econometrics. In: **Panel Data Econometrics: Future Directions**: Papers in Honour of Professor Pietro Balestra, RONCHETTI, E. (ed), Amsterdam: North-Holland, 2000.
- NICKELL, S. Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. **Econometrica**, v. 49, n. 6, p. 1399–1416, 1981.
- PANIZZA, U. Income Inequality and Economic Growth: Evidence from American Data. **Journal of Economic Growth**, v. 7, n. 1, p. 25-41, 2002.
- PEROTTI, R. Income Distribution, Politics, and Growth. **American Economic Review**, v. 82, n. 2, p. 311-16, 1992.
- PEROTTI, R. Growth, Income Distribution, and Democracy: What the Data Say, **Journal of Economic Growth**, v. 1, n. 2, p. 149-187, 1996.
- PERSSON, T.; TABELLINI, G. Is Inequality Harmful for Growth? **American Economic Review**, v. 84, n. 3, p. 600-621, 1994.
- PIKETTY, T. Imperfect Capital Markets and the Persistence of Initial Wealth Inequalities. **London School of Economics Suntory Toyota Centre for Economics and Related Disciplines Working Paper No. TE/92/255**, 1992.
- PIKETTY, T. The Dynamics of the Wealth Distribution and the Interest Rate with Credit Rationing. **Review of Economic Studies**, v. 64, n. 2, p. 173-189, 1997.

POBREZA - taxa de extrema pobreza. **IPEA**, Rio de Janeiro, disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>> Acesso em: dez. de 2011a.

POBREZA - taxa de pobreza. **IPEA**, Rio de Janeiro, disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>> Acesso em: dez. de 2011b.

RAO, C. R. **Linear Statistical Inference and Its Applications**. 2 ed. New York: Wiley, 1973.

RENDA - desigualdade - coeficiente de Gini. **IPEA**, Rio de Janeiro, disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>> Acesso em: dez. de 2011a.

RENDA - desigualdade - índice de Theil. **IPEA**, Rio de Janeiro, disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>> Acesso em: dez. de 2011b.

RENDA - razão entre a dos 10% mais ricos e a dos 40% mais pobres. **IPEA**, Rio de Janeiro, disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>> Acesso em: dez. de 2011c.

RODRIK, D. Globalization, Social Conflict and Economic Growth. **The World Economy**, v. 21, n. 2, p. 143-158, 1998.

RODRIK, D. Where did All the Growth Go? External Shocks, Social Conflict and Growth Collapses. **Journal of Economic Growth**, v. 4, n. 4, p. 385-412, 1999.

ROODMAN, D. M. A Note on the Theme of Too Many Instruments. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 71, n. 1, p. 135-158, 2009.

SCHIPPER, Y.; HOOGEVEEN, J. G. Which inequality matters? Growth Evidence Based on Small Area Welfare Estimates in Uganda. **World Bank Policy Research Working Paper no. 3592**, 2005.

SIERMINSKA, E.; BRANDOLINI, A.; SMEEDING, T. The Luxembourg Wealth Study – A Cross-Country Comparable Database for Household Wealth Research. **Journal of Economic Inequality**, v. 4, n. 3, p. 375-383, 2006.

STERN, N. The Determinants of Growth. **Economic Journal**, v. 101, n. 404, p. 122-133, 1991.

TEMPLE, J. The New Growth Evidence. **Journal of Economic Literature**, v. 37, n. 1, p. 112-156, 1999.

TOW, C. BOC's Macklem: Brazil Shows the Way on Growth, Lower Inequality. **Market News International Ottawa**, Ottawa, 28 de mar. 2012. Disponível em: <<https://mninews.deutsche-boerse.com/content/bocs-macklem-brazil-shows-way-growthlower-inequality>>. Acesso em: 11 maio 2012.

TROGNON, A. Miscellaneous Asymptotic Properties of Ordinary Least Squares and Maximum Likelihood Estimators in Dynamic Error Components Models. **Annales de L'INSEE**, v. 30-1, n. 30-31, p. 631–657, 1978.

VOITCHOVSKY, S. Does the Profile of Income Inequality Matter For Economic Growth? Distinguishing Between the Effects of Inequality in Different Parts of the Income Distribution. **Journal of Economic Growth**, v. 10, n. 3, p. 273–96, 2005.

ZHU, D. Inequality, Credit Market Imperfection, Segmentation and Economic Growth. **CentER Discussion Paper** no. 2001–58, 2001.

APÊNDICE A - FONTE DE DADOS SECUNDÁRIOS

Foram utilizados dados provenientes de pesquisas domiciliares, seguindo os critérios de “alta qualidade” propostos por Deininger e Squire (1996; 1998). Os dados referentes ao PIB e PIB *per capita* estadual, para o período de 1994 a 2009, foram coletados na base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA). Os valores estão em Reais constante em valores de 2000 (ano-base 2000) e tiveram como fonte o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

As séries históricas de Desigualdade (Coeficiente de Desigualdade de Renda de Gini; Índice de Desigualdade de Renda L de Theil; Taxa de Pobreza; Taxa de Extrema Pobreza; Razão da Renda dos 10% mais Ricos pelos 40% mais Pobres) para o período entre 1995 até 2009, exceto 2000, foram coletadas no IPEADATA. Os dados de 2000 foram obtidos por meio do software Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil – versão 1.0.0 do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD). Os mesmos foram elaborados em parceria com o IPEA que define o software como “um banco de dados eletrônico” com “informações socioeconômicas relevantes dos 5.507 municípios brasileiros e das 27 Unidades da Federação” tendo como fonte os “microdados dos censos de 1991 e de 2000”.

A Taxa de Homicídios por 100.000 Habitantes, obtida no IPEADATA, é a “divisão do grupo populacional multiplicado por 100.000 pela população de referência” a partir do Banco de dados do Sistema Único de Saúde (SIM-DATASUS). Para 1995 as informações são do CID9, a partir de 1996 são do CID10.

As séries históricas Média de Anos de Estudos da População com mais de 25 Anos de Idade, para o período de 1995 até 2007, exceto 2000, foram obtidas no IPEADATA. Para 2000 utilizou-se o software Sistema Nacional de Informações de

Gênero (SNIG), desenvolvido pelo IBGE (CENSO 2000) e a Secretaria Especial de Política para as Mulheres. Os dados de 2008 e 2009 foram coletados com base na Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios (PNAD) realizada pelo IBGE.

A Taxa de Analfabetismo, Taxa de Fertilidade e Esperança de Vida ao Nascer foram coletadas na base de dados do DATASUS tendo como fonte o “Sistema de Nascidos Vivos – SINASC, com projeções elaboradas pelo IBGE e uma combinação das duas fontes citadas anteriormente – MIX”.

Os dados das Exportações e Importações foram coletados através de análise das Balanças Comerciais estaduais, disponíveis no banco de dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC). Os valores em Dólar foram convertidos para Reais pela média da cotação de venda do ano de referência, obtidas no IPEA e deflacionados para Reais, ano-base 2000, pelo Deflator de Transformação do PIB Implícito com Índice Encadeado (média 1980 = 100) do IPEA.

Os dados estaduais de Receitas Públicas, Gastos Públicos, Investimentos Públicos e Gastos Públicos com Educação foram obtidos na base de dados da Secretaria do Tesouro Nacional (STN). Os valores foram deflacionados para Reais, ano-base 2000, pelo Deflator do IPEA.

APÊNDICE B - DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS ADOTADAS NO ESTUDO

1 TAXA DE CRESCIMENTO DO PIB *PER CAPITA* (TAXA DE CRESCIMENTO)

A Taxa de Crescimento é comumente utilizada na literatura para mensurar o crescimento econômico de países, estados e regiões (BARRO; SALA-I-MARTIN, 1995; DEININGER; SQUIRE, 1996; 1998; DOMINICIS; FLORAX; GROOT, 2008). A Taxa de Crescimento foi mensurada conforme metodologia proposta por Jones (2002):

$$\text{Taxa de Crescimento} = \frac{\text{PIB}_t - \text{PIB}_{t-1}}{\text{PIB}_{t-1}} \quad (19)$$

onde PIB_t é o valor do PIB *per capita* no ano referência; PIB_{t-1} é o valor do PIB *per capita* no ano anterior.

2 VARIÁVEIS DE DESIGUALDADE

2.1 COEFICIENTE DE DESIGUALDADE DE RENDA DE GINI (GINI DE RENDA)

O Gini de Renda é a *proxy* mais utilizada na literatura para mensurar o efeito da desigualdade no crescimento econômico de países, estados e regiões (DOMINICIS; FLORAX; GROOT, 2008). O IPEA define a variável como uma mediada do:

grau de desigualdade na distribuição da renda domiciliar per capita entre os indivíduos. Seu valor pode variar teoricamente desde 0, quando não há desigualdade (as rendas de todos os indivíduos têm o mesmo valor), até 1, quando a desigualdade é máxima (apenas um indivíduo detém toda a renda da sociedade e a renda de todos os outros indivíduos é nula) (RENDA..., 2011a).

2.2 ÍNDICE DE DESIGUALDADE DE RENDA L DE THEIL (L DE THEIL)

O L de Theil foi utilizado como medida alternativa de desigualdade para verificar a sensibilidade do efeito da desigualdade no crescimento quando altera-se a forma de mensuração dessa variável (CLARKE, 1995; PANIZZA, 2002) assim como as demais 3 *proxies* descritas. O IPEA define a variável como uma mediada do:

grau de desigualdade na distribuição da renda domiciliar per capita entre os indivíduos. É o logaritmo da razão entre as médias aritmética e geométrica das rendas individuais, sendo nulo quando não existir desigualdade de renda entre os indivíduos e tendente ao infinito quando a desigualdade tender ao máximo (RENDA..., 2011b).

2.3 TAXA DE POBREZA (TAXA DE POBREZA)

Segundo o IPEA a Taxa de Pobreza corresponde ao:

percentual de pessoas na população total com renda domiciliar per capita inferior à linha de pobreza. A linha de pobreza aqui considerada é o dobro da linha de extrema pobreza, uma estimativa do valor de uma cesta de alimentos com o mínimo de calorias necessárias para suprir adequadamente uma pessoa, com base em recomendações da FAO (Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura) e da OMS (Organização Mundial de Saúde). São estimados diferentes valores para 24 regiões do país (POBREZA..., 2011b).

2.4 TAXA DE EXTREMA POBREZA (TAXA DE EXTREMA POBREZA)

O IPEA conceitua a Taxa de Extrema Pobreza como o:

percentual de pessoas na população total com renda domiciliar per capita inferior à linha de extrema pobreza (ou indigência, ou miséria). A linha de extrema pobreza aqui considerada é uma estimativa do valor de uma cesta de alimentos com o mínimo de calorias necessárias para suprir adequadamente uma pessoa, com base em recomendações da FAO e da OMS. São estimados diferentes valores para 24 regiões do país (POBREZA..., 2011a).

2.5 RAZÃO DA RENDA DOS 10% MAIS RICOS PELOS 40% MAIS POBRES (10% RICOS)/(40% POBRES)

Conforme o IPEA (10% Ricos)/(40% Pobres) é:

uma medida do grau de desigualdade existente na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar per capita. Compara a renda média dos indivíduos pertencentes ao décimo mais rico da distribuição com a renda média dos indivíduos pertencentes aos quatro décimos mais pobres da mesma distribuição (RENDA..., 2011c).

3 VARIÁVEL DE DESIGUALDADE MULTIPLICANDO O LOGARITMO NEPERIANO DO PIB CONSTANTE *PER CAPITA* (VARIÁVEL DE INTERAÇÃO)

Seguindo a abordagem proposta por Barro (2000; 2008) essa variável buscou captar o efeito não-linear da desigualdade no crescimento. Ela consiste no produto do Ln do PIB per capita e a Variável de Desigualdade. “Um coeficiente positivo na Variável de Interação, indica que o impacto da desigualdade é mais negativo”, dado baixos níveis de PIB per capita. “Esse efeito atenua-se com o aumento do PIB” até o ponto em que o “efeito estimado da desigualdade torna-se positivo” (BARRO, 2008, p. 7). Esperou-se encontrar um sinal contrário ao da variável de desigualdade, (BARRO, 2008; VOITCHOVSKY, 2005).

4 TAXA DE CRESCIMENTO DO PIB *PER CAPITA* DEFASADA EM 1 ANO {TAXA DE CRESCIMENTO DO PIB(-1)}

Por tratar-se de uma análise em painel dinâmico, demandou-se a inclusão do variável independente defasada como termo auto-regressivo.

5 TAXA DE HOMICÍDIOS POR 100.000 HABITANTES (TAXA DE HOMICÍDIOS)

Um indicador usualmente utilizado para mensurar a instabilidade social é a violência, adotando-se como *proxy* a taxa de homicídios por cem mil habitantes. Para confirmar a hipótese da instabilidade social esperou-se um sinal negativo nos coeficientes (ALESINA; PEROTTI 1996; RODRIK, 1999; BOURGUIGNON, 2009).

6 MÉDIA DE ANOS DE ESTUDOS DA POPULAÇÃO COM MAIS DE 25 ANOS (ESCOLARIDADE MÉDIA)

O capital humano é tido como um determinante do crescimento econômico de países, estados e regiões. Nesse trabalho buscou-se controlar os efeitos indicados pela hipótese dos mercados de crédito imperfeitos, sendo a Escolaridade Média uma *proxy* amplamente utilizada. Esperou-se coeficiente positivo nessa variável (ROMER, 1986; BARRO; SALA-I-MARTIN, 1995; LUCAS, 2002).

7 TAXA DE ANALFABETISMO (TAXA DE ANALFABETISMO)

Com o intuito de testar os efeitos negativos da restrição de crédito na acumulação de capital humano, que tem como *proxy* os níveis de escolaridade, foi incluso no modelo a Taxa de Analfabetismo. Esperou-se sinal negativo nos coeficientes dessa variável (AGHION; BOLTON, 1992; 1997; PIKETTY, 1992; 1997).

8 LOGARITMO NEPERIANO DA TAXA DE FERTILIDADE (LN DA TAXA DE FERTILIDADE)

A variável explanatória Ln da Taxa de Fertilidade segue a metodologia proposta por Barro e Sala-I-Martin (1995). Buscou-se verificar a interação entre

fertilidade e desigualdade, e seus impactos negativos no crescimento, esperando-se sinal negativo nos coeficientes (PEROTTI, 1996).

9 TAXA DE ESPERANÇA DE VIDA AO NASCER (ESPERANÇA DE VIDA)

A variável independente Esperança de Vida foi utilizada como *proxy* para saúde baseada em Barro e Sala-I-Martin (1995). Mesmo que usualmente apresente sinal positivo, admitiu-se a possibilidade de sinal negativo, dado a hipótese da instabilidade social, na qual a violência elevada aumenta os gastos com saúde e segurança, elevando o custo de vida geral e direcionando recursos produtivos para atenuar os efeitos decorrentes do ambiente instável (BOURGUIGNON, 2009).

10 GRAU DE ABERTURA ECONÔMICA (GRAU DE ABERTURA ECONÔMICA)

O Grau de Abertura Econômica é apontado por Barro e Sala-I-Martin (1995) como uma variável explanatória do crescimento, possuindo efeito positivo, contudo estatisticamente insignificante. No entanto, Barro (2008) analisando o efeito da desigualdade no crescimento observou efeito positivo com significância estatística. A variável foi calculada como:

$$\text{Grau de Abertura Econômica} = \frac{X+I}{\text{PIB}} \quad (20)$$

onde X são as exportações; Y são as importações.; PIB é o PIB total constante.

Esse trabalho buscou, também, verificar o questionamento de Dominicus, Florax e Groot (2008) ao efeito não-linear da desigualdade no crescimento proposto por Galor (2010) e Galor e Moav (2004). Os autores argumentam que o contexto atual dos países em desenvolvimento é distinto do vivenciado pelos países

desenvolvidos, no qual o modelo proposto por Galor (2010) e Galor e Moav (2004) pode verificar-se. Isso decorre do fato dos influxos de investimentos internacionais permitirem aos indivíduos de baixa renda acesso à tecnologia de ponta, mitigando os efeitos positivos que a desigualdade exerce na acumulação de capital físico em um contexto de baixo PIB *per capita*. Sendo assim, a acumulação de capital humano seria a principal engrenagem do crescimento, mesmo diante de um baixo PIB *per capita*. Outro aspecto ressaltado por Rodrik (1998; 1999) e corroborada por Panizza (2002), acerca da instabilidade social, é que países com baixa estabilidade possuem menor capacidade em responder a choques internacionais.

11 RAZÃO DAS RECEITAS PÚBLICAS ESTADUAIS PELO PIB DOS ESTADOS (RECEITAS PÚBLICAS)

A variável independente, Receitas Públicas, tem como base a abordagem da economia política. Esperou-se encontrar sinal positivo nos coeficientes, pois dada a correlação positiva com o crescimento, à medida que a o PIB cresce maior é o montante arrecadado pelos impostos.

12 RAZÃO DOS GASTOS PÚBLICOS ESTADUAIS PELO PIB DOS ESTADOS (GASTOS PÚBLICOS)

A variável Gastos Públicos fundamenta-se na abordagem da economia política, esperando-se sinal negativo nos seus coeficientes (ALESINA; RODRIK, 1994; PERSSON; TABELLINI, 1994; LÜBKER, 2007; ALESINA; GIULIANO, 2009).

Barro e Sala-I-Martin (1995) sugerem que deduzam-se os gastos com defesa e educação, pois tais despesas não seriam categorizadas como consumo público. Nesse trabalho foram deduzidos os gastos com educação e investimento, pois tais

variáveis foram avaliadas separadamente. Contudo mantiveram-se os gastos com defesa e segurança, em consonância com a hipótese da instabilidade social. Fajnzylber et al. (1998; 2002a; 2002b) arguem que há uma elevação nos custos de oportunidade públicos e privados, oriundo da alta violência. Bourguignon (2009) complementa ao destacar que a violência aumenta os gastos com saúde e segurança, elevando o custo de vida geral da sociedade, além de direcionar recursos produtivos para atenuar os efeitos da instabilidade social.

13 RAZÃO DOS INVESTIMENTOS PÚBLICOS ESTADUAIS PELO PIB DOS ESTADOS (INVESTIMENTOS PÚBLICOS)

A variável independente Investimentos Públicos segue a metodologia proposta por Barro e Sala-i-Martin (1995) e Barro (2000; 2008). Esperou-se efeito positivo, pois políticas redistributivas adotadas de forma não distorcionária elevam a produtividade média dos investimentos, o que implica em um aumento da taxa de crescimento, por originar oportunidades de investimentos que aceleram o crescimento (BARRO, 2000; BOURGUIGNON, 2002).

14 RAZÃO DOS GASTOS PÚBLICOS ESTADUAIS COM EDUCAÇÃO PELO PIB DOS ESTADOS (GASTOS PÚBLICOS COM EDUCAÇÃO)

A variável Gastos Públicos com Educação buscou verificar a hipótese de que, aumentos na taxa de fertilidade associados à desigualdade são nocivos ao crescimento. Os indivíduos de baixa renda optam em ter mais filhos como forma alternativa para elevar a renda familiar, dado o alto custo de investimentos em capital humano. Esperou-se efeito negativo, dado o aumento da demanda por educação pública (PEROTTI, 1996).