

FUCAPE WORKING PAPERS

**O Efeito da desigualdade da distribuição de renda no
crescimento econômico**

Poliano Bastos da Cruz (FUCAPE Business School)
Arlton Teixeira (FUCAPE Business School)

No.37 / (Novembro) 2012

O EFEITO DA DESIGUALDADE DA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA NO CRESCIMENTO ECONÔMICO

Poliano Bastos da Cruz¹.
Arlton Teixeira².

RESUMO

Esta pesquisa buscou identificar o 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*. Foram empregados quatro métodos econométricos distintos (MQO, Efeitos-Fixos, GMM e *System-GMM*) em um painel dinâmico, visando utilizar um estimador consistente na presença de endogeneidade advinda de variável omitida. Não se rejeitou a premissa de não-linearidade entre as variáveis, a hipótese da incompletude dos mercados de crédito e o argumento da economia política, dado o Teorema do Eleitor mediano, de que políticas redistributivas mitigam o crescimento.

PALAVRAS-CHAVE: Desigualdade. Crescimento. *System-GMM*. Painel dinâmico.

ABSTRACT

This study was aimed to identify 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 in cross-country studies. Four distinct econometric methods were used (OLS, Within-Groups, GMM and 'system' GMM) in a dynamic panel, aiming to use a consistent estimator in the presence of endogeneity caused by an omitted variable. The hypothesis of non-linearity between the variables has not been rejected, also than hypothesis of incomplete credit markets and the argument from political economy, based on the Median Voter Theorem, that redistributive policies mitigate the growth.

KEYWORDS: Inequality. Growth. 'system' GMM; Dynamic panel.

CLASSIFICAÇÃO JEL: C33; E24; E62.

¹ Mestre em Administração pela FUCEPE Business School. Email: polianobc@yahoo.com.br

² Fucepe Business School, Av Fernando Ferrari, 1358, Vitória, ES, Brasil. 29075-505. Email: arilton@fucape.br

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 a atenção de analistas no Brasil e no resto do mundo” (FILHO, 2012). Segundo pesquisa da Oxfam o Brasil é um dos países com maior eficácia na redução da desigualdade com “a saída de 12 milhões de brasileiros da pobreza absoluta entre 1999 e 2009” e com uma redução no “coeficiente de Gini, baixando de 0,52 para 0,47 no mesmo período” (BRASIL, 2012).

No Brasil as políticas de transferência de renda têm ditado a tônica das ações públicas nos últimos anos. 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 Canadá, 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] modelo para China e Índia” (FLECK, 2012).

Um estudo do CPS/FGV indica que “a diminuição da desigualdade [...] na última década no Brasil se assemelha ao movimento verificado no conjunto de todos os países”. O estudo aponta que “a comparação dos índices [de Gini] mostra que o Brasil é uma maquete muito próxima do mundo”. Ainda segundo o CPS/FGV, a redução na desigualdade no país é “três vezes superior à meta do milênio da ONU [e] a renda média per capita cresceu 2,7% desde 2002” (PINTO, 2012). Nota-se, na Figura 1, que as inclinações da evolução do Gini, Mundial e do Brasil, são similares, com tendência negativa.

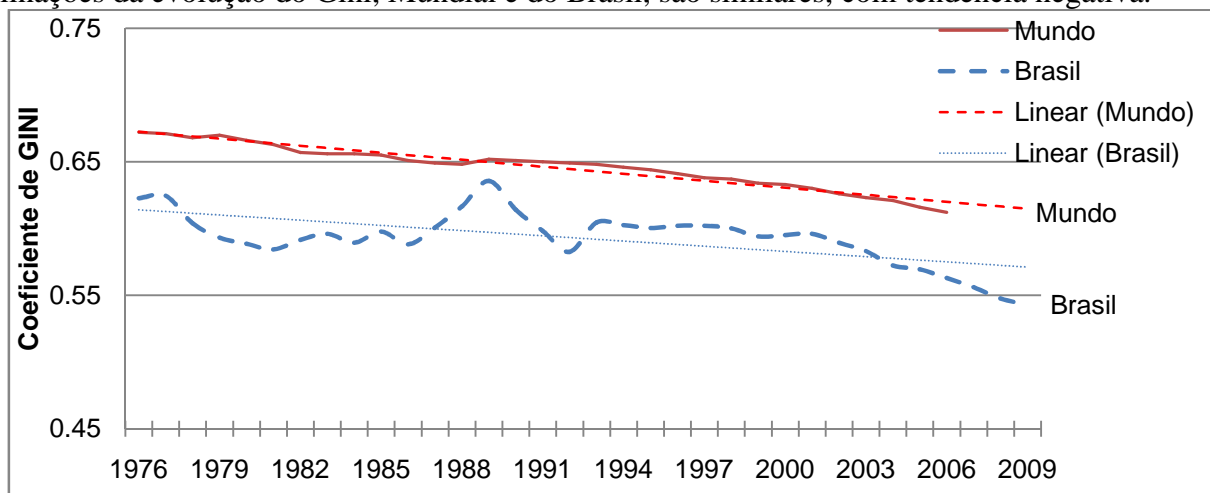


Gráfico 1: Evolução do Gini de Renda de 1976 a 2009.

Fonte: IPEADATA; Pinkovskiy e Sala-I-Martin (2009).

Existe vasta literatura econômica discutindo a relação entre redistribuição de renda e crescimento. Há estudos que arguem que a desigualdade exerce efeito positivo no crescimento (FORBES, 2000). Existem trabalhos que argumentam que o impacto é negativo (PANIZZA, 2002). Por fim, têm-se, a abordagem que assume efeito não-linear, com a desigualdade afetando positivamente o crescimento, dado níveis mais baixos do PIB *per capita*, e negativamente quando esse assume valor mais elevado (GALOR, 2010). Grande parte das pesquisas empíricas 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 (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 (SIERMINSKA et al., 2006). 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 e restringiu-se a análise ao Brasil.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

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. Já nos anos 80, os modelos de crescimento endógeno não consideravam a desigualdade como um dos determinantes do crescimento. Contudo, nos anos 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. A disponibilidade de novos dados *cross-country* permitiu uma série de novos estudos (EHRHART, 2009). No entanto as primeiras pesquisas da década de 90 possuíam problemas de variável omitida (CLARKE, 1995), não eram robustas a inclusões de *dummies* regionais (BIRDSALL et al., 1995), apresentavam erros de mensuração (ATKINSON; BRANDOLINI, 2009) e não consideravam efeitos específicos não observáveis dos países (BROCK; DURLAUF, 2001). Mesmo diante das críticas, Aghion et al. (1999) ressaltam que esses trabalhos questionaram a visão dominante de que a desigualdade seria benéfica ao crescimento.

2.1 EFEITO POSITIVO DA DESIGUALDADE NO CRESCIMENTO

Aghion et al. (1999) destacam que a abordagem que admite efeito positivo da desigualdade no crescimento fundamenta-se, usualmente, em três argumentos: Hipótese de Kaldor; Custos indivisíveis de investimentos; *Trade-off* entre eficiência e equidade.

2.1.1 A hipótese de Kaldor

A hipótese de Kaldor (1955; 1957) diz que, a propensão a poupar dos indivíduos ricos é superior a dos indivíduos pobres, sendo a taxa de poupança uma função crescente da renda. Desse modo a desigualdade eleva a taxa de poupança agregada por concentrar renda nos agentes com maior propensão a poupar. 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; GALOR, 2010). Attanasio e Binelli (2003) destacam que é condição necessária para validade da hipótese que a função poupança apresente monotonicidade. Contudo, a 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.

2.1.2 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, pois a alta renda atenua as restrições ao crédito, 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 do crédito restrito (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 novas atividades econômicas, implicando em perda de eficiência produtiva, mitigando as taxas de crescimento (AGHION et al., 1999).

2.1.3 *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 a equidade elevada pode desestimular os esforços produtivos individuais. Isso implica em perda de eficiência produtiva, prejudicando o crescimento (ATTANASIO; BINELLI, 2003).

2.2 EFEITO NEGATIVO DA DESIGUALDADE NO CRESCIMENTO

O argumento teórico utilizado pelos estudos que defendem efeito negativo da desigualdade no crescimento é de que, a distribuição de renda influencia os níveis de investimento em capital humano

(e.g. qualificação) e físico (e.g. novos empreendimentos) da economia. Os modelos teóricos podem ser divididos em quatro abordagens distintas: Mercado de crédito imperfeito; Economia política; Instabilidade social; Fertilidade e desigualdade.

2.2.1 Imperfeições do mercado de crédito e seguros

Baseados no trabalho seminal de Loury (1981), dois fatores são elencados como ocasionadores de imperfeições de mercado, o *moral hazard* (PIKETTY, 1997) e o inadimplemento dos pagamentos dos empréstimos (EHRHART, 2009). O *moral hazard* ocorre quando a maior parte de um projeto é financiada. O mutuário não emprega o máximo de seus esforços produtivos, dado o baixo risco em caso de insucesso. (PIKETTY, 1997) Visando equacionar o risco, os credores elevam as taxas de juros à medida que a participação do financiamento no custo total cresce, 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 é, então, impedido de ingressar nas atividades mais produtivas, por não possuir renda suficiente, o que subutiliza o seu potencial produtivo (EHRHART, 2009). O inadimplemento ocorre quando o percentual de financiamento eleva-se aumentando o risco de moratória. Isso implica em aumento dos custos de transação para garantir os pagamentos, elaborar e fiscalizar os contratos. Os padrões dos investimentos realizados são distorcidos, pois dependem diretamente da renda e ativos dos indivíduos. O crédito torna-se restrito, pois, investimentos e capital humano, não possuem a liquidez necessária para servir como colateral. Decorrente disso, os investimentos não destinam-se aos projetos mais rentáveis e sim aos mais seguros (CARNEIRO; HECKMAN, 2002).

2.2.2 Economia política

A abordagem da economia política fundamenta-se no Teorema do Eleitor Mediano, que traça um paralelo entre o processo eleitoral e o funcionamento do mercado. A ideia central é a de que propostas políticas tendem a serem quase homogêneas, devido ao interesse comum dos candidatos em angariar os votos da maioria. Black (1948) consolidou os estudos seminais em seu trabalho sobre votação majoritária. O voto implica em tomada de decisões políticas e econômicas, onde o nível de renda inicial do eleitor mediano, relativo à renda média, define suas preferências, determinando o nível da tributação (BLACK, 1948) e influenciando a taxa de crescimento futura (EHRHART, 2009). Como cada voto possui peso igual, elevados níveis de desigualdade (média da renda é superior à renda mediana) implicam em maior demanda por redistribuição, usualmente financiada por tributação, ocasionando distorções econômicas. Os desestímulos causados ao investimento privado, trabalho e poupança resultam em queda nas taxas de crescimento (ALESINA; RODRIK, 1994; PERSSON; TABELLINI, 1994).

2.2.3 Instabilidade social

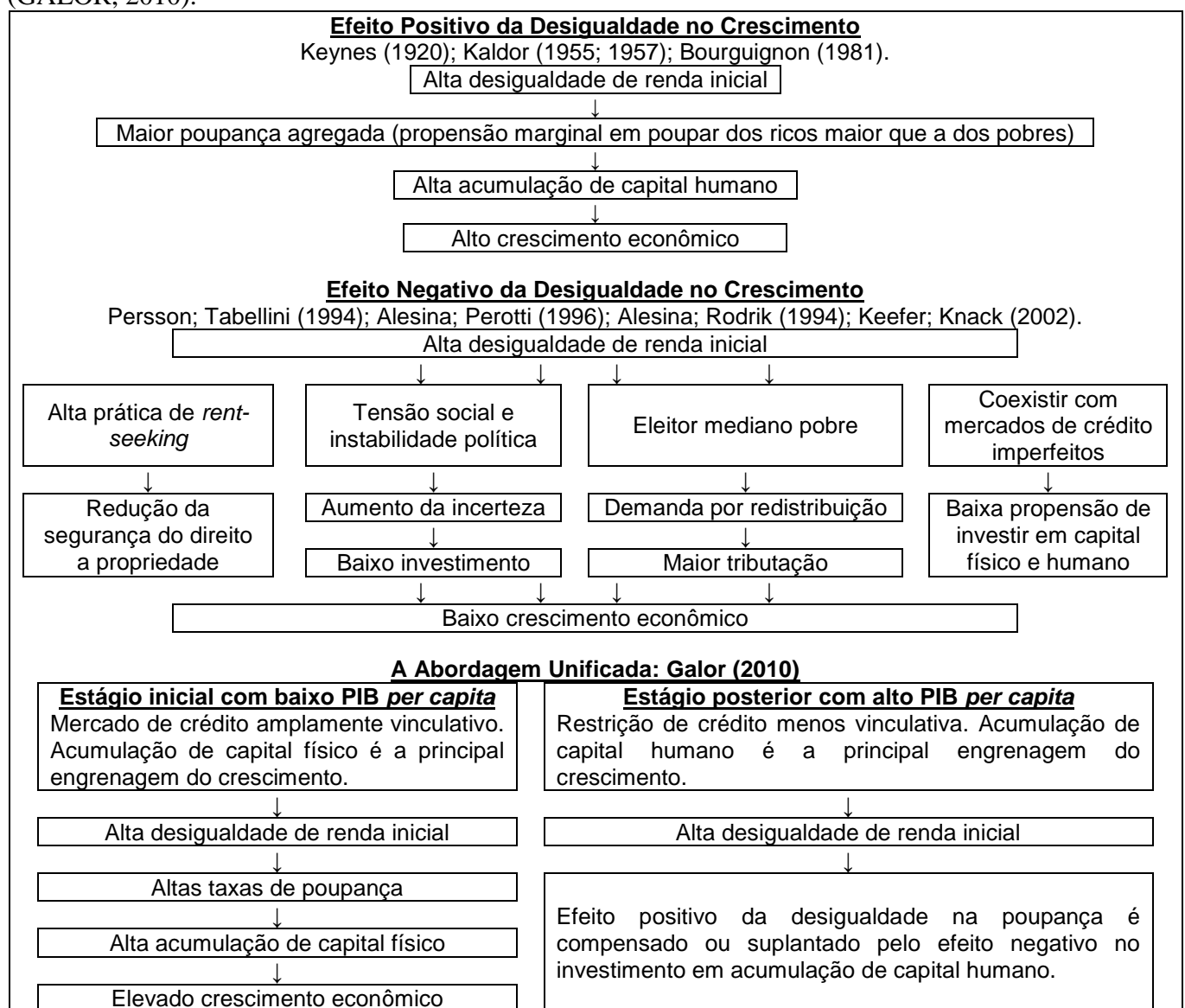
Para Gupta (1990) a instabilidade social ocorre de três maneiras distintas. Por meio de ações diretas de violência contra o governo (e.g. protestos em massa), atos de violência praticados pelo governo (e.g. ações de repressão a distúrbios sociais) e através da violência ocasionada pela mudança de governo (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). A baixa estabilidade aumenta os custos de oportunidade, públicos e privados, devido à alta violência, que eleva gastos com saúde e segurança e do custo de vida geral. Recursos produtivos são desviados para atenuar os efeitos da instabilidade (ALESINA; PEROTTI, 1996).

2.2.4 Fertilidade e desigualdade de renda

Tradicionalmente, na literatura econômica, considera-se que altas taxas de fertilidade exercem impacto negativo no crescimento 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).

2.3 EFEITO NÃO-LINEAR DA DESIGUALDADE NO CRESCIMENTO

Bénabou (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 a 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, 2010).



Quadro 1: Canais Pelos Quais a Desigualdade Pode Afetar o Crescimento

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

2.4 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

2.4.1 Efeito negativo da desigualdade no crescimento

Fishlow (1996) argumentou 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” 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.

2.4.2 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) argumentou que o viés desses estudos decorre de endogeneidade advinda de variável omitida. 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 et al. (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 pequena, 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.

2.4.3 Efeito não-linear da desigualdade no crescimento

Utilizando dados de “alta qualidade” e separando a amostra em países desenvolvidos e em desenvolvimento, 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) argumentam 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).

2.4.4 A influência do método econométrico e composição da amostra

Voitchovsky (2005, p. 290) argumenta que há um padrão nos resultados encontrados na literatura, no qual “o efeito da desigualdade no crescimento é sensível à técnica econométrica utilizada. A autora argui que técnicas que valem-se mais da “variação das séries temporais nos dados tendem a indicar efeito positivo da desigualdade no crescimento (e.g. FORBES, 2000)”. Já métodos que utilizam mais os dados *cross-section* “tendem a indicar efeito negativo (e.g. ALESINA; RODRIK, 1994)”. Para Dominicis et al., (2008, p. 670) as divergências empíricas encontradas (PEROTTI, 1996; KNOWLES, 2005; FORBES, 2000; BÉNABOU, 2000; BARRO, 2000; 2008) podem ser atribuídas “as diferenças no tipo de dados utilizados, do método de estimativa, qualidade dos dados, o período de tempo considerado, e cobertura da amostra”. Deininger e Okidi (2003) e Bourguignon (2004) defendem que estudos em um único país (PANIZZA, 2002; DEININGER; OKIDI, 2003) obtêm resultados mais robustos, devido ao maior controle das variáveis não observáveis oriundas de características distintivas dos países.

No entanto, a maioria dos trabalhos empíricos sobre desigualdade e crescimento utiliza dados *cross-country*, ao invés de microdados de um único país (OTTER, 2009). Grande parte dessas pesquisas tem sofrido críticas acerca da qualidade, consistência e comparabilidade dos dados utilizados, principalmente em relação às séries históricas de desigualdade (SCHIPPER; HOOGEVEEN, 2005; SIERMINSKA et al., 2006). Atkinson e Brandolini (2009) e Banerjee e Duflo (2003) destacam que as agências nacionais de estatística, responsáveis pela compilação dos dados, utilizam metodologias distintas dificultando a comparabilidade. Devido a isso, as pesquisas *cross-country* combinam, de forma inconsistente, dados heterogêneos não comparáveis. Tal procedimento é inadequado, pois o comportamento da distribuição de renda e os padrões de distribuição de famílias e indivíduos variam entre os países (KNOWLES, 2005; EHRHART, 2009). Ao combinar dados de diversos países os estudos assumem a hipótese de constância nos parâmetros estimados entre os Estados, desconsiderando os efeitos dos fatores específicos dos países, quase sempre advindos de variáveis não observáveis. Dessa forma, as inferências causais nesses estudos carecem de poder explicativo, não considerando informações específicas relevantes de gênero e região (BROCK; DURLAUF, 2001; DEININGER; OKIDI, 2003).

Estudos feitos em um único país, com dados provenientes de uma mesma pesquisa domiciliar, têm os problemas de comparabilidade atenuados, pois os questionários aplicados, as definições adotadas, o contexto cultural e institucional, dentre outras questões, são mais homogêneos (DEININGER; OKIDI, 2003; SIERMINSKA et al., 2006; OTTER, 2009). Para Bourguignon (2004) os estudos *cross-country*, que investigaram crescimento e desigualdade, e não obtiveram significância estatística em seus resultados, não rejeitam a hipótese de existência de correlação ou causalidade entre as variáveis. Tais estudos apenas reforçam o fato de que as especificidades dos países são cruciais na forma como tais fenômenos interagem. Dessa forma torna-se quase inviável que se façam generalizações aplicáveis a todas as nações (BOURGUIGNON, 2004).

3 DADOS E METODOLOGIA

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 do IPEA. Os valores foram transformados em Logaritmo Neperiano ou em Taxas (e.g. (Receita Públicas)/PIB).

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 et al., 2008). Os resultados, na maioria, indicam correlação negativa robusta entre as variáveis, assumindo, usualmente, uma relação linear do tipo:

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

onde $(\ln y_{i,t} - \ln y_{i,t-\tau}) \frac{1}{\tau}$ é a média anual da taxa de crescimento do PIB *per capita* real do país i no tempo t ; τ o intervalo de tempo; $g_{i,t-\tau}$ medida de desigualdade; $X_{i,t-\tau}$ matriz de variáveis de controle incluindo uma constante; $\varepsilon_{i,t}$ 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* (DOMINICI Set al., 2008). Controlam-se, então, as características não observáveis por meio de Efeitos-Fixos ou Aleatórios, resultando em uma equação do tipo:

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

onde \mathfrak{N}_t é o termo de Efeitos-Fixos específico no tempo; v_i são as características constantes no tempo de cada país; $\bar{\varepsilon}_{i,t}$ capta a parte remanescente do erro variante no tempo e nos países.

Os modelos de Efeitos-Fixos permitem a correlação das variáveis condicionais com os efeitos não observáveis individuais. Essa técnica é utilizada para analisar o efeito de variáveis que afetam o crescimento no longo prazo ou possuam razoável constância ao longo do tempo (TEMPLE, 1999). Contudo, o método ignora efeitos persistentes, 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 defasados compromete a hipótese de exogeneidade estrita das variáveis explicativas (DOMINICI Set al., 2008).

Uma alternativa para tais 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. 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 $y_{i,t}$ é a Taxa de Crescimento anual do PIB *per capita* dos estados no período t ; n_i um fator específico não observável dos estados; $v_{i,t}$ é o resíduo; e $n_i + v_{i,t} = \mu_{i,t}$ 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) a (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 et al., 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 $(T-2) \times m$:

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

e $\Delta v_i = (\Delta v_{i,3}, \Delta v_{i,4}, \dots, \Delta v_{i,T})'$ é um vetor de dimensão $(T-2) \times 1$ (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 $\Delta v'ZWZ'\Delta v$, 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 et al., 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 finita, em termos de vies 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 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 espúria, e a defasagem indica, de maneira errônea, a existência de uma raiz unitária (BOND et al., 2001).

Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) propõe 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 ela assume o valor zero. Admitindo (3) a (6) e (11) adiciona-se $T-2$ condições de momentos, como vê-se 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”. Os níveis defasados são os instrumentos das primeiras diferenças e as primeiras diferenças defasadas instrumentalizam a equação em nível (BUN; KLEIBERGENY, 2010, p. 2), onde pelo uso de (7) e (12) origina a matriz de instrumentos (13):

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

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. Dadas as propriedades de amostra finita, dado a validade dos instrumentos o *System-GMM* é um estimador consistente (BOND et al., 2001).

3.1.1 Especificações do modelo

Essa pesquisa utilizou 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 et al., 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 i representa os estados e t o período; $y_{i,t}$ é a Taxa de Crescimento anual do PIB *per capita*; $y_{i,t-1}$ é o Termo dinâmico; $x_{1,i,t}$ é a Variável de Desigualdade; $x_{2,i,t}$ é a Variável de Interação; $x_{3,i,t}$ é a Taxa de Homicídios por 100.000 Habitantes; $x_{4,i,t}$ é a Escolaridade Média; $x_{5,i,t}$ é a Taxa de Analfabetismo; $x_{6,i,t}$ é o Ln da Taxa de Fertilidade; $x_{7,i,t}$ é a Esperança de Vida ao Nascer; $x_{8,i,t}$ é o Grau de Abertura

Econômica; $x9_{i,t}$ é a Razão das Receitas Públicas Estaduais pelo PIB; $x10_{i,t}$ é a Razão dos Gastos Públicos Estaduais pelo PIB; $x11_{i,t}$ é a Razão dos Investimentos Públicos Estaduais pelo PIB; $x12_{i,t}$ é a Razão dos Gastos Públicos Estaduais com Educação pelo PIB; n_i é um fator específico não observável; $v_{i,t}$ é o resíduo.

Buscando mitigar o problema apontado por Voitchovsky (2005), de que a técnica econométrica adotada influencia no sinal do efeito da desigualdade no crescimento, restringiu-se a análise a um único país, com vistas a tornar os dados mais homogêneos e controlar possíveis variáveis não-observáveis. Buscou-se, ainda, a construção de um modelo que incluísse 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 et al. (2001, p.7) propuseram uma metodologia na qual comparam-se os resultados obtidos para o termo auto-regressivo pelo estimador GMM com os coeficientes obtidos por estimativas alternativas. 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 do estimador do coeficiente da variável dependente defasada”, e identificar o viés assintótico de um processo auto-regressivo de alta ordem mostra-se demasiadamente difícil (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 et al., 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):

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

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 et al., 2001, p. 7). Nesses casos, Bond et al. (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”. 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 et al., 2005, p. 663):

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

onde $\hat{\beta}_{EF}$ estimação por Efeitos-Fixos; $\hat{\beta}_{MQO}$ estimação por MQO; $\hat{\beta}$ 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 et al. (2001) como Durlauf et al. (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.

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 et al., 2001) o que intuitivamente sugeriria que o β_1 atendeu o critério exposto em (17) (DURLAUF et al., 2005). Para captar a não-linearidade entre desigualdade e crescimento adotou-se metodologia proposta por Barro (2000). Incluiu-se no modelo uma Variável de Interação, dada pelo produto do Ln do PIB *per capita* a Variável de Desigualdade (e.g. Gini de Renda). “Um coeficiente positivo na Variável de Interação, indica que o impacto negativo da desigualdade é maior” para valores baixos 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):

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

4.1 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 valores dos coeficientes da Variável de Desigualdade, apresentados na Tabela 1, sugerem efeito negativo da desigualdade no crescimento, para baixos valores de PIB *per capita*. Já os coeficientes com sinal positivo da Variável de Interação sugerem efeito contrário quando tem-se um PIB *per capita* elevado. Dessa forma, não rejeitou-se a presença de não-linearidade entre desigualdade e crescimento.

Tabela 1: Coeficientes das Variáveis de Desigualdade (MQO)

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.

4.2 MÉTODO MQO COM EFEITOS-FIXOS EM PAINEL (Efeitos-Fixos)

Buscando minimizar a possível presença de vies na estimação por MQO, advindos 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 as *cross-sections*. Para tal, admitiu-se que esses efeitos são constantes no tempo e permitiu-se a correlação das variáveis condicionais com os mesmos. Observa-se, na Tabela 2, 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 2: Coeficientes das Variáveis de Desigualdade (Efeitos-Fixos)

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.

4.3 MÉTODO GMM EM PRIMEIRA DIFERENÇA (GMM)

Com vistas a mitigar o possível vies para baixo no estimador de Efeitos-Fixos, devido a possibilidade do estimador de covariância ser inconsistente, dado o fato da dimensão temporal do painel (15 anos) ser pequena e fixa, 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. Os coeficientes exibidos na Tabela 3 apresentaram mudança na magnitude dos valores, comparados ao MQO e Efeitos-Fixos. Novamente a não-linearidade não foi rejeitada.

Tabela 3: Coeficientes das Variáveis de Desigualdade (GMM)

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.

4.4 MÉTODOGENERALIZED METHOD OF MOMENTS SYSTEM (System-GMM)

Objetivando sanar o problema da fraca instrumentalização no método GMM (Teste de Sargan de sobre-identificação apresentou Valor-p da Estatística J 0,0000) estimou-se (15) por meio do System-GMM por possuir melhores propriedades de amostra finita, devido à adição da condição de momento (11) 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. O System-GMM propiciou um menor *ranking* de instrumentos, relativo à estimação por GMM, minimizando a possibilidade de *over-fitting*. Nota-se na Tabela 4, que a não-linearidade na relação entre desigualdade e crescimento não foi rejeitada, dado os coeficientes negativos da variável de Desigualdade e positivos na de Interação. Os resultados foram significantes estatisticamente quando a desigualdade foi mensurada pelo Gini de Renda, L de Theil e Taxa de Extrema Pobreza. Desse modo, encontraram-se evidências de efeito positivo da desigualdade diante de um PIB *per capita* elevado e negativo quando o PIB *per capita* é baixo. Tais resultados são similares aos de Barro (2000; 2008) e Voitchovsky (2005).

Tabela 4: Coeficientes das Variáveis de Desigualdade System-GMM

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) 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 Bondet al. (2001), na qual os autores arguem que pode-se considerar que um estimador é consistente quando os coeficientes de β_1 encontram-se no intervalo entre os valores resultantes das estimações por MQO e Efeitos-Fixos. Nota-se na Tabela 5, a título de exemplificação, que na regressão que adotou-se o método System-GMM o Gini de renda o $\beta_1 = -0,168797 \in (-0,234767, -0,124732)$. Na regressão com o L de Theil o $\beta_1 = -0,222484 \in (-0,230902, -0,128536)$, (com o L de Theil). Os demais intervalos podem ser calculados consultando a Tabela 5.

Tabela 5: Coeficientes de β_1 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.

Bondet al. (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 do Efeitos-Fixos foi na de Taxa de Pobreza. No entanto, o coeficiente está 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 6, 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 ($Cov[Z_i^+ \mu_i] = 0$), hipótese rejeitada no método GMM.

Tabela 6: Valores-P Teste de Sargan *System-GMM* e GMM

Método	Gini	L-Theil	Pobreza	Extr. Pobreza	10% Ricos/40% Pobres
<i>System-GMM</i>	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 as estimações do β_1 pelo método *System-GMM*, conforme metodologia proposta por Bondet al. (2001) encontram-se no intervalo entre os resultados do MQO e Efeitos-Fixos, como visto na Tabela 10. Pode-se notar de forma intuitiva na Tabela 5, que conforme apontado por Durlauf et al. (2005) $\lim \hat{\beta}_{EF} < p \lim \hat{\beta}_{SYS-GMM} < p \lim \hat{\beta}_{MQO}$. E por fim, como nota-se na Tabela 6, 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 estimador.

4.5 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS - MÉTODO *System-GMM*

Como já dito no tópico anterior a não-linearidade não foi rejeitada, como exposto na Tabela 7, corroborando com Voitchovsky (2005) e Barro (2000; 2008).

Tabela 7: Resultados das Regressões por *System-GMM*

Amostra Ajustada: 1999-2009. **Períodos:** 11. **Cross-sections:** 27. **Obs. 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)
Variável de Desigualdade. ●	-5,075***	-2,988*	-0,022	0,011*	-0,0024
Variável de Interação. ●●	0,678***	0,359*	0,003	-0,00003*	0,000009
Taxa de Crescimento PIB(-1)	-0,169***	-0,222***	-0,212***	-0,185**	-0,193*
Taxa de Homicídios	-0,000006	-0,0004	0,0025	0,0022	0,0015
Escolaridade Média	-0,011	0,01	0,015*	0,008	0,0135
Taxa De Analfabetismo	-0,02***	-0,021***	-0,007*	-0,0033	-0,015***
Ln da Taxa de Fertilidade	-0,179	-0,016	-0,247	-0,235	-0,31
Esperança de Vida	-0,06***	-0,057***	-0,045***	-0,03**	-0,057***
Grau de Abertura Econômica	0,356	0,427*	0,249	0,33**	0,324*
(Receitas Públicas)/PIB	2,428***	2,554***	1,186**	1,4**	0,812(0,33)
(Gastos Públicos)/PIB	-1,647*	-2,19***	-1,46***	-1,876***	-1,316**
(Investimentos Públicos)/PIB	-0,42	-0,956	-0,592	-0,645	-0,276
Gastos Públicos com Educação	-1,62	-2,82**	-1,814	-2,99**	-2,623
Desv. Pad. da Regressão	0,091668	0,089557	0,087636	0,088629	0,088567
Soma do Quadrado dos Resíduos	2,386481	2,409556	2,181162	2,073738	2,227720
Ranking de Instrumentos	27	27	27	27	27
Desv. Pad. da Var. Dependente	0,089557	0,089557	0,089557	0,088849	0,089557
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).

*valores significativos $p < .10$; **valores significativos $p < .05$; *valores significativos $p < .01$. ●● Produto do (Ln do PIB) X (Desigualdade) Fonte: Elaboração Própria.

Pode ser observado na Tabela 8, 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. Mesmo que usualmente assumam-se que a Esperança de Vida impacte positivamente no crescimento, por ser uma *proxy* para saúde, caso admita-se a hipótese da instabilidade social, o efeito tende a possuir sinal contrário. Isso decorre 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, confluyente com Bourguignon (2004).

Tabela 8: Coeficientes da Variável Esperança de Vida

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.

Para analisar a hipótese da incompletude dos mercados, observou-se os coeficientes das variáveis, Escolaridade Média e Analfabetismo, que constituem *proxies* para os efeitos da restrição do crédito no crescimento. Nota-se na Tabela 9 que, a Taxa de Analfabetismo exerce efeito negativo, não rejeitando a hipótese da incompletude dos mercados. Indivíduos que não possuem qualificação mínima, têm o seu potencial produtivo subutilizado, mitigando o crescimento, corroborando com Carneiro e Heckman (2002) e Piketty (1997).

Tabela 9: Coeficientes das Variáveis, Escolaridade Média e Taxa de Analfabetismo

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.

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 10. 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 Rodrik (1994). O sinal positivo das Receitas Públicas pode advir de sua correlação positiva com o crescimento, ou seja, à medida que 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 ao Brasil crescer à medida que reduz a desigualdade.

Tabela 10: Coeficientes das Variáveis Receitas, Gastos, Investimentos e Gastos com Educação Públicos

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.

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 11, 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 11: Coeficientes da Variável Grau de Abertura Econômica

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.

Por fim, observa-se na Tabela 12 que o efeito isolado da desigualdade no crescimento no Brasil, derivado de (18), mensurado pelo Gini de renda, mostra-se positivo, sugerindo que para os níveis de PIB *per capita* atuais (2009) a desigualdade é positiva para o crescimento. Para que o efeito negativo suplante o positivo seria necessário que o PIB assumisse o valor de R\$ 1.789,54 (Ano-base 2000). Dado um intervalo de confiança (nível de confiança de 99%) a média do *Efeito* \in (0,71, 1,02), havendo fortes indícios, assim, de que esse seja positivo.

Tabela 12: Efeito da Desigualdade no Crescimento Derivado da Equação (18) – PIB 2009 (Ano-base 2000)

Descrição	PIB <i>per capita</i>	Efeito	Descrição	PIB <i>per capita</i>	Efeito
-----------	-----------------------	--------	-----------	-----------------------	--------

Break Even Negativo	R\$ 1.789,54	-2,2E-07	Região Norte	R\$ 5.131,34	0,713773
Break Even Positivo	R\$ 1.789,55	3,57E-06	Acre	R\$ 5.161,12	0,717694
Brasil	R\$ 8.169,78	1,028901	Amapá	R\$ 5.706,41	0,785749
Região Sudeste	R\$ 10.695,21	1,211412	Amazonas	R\$ 7.060,66	0,930039
Espírito Santo	R\$ 9.245,48	1,112714	Para	R\$ 3.795,32	0,509415
Minas Gerais	R\$ 6.919,50	0,916356	Rondônia	R\$ 6.497,88	0,873757
Rio de Janeiro	R\$ 10.673,85	1,210057	Roraima	R\$ 6.408,50	0,864372
São Paulo	R\$ 12.653,43	1,325336	Tocantins	R\$ 5.446,16	0,754119
Região Nordeste	R\$ 3.944,33	0,535509	Região Centro-oeste	R\$ 10.800,20	1,218031
Alagoas	R\$ 3.249,15	0,404135	Distrito Federal	R\$ 24.357,46	1,769093
Bahia	R\$ 4.522,35	0,628171	Goiás	R\$ 6.976,51	0,921915
Ceara	R\$ 3.711,98	0,49437	Mato Grosso	R\$ 9.217,53	1,110662
Maranhão	R\$ 3.022,77	0,3552	Mato Grosso do Sul	R\$ 7.440,24	0,965521
Paraíba	R\$ 3.678,70	0,488268	Região Sul	R\$ 9.332,15	1,119036
Pernambuco	R\$ 4.298,87	0,593831	Paraná	R\$ 8.585,79	1,062555
Piauí	R\$ 2.922,16	0,332263	Rio Grande do Sul	R\$ 9.551,27	1,134762
Rio Grande do Norte	R\$ 4.294,99	0,593219	Santa Catarina	R\$ 10.244,80	1,182258
Sergipe	R\$ 4.726,41	0,658075			

Fonte: Elaboração Própria.

5 CONCLUSÃO

A presente pesquisa visou identificar 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 controlados 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 no crescimento 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 nos de PIB baixo (coeficiente da Variável de Desigualdade). Isso contradiz a concepção teórica proposta por Bénabou (2000) e Galor (2010) de que o efeito da desigualdade no crescimento possui formato de U-invertido, confluindo com o questionamento de Dominici et al. (2008) a essa concepção. Dominici et al. (2008) 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, dando um baixo PIB *per capita*. Sendo assim a acumulação de capital humano seria a principal engrenagem do crescimento, mesmo sem a presença de um alto PIB *per capita*.

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 a concepção que a política redistributiva brasileira é a característica distintiva que permite ao país crescer e reduzir desigualdade concomitantemente. Essa

dinâmica parece advir do fato de que a desigualdade exerce efeito negativo no crescimento para níveis de baixo PIB *per capita*.

A análise em um único país apresentou evidências de os problemas de comparabilidade de dados Atkinson e Brandolini (2009) e Banerjee e Duflo (2003) foram mitigados. Quanto a adoção de um modelo que incluiu variáveis de controle dos principais canais pelos quais a desigualdade pode afetar o crescimento mostrou-se eficiente diante do problema 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 mesmos sinais, apenas com diferença na magnitude do efeito.

Foi possível, também, após estimar-se por quatro técnicas econométricas distintas, tecer considerações acerca dos estimadores. Corroborando com a literatura (BOND et al., 2001; DURLAUF et al., 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 que atendeu aos critérios de consistências de (17) e do Teste de Sargan para de sobre-identificação.

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 incentivo 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. As políticas redistributivas brasileiras ocasionariam 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.; CAROLI, E.; GARCIA-PENALOSA, C. Inequality and Economic Growth: The Perspective of the New Growth Theories. **Journal of Economic Literature**, v. 37, n. 4, p. 1615-1660, 1999.
- 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://www.midiacn.com.br/materia.asp?id_canal=5&id=41881>. 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. 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 **Afd/EUDN**, Paris, 2003.
- 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.
- 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, 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. The Poverty-Growth-Inequality Triangle. **Paper presented at the Indian Council for Research on International Economic Relations**, New Delhi, 2004.
- BRASIL é o segundo país com maior desigualdade do G20, de acordo com um estudo realizado nos países que compõem o grupo. **BBC Brasil**, Brasília, 19 de jan. 2012. Disponível em: <http://www.bbc.co.uk/portuguese/noticias/2012/01/120118_desigualdade_pesquisa.shtml>. Acesso em: 11 maio 2012.
- BROCK, W. A.; DURLAUF, S. N. Growth Empirics and Reality. **World Bank Economic Review**, v. 15, n. 2, p. 229-272, 2001.
- 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.
- CLARKE, G. R. G. More Evidence on Income Distribution and Growth. **Journal of Development Economics**, v. 47, n.1, 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**, 2009.
- 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 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: 2 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 2008 Lawrence R. Klein Lecture-Comparative Economic Development: Insights from Unified Growth Theory. **International Economic Review**, v. 51, n.1, p. 1-44, 2010.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- LUCAS, R. E. Jr. **Lectures on Economic Growth**. Massachusetts: Harvard University Press, 2002.
- MIRRELES, J. A. An Exploration in the Theory of Optimum Income Taxation. **Review of Economic Studies**, v. 38, n. 114, p. 175-208, 1971.
- 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.
- OTTER, T. Does Inequality Harm Income Mobility and Growth? An Assessment of the Growth Impact of Income and Education Inequality in Paraguay 1992: 2002. **Ibero America Institute for Econ. Research (IAI) Discussion Papers 188**, Ibero-America Institute for Economic Research, 2009.

- 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. Growth, Income Distribution, and Democracy: What the Data Say, **Journal of Economic Growth**, v. 1, n. 2, p. 149-187, 1996.
- PINTO M. V. Desigualdade no Brasil diminui com queda expressiva no Nordeste. **Terra Economia**, Rio de Janeiro, 07 de mar. 2012. Disponível em: <http://economia.terra.com.br/noticias/noticia.aspx?idNoticia=201203071857_TRR_80950560>. Acesso em: 11 maio 2012.
- 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.
- PINKOVSKIY, M.; SALA-I-MARTIN, X. Parametric Estimations of the World Distribution of Income. **NBER Working Papers 15433**, 2009.
- RAO, C. R. **Linear Statistical Inference and Its Applications**. 2 ed. New York: Wiley, 1973.
- 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.
- 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-growth-lower-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.