FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS
ESCOLA DE PÓS-GRADUAÇAO EM ECONOMIA
PROGRAMA DE MESTRADO ACADÊMICO EM ECONOMIA

Leonardo Gomes de Oliveira

Prometeu Acorrentado? Um Estudo Empírico dos Efeitos da Desigualdade sobre o Crescimento

Rio de Janeiro - RJ

2009

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS
ESCOLA DE PÓS-GRADUAÇAO EM ECONOMIA
PROGRAMA DE MESTRADO ACADÊMICO EM ECONOMIA

Leonardo Gomes de Oliveira

Prometeu Acorrentado? Um Estudo Empírico dos Efeitos da Desigualdade sobre o Crescimento

Dissertação apresentada à Escola de Pós-graduação
em Economia da Fundação Getúlio Vargas
como requisito parcial para obtenção de título de
Mestre em Economia.
Orientador: Prof. Marcelo Cortes Neri

Rio de Janeiro - RJ
2009

Prometeu Acorrentado? Um Estudo Empírico dos Efeitos da Desigualdade sobre o Crescimento

Leonardo Gomes de Oliveira

Fundação Getúlio Vargas

Resumo

Este trabalho investiga a importância da distribuição de renda sobre o crescimento econômico. Construímos um banco de dados de desigualdade mais amplo e representativo que o comumentemente usado na literatura. Utilizamos o estimador de GMM por sistemas para estimar os parâmetros de interesse. Encontramos evidências de uma relação negativa entre desigualdade e crescimento ao utilizarmos o banco de dados restrito e evidências de uma relação positiva entre desigualdade e crescimento quando utilizamos o banco de dados ampliado. Os coeficientes encontrados indicam que a desigualdade afeta o crescimento de maneira marginal.

Palavras-chave: crescimento econômico, desigualdade, GMM por sistema

Prometeu Acorrentado? Um Estudo Empírico dos Efeitos da Desigualdade sobre o Crescimento

Leonardo Gomes de Oliveira

Fundação Getúlio Vargas

Abstract

This work investigates the importance of income distribution on economic growth. We built a bigger and wider representative database of inequality than that commonly used in the literature. We use the system GMM estimator to estimate the parameters of interest. We found evidence of a negative relationship between inequality and growth when we use the more restrict database and evidence of a positive relationship between inequality and growth when we use the expanded one. The coefficients obtained indicate that inequality affects growth marginally.

Keywords: economic growth, inequality, system GMM

Conteúdo

Agradecimento vi

Lista de Tabelas vii

Lista de Figuras viii

Introdução 1

Seção 1 - *Efeitos Teóricos da Desigualdade sobre o Crescimento* 3

Seção 2 - *Estudos Empíricos Relacionando Desigualdade e Crescimento* 9

Seção 3 - *Dados, Fatos Estilizados e Estatísticas Descritivas* 13

Seção 4 - *O Modelo* 17

Seção 5 - *Resultados* 20

Conclusão 25

Referências 26

Agradecimento

Agradeço,

Aos meu pais, Jilvan de Oliveira Pinto e Sinobilina Gomes de Oliveira, pela educação do espírito.

Ao meu orientador,Marcelo Cortes Neri, pela paciência e apoio sem os quais esta dissertação não seria possível.

Ao meu amigo Flávio Augusto Rios Abreu, cuja partida repentina deixará muita saudade.

Lista de Tabelas

Seção 3

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas - ampliado 14

Seção 5

Tabela 2 – Desigualdade medida peloGini - Forbes 21

Tabela 3 – Comparação dos coeficientes com diversas medidas de desigualdade - Forbes 21

Tabela 4 – Desigualdade medida peloGini - ampliado 22

Tabela 5 – Comparação dos coeficientes com diversas medidas de desigualdade - ampliado 23

Tabela 6 – Comparação dos coeficientes com diversas medidas de desigualdade - Forbes , escolaridade média das pessoas com ensino secundário 23

Tabela 7 – Comparação dos coeficientes com diversas medidas de desigualdade - ampliado , escolaridade média das pessoas com ensino secundário 24

Lista de Figuras

Seção 3

Figura 1 - Taxa média de crescimento do PIB per capita - Forbes 15
Figura 2 - Taxa média de crescimento do PIB per capita - ampliado 15
Figura 3 - PIB per capita vs. Gini - Forbes e ampliado 16
Figura 4 - Taxa média de crescimento do PIB per capita vs. Gini - Forbes e ampliado 16

Introdução

Coréia do Sul e Filipinas apresentavam indicadores macroeconômicos – PIB per capita, taxas de investimento e poupança, educação – em níveis próximos no início da década de 60. Havia, entretanto, grande disparidade nos índices de concentração de renda. A economia coreana possuia uma distribuição de renda mais equitativa (coeficiente de Gini de 34.34 na Coréia e de 51.32 nas Filipinas em 1965). Os anos subsequentes presenciaram velocidades de crescimento bastante distintas para estas economias. Enquanto a Coréia do Sul vivenciou um período de crescimento acelerado, a economia filipina apresentou taxas de crescimento modestas. Diante dessa diferença nas taxas de crescimento, o PIB per capita coreano era em 1990 cinco vezes maior se comparado ao da década de 60, enquanto que para as Filipinas o PIB per capita era duas vezes maior.

Essa evidência denota a importância de se estudar questões de natureza distributiva. Isto por que, destarte as indagações quanto ao grau de justiça social vigente na economia, há modelos teóricos e evidências empíricas que sugerem canais de ligação entre o modo pelo qual a renda é distribuída e a taxa de crescimento. Porém, responder à pergunta se de fato a desigualdade afeta o crescimento não é trivial. Como sugerem Banerjee e Duflo (2003), ocorrem muitas vezes que as perguntas mais básicas em economia são as mais difíceis de serem respondidas, padecendo as possíveis respostas de grande ceticismo por parte da comunidade acadêmica. Este certamente é o caso para investigações acerca da causalidade entre desigualdade e crescimento.

Ciente das críticas aos estudos que buscaram estabelecer uma relação econométrica entre desigualdade e crescimento, procuramos utilizar métodos econométricos que reduzissem a possibilidade de termos os resultados viesados pela presença de erros de medida e endogeneidade dos regressores.Testamos a robustez dos resultados diante de mudanças nas definições de nossas variáveis-chave. Isso não elimina a possibilidade de erro. No entanto, acreditamos reduzí-la substancialmente.

Um ponto forte deste trabalho é a criação de um novo banco de dados de desigualdade mediante fusão do banco de dados de desigualdade de Deininger e Squire (1996) com o banco de dados do Poverty Calculator (PovcalNet), disponibilizado pelo Banco Mundial. Tal procedimento nos permitiu ter uma amostra maior e mais representativa. Até onde podemos comprovar, esse tipo de procedimento não foi praticado antes. Diferenciamo-nos dos procedimentos padrão pela utilização do estimador em GMM por sistema, que, conforme discutiremos em seção apropriada, reduz significantemente os problemas decorrentes de erros de medida, além de, como apontado por Blundel e Bond (1998), apresentar menor viés em amostra finita se comparado ao estimator de GMM em primeira diferença.

Nosso trabalho encontra-se dividido em cinco seções, além desta introdução e da conclusão. Na primeira seção faremos um apanhado sobre a literatura teórica que relaciona desigualdade e crescimento e apontaremos como esta evoluiu desde o artigo de Kuznets (1955). Na segunda seção sumarizamos a literatura empírica que investiga a relação entre desigualdade distributiva e crescimento econômico, enfatizando os resultados encontrados e a robustez destes. Na terceira seção apontamos alguns fatos estilizados do crescimento, sumarizamos as estatísticas descritivas das principais variáveis utilizadas neste trabalho e descrevemos o procedimento de obtenção dos bancos de dados Forbes e ampliado. Na quarta seção discutimos o modelo econométrico, o estimador a ser utilizado e o porquê desta escolha.

Na última seção apresentamos os resultados das regressões e testamos a sensibilidade dos coeficientes diante de mudanças na amostra e na definição das principais variáveis de interesse.

1 Efeitos Teóricos da Desigualdade sobre o Crescimento

Boa parte da literatura contemporânea cujo enfoque é estudar o comportamento da desigualdade de renda durante o processo de desenvolvimento apresenta forte influência de hipótese de Kuznets. Em artigo seminal, Kuznets investiga as causas das mudanças de longo prazo na distribuição de renda. Kuznets (1955) pp. 18 escreve: "One might thus assume a long swing in the inequality characterizing the secular income structure: widening in the early phases of economic growth when the transition from the pre-industrial to the industrial civilization was most rapid; becoming stabilized for a while; and then narrowing in tha later phases". Esse comportamento era fruto do deslocamento do núcleo da atividade econômica dos setores tradicionais, com baixa desigualdade, para os setores modernos, associados a maiores níveis de desigualdade. Portanto, mantendo a desigualdade intra-setor constante, a desigualdade estaria necessariamente maior quando o processo de mudança estrutural tivesse fim.

Esse padrão de crescimento acompanhado em seu estágio inicial por um aumento na desigualdade e, posteriormente, associado aos estágios mais avançados, pela redução desta, acabou por adquir status de lei do desenvolvimento econômico. Barro (2000) afirma que a curva de Kuznets, embora apareça como uma regularidade empírica, não consegue explicar em grande parte as variações na desigualdade entre os países ao longo do tempo. Vale ressaltar que a hipótese de Kuznets estava em linha com as evidências históricas das economias estadunidense e européia no período anterior a década de 70. No entanto, houve recentemente um recrudescimento na desigualdade em ambos os países que não pôde ser explicado à luz desta hipótese.

Em nosso trabalho investigaremos a relação inversa: desigualdade afetando o crescimeto. A literatura oferece vários canais de transmissão De início apresentaremos os trabalhos nos quais a relação entre desigualdade e crescimento se dá por razões puramente econômicas. Ao final da seção exporemos artigos nos quais questões de ordem política e institucional fazem esta ligação.

Vários modelos enfatizam o papel das imperfeições do mercado de crédito como forma de gerar uma relação negativa entre desigualdade e crescimento. Em modelos de Solow padrão o nível ótimo de investimento é dado pelo ponto onde a produtividade marginal do capital é igual à taxa de juros. Este é o ponto de intersecção entre demanda e oferta de capital. Nesta economia todos os agentes investem a mesma quantidade, sendo que os indivíduos ricos emprestam e os indivíduos menos dotados de recursos tomam emprestado à taxa de juros de equilíbrio.

Caso o mercado de crédito seja imperfeito, temos que a distribuição de riqueza determina a oferta de poupança e a demanda por crédito. Logo determina a taxa de juros de equilíbrio. Mais importante, sob mercado de crédito imperfeito não temos o resultado de convergência entre as riquezas individuais e o nível agregado de produto é afetado pela distribuição de riqueza, conforme apontado por Stiglitz (1969)

Os pioneiros em fazer a ligação entre mercados de créditos imperfeitos e seus efeitos sobre a relação entre desigualdade e crescimento foram Galor e Zeira (1993). Estes examinaram o impacto da distribuição de riqueza sobre o produto agregado. A variável chave neste modelo é a escolha de investimento em capital humano. Como restrições adicionais à escolha dos agentes são impostos mercados de crédito imperfeitos e indivisibilidades nos investimentos em capital humano. Neste ambiente a riqueza

dos pais determina se haverá investimento em educação por parte do indivíduo e define o nível de herança e as oportunidades de investimento da próxima geração. Como resultado temos que a distribuição inicial de riqueza afeta tanto o produto agregado quanto a distribuição de longo prazo de renda.

Banerjee e Newman (1993) apresentam um modelo onde cada agente escolhe entre três categorias de acordo com seu nível inicial de riqueza: assalariado, que não implica em nenhum investimento; trabalhador por conta própria, que envolve um montante médio de investimento; e empregador, que requer um nível elevado de investimento. Dada a imperfeição no mercado de crédito temos as escolhas das categorias determinadas pelo nível inicial de riqueza: os indivíduos pobres escolhem ser assalariados, os de riqueza mediana se tornam trabalhadores por contra própria e os mais ricos se tornam empregadores. Neste modelo a restrição de crédito impede os indivíduos pobres de investirem em projetos com indivisibilidades, o que resulta em um impacto negativo da desigualdade sobre o crescimento.

Aghion, Caroli e García-Peñalosa (1999) revisitam os argumentos de Stiglitz no contexto da literatura de crescimento endógeno[1]. Seguindo Bénabou (1996), estes produzem um modelo simples de crescimento endógeno no qual há externalidades pela acumulação de capital físico. Neste modelo as funções de produção individuais apresentam efeito de transbortamento, que amplia o nível de tecnologia disponível para todas as unidades produtivas. Portanto as funções de produção individuais e agregada são distintas. Com esta hipótese sobre a função de produção e utilizando um modelo convencional de gerações sobrepostas, os autores produzem um modelo no qual, sob mercado de crédito perfeito, a desigualdade não afeta o crescimento.

Contudo, quando há imperfeições no mercado de crédito – os autores consideram o caso extremo onde os indivíduos não podem investir mais que suas respectivas riquezas[2] –, verifica-se que para um mesmo estoque agregado de capital o produto agregado é menor nos equilíbrios onde há maior desigualdade. Isso ocorre porque quanto maior a desigualdade maior a quantidade de indivíduos de baixa renda com reduzida capacidade de investir. Como estes apresentam um retorno do capital maior que indivíduos de maior dotação – hipótese de retornos decrescentes do capital –, segue imediatamente uma relação negativa entre desigualdade e crescimento.

Acima falamos de capital físico. Resultados semelhantes seriam obtidos caso utilizássemos capital humano. Conforme salientado por Barro (2000), diante da incompleteza do mercado de crédito os indivíduos mais pobres tendem a abdicar dos investimentos em capital humano, que apresentam taxas de retorno elevadas. Neste caso, a adoção de uma taxação não distorcionária dos indivíduos mais ricos e a distribuição dos recursos auferidos para os mais pobres aumentaria a produtividade do investimento e faria com que a economia apresentasse maior crescimento na trajetória de convergência para o estado estacionário.

[1] Há na comparação dos trabalhos de Stiglitz (1969) e Aghion, Caroli e Carcía-Peñalosa (1999) diferentes hipóteses sobre a função de produção. Enquanto o primeiro assume que o produto agregado é gerado pelo estoque de capital agregado, os últimos vêem cada indivíduo na economia como um produtor. Isto posto, a função de produção produzirá resultados idênticos em ambas modelagens se e somente se $\sum_i f(k_i) = f(\sum k_i)$, sendo bastante limitadas as formas funcionais que produzem este resultado.

[2] Cabe ressaltar que a utilização deste caso exremo serve para fins didáticos. Para obter o resultado de que nas economias com maior desigualdade o estoque de capital agregado é menor se comparado às economias mais equânimes basta que os indivíduos estejam limitados em sua capacidade de tomar dinheiro emprestado.

No entanto, é possível vislumbrar uma relação positiva entre desigualdade e investimento em capital fisico. Em sendo efetivas as restrições sobre o crédito e em havendo investimentos com elevada escala mínima de produção, apenas os indivíduos – ou famílias – dotadas de uma certa quantidade inicial de recursos poderão empreender tais projetos. Neste cenário uma redução na desigualdade impediria que tais investimento fossem levados adiante e, por resultarem em uma menor eficiência econômica, reduziriam o crescimento.

Acima observamos as restrições de crédito pela ótica da demanda. Analisaremos agora como a distribuição de renda altera a oferta de crédito, via poupança. A conjectura de que os pobres têm propensão a poupar inferior à dos ricos é conhecida como hipótese de Kaldor. De acordo com esta hipótese, a taxa de poupança é função crescente da renda. Logo, a desigualdade, por canalizar recursos para os indivíduos cuja propensão a poupar é maior, aumenta a poupança agregada e a acumulação do capital e dinamiza o crescimento econômico. Bourguinon (1981) demonstrou utilizando uma função de poupança convexa em um modelo de Solow padrão que o produto agregado depende da distribuição inicial e é maior nos estados estacionários nos quais há maior desigualdade.

Galor e Moav (2004) unificam a visão clássica da propensão marginal à poupança maior para os indivíduos ricos – que conduz a uma relação positiva entre desigualdade e crescimento – com a abordagem moderna de que, diante das imperfeições no mercado de crédito, a igualdade estimula o investimento em capital humano e promove o crescimento. Eles apresentam um modelo no qual há a substituição, de forma endógena, no processo de desenvolvimento, do capital físico pelo capital humano como força motriz do crescimento.

Concomitantemente a essa subsitituição vem uma mudança qualitativa do efeito da desigualdade sobre o crescimento. No início do processo de desenvolvimento o capital físico é o componente mais importante e o efeito positivo da desigualdade, através de uma maior propensão à poupar dos ricos, supera o efeito negativo da desigualdade sobre a acumulação de capital humano, que permanece em nível ineficiente, uma vez que este ativo não tem liquidez e não pode ser transacionado no mercado. Com o desenrolar do processo de desenvolvimento o capital humano vai paulatinamente substituindo o capital físico como motor do crescimento, fazendo com que a desigualdade passe a exercer efeito negativo sobre este.

Os modelos de fertilidade endógena propiciam outro canal de ligação entre desigualdade e crescimento. De acordo com esta perspectiva, o nível inicial de desigualdade reduz o crescimento porque amplia a taxa de fertilidade. Aqui há uma decisão acerca de quantos filhos ter e quanto investir em cada filho. Caso os pais não tenham renda suficiente para investir no capital humano dos seus filhos, estes optarão por ter uma quantidade maior de filhos. Na medida em que a renda aumenta os pais preferem ter um número menor de crianças mais educadas.

Dahan e Tsiddon (1998) examinaram as interações entre transição demográfica, distribuição de renda e crescimento econômico. Em um modelo de crescimento endógeno baseado na acumulação de capital humano e com fertilidade endógena, eles mostraram que a taxa de fertilidade e a distribuição de renda seguem uma curva à la Kuznets. Durante os estágios iniciais de desenvolvimento os indivíduos pobres decidem não investir em capital humano e aumentam a taxa de fertilidade, dado que o retorno da

educação não é suficientemente alto para fazê-los tomar emprestado no mercado de crédito. Enquanto isto os indivíduos ricos investem em capital humano – para eles este investimento é auto-financiado e apresenta custo menor – e diminuem a taxa de fertilidade. Isto faz com que a oferta de trabalhadores educados cresça a uma velocidade menor se comparada aos trabalhadores não educados, aumentando o hiato salarial entre os grupos.

Em Dahan e Tsiddon (1998) a desigualdade afeta o crescimento de forma distinta durante o processo de desenvolvimento. Nos estágios iniciais é necessária uma distribuição desigual como forma de permitir que a economia cresça, dado que apenas os ricos possuem renda suficiente para investir em educação devido à incompleteza no mercado de crédito. Isso leva a um crescimento econômico em paralelo com o aumento da desigualdade. Contudo, a diferença salarial entre trabalhadores educados e não educados leva os indivíduos pobres a investirem em educação e reduzirem suas taxas de fertilidade. Logo, nos estágios mais avançados do desenvolvimento uma maior igualdade aumenta o crescimento de longo prazo ao permitir a uma maior proporção de indivíduos o investimento em capital humano.

Até o presente momento analisamos modelos onde a distribuição inicial de riqueza afetava a taxa de acumulação de capital físico ou humano atuando diretamente na oferta desses fatores. Agora vamos estudar modelos pelo lado da demanda. Ricos e pobres consomem bens heterogêneos em quantidades distintas. Logo a distribuição inicial de renda, por determinar a estrutura futura da demanda, determina também a estrutura da oferta. Portanto, a distribuição de recursos pode afetar a taxa de crescimento de longo prazo da economia ao modificar a estrutura da demanda.

Murphy, Shleifer e Visnhy (1989) consideram um modelo estático no qual a industrialização tem início em uma inovação agrícola ou em um *boom* de exportações, que, por aumentar a renda disponível, aumenta a demanda por bens manufaturados. Dado que o acesso ao mercado externo é limitado para os países nos estágios iniciais do desenvolvimento, o processo de industrialização depende do mercado interno, que é influenciado pela distribuição de renda. Neste modelo os agentes se diferenciam apenas por sua renda. Eles possuem preferências não homotéticas sobre o espaço de bens de consumo. Os indivíduos pobres apenas consomem comida, produzida com a tecnologia de retornos decrescentes. A classe média consome bens manufaturados que podem ser produzidos de acordo com duas tecnologias alternativas de acordo com o tamanho do mercado doméstico. Por fim, os ricos consomem todos os bens disponíveis na economia.

O sucesso da industrialização em Murphy *et al.* (1989) depende da distribuição da renda. Esta dependência não é monotônica. Neste modelo, à medida em que o nível de renda se eleva os agentes expandem o espectro de bens consumidos. Portanto, nos casos extremos de elevada igualdade ou desigualdade temos fracassada a industrialização. No primeiro haverá pouca demanda por bens manufaturados, enquanto para o segundo o mercado doméstico não é grande o suficiente para tornar rentável a adoção de uma tecnologia moderna. Esses resultados sugerem que a redistribuição de renda dos ricos para a classe média tem a capacidade de dinamizar o processo de industrialização via ampliação do mercado doméstico.

Dicorreremos agora sobre modelos de economia política. Perotti (1993) produz uma relação de U inverso entre desigualdade distributiva e renda per capita. Neste modelo o impacto da distribuição de

renda depende do nível inicial de desenvolvimento econômico. O motor do crescimento econômico é o investimento privado em educação, inexiste mercado de crédito e o investimento em capital humano gera externalidades positivas. Deriva-se então a distribuição de renda que maximiza o crescimento econômico e chega-se à conclusões opostas de ponto ótimo para as economias com nível inicial de renda baixo e para aquelas com renda inicial média-alta. Para as primeiras apenas uma sociedade bastante desigual pode apresentar crescimento elevado, dado que a baixa dotação de recursos torna imprescindível a concentração deste. Em sentido contrário, para os países de renda média-alta uma distribuição mais igualitária, por permitir o acesso ao investimento em capital humano a uma maior quantidade de indivíduos, dinamiza o crescimento. Temos um processo de evolução da distribuição de renda, com maior desigualdade associada aos estágios iniciais, sendo este movimento revertido posteriormente.

Já Alesina e Rodrik (1994) estudam como a distribuição de recursos opera no ambiente político e como essas decisões alteram o comportamento de longo prazo da economia. Neste modelo a heterogeneidade na propriedade dos fatores de produção implica em diferentes valores para o quanto de imposto cada indivíduo deseja pagar – aqui os serviços do governo são produtivos, o que faz com que uma pequena taxação sobre o capital beneficie a todos. Neste artigo temos que a distribuição de renda é monotonicamente relacionada com a distribuição de capital. Pelo teorema do eleitor mediano a taxação de capital a ser definida pelo governo é aquela preferida pelo indivíduo mediano. Isso faz com que uma maior desigualdade implique em maior demanda por taxação, demanda esta que será atendida pelo governo. Essa maior taxação conduz a uma menor taxa de acumulação de capital e a uma menor taxa de crescimento.

Para Li e Zou (1998) o governo gasta tanto em serviços produtivos quanto em consumo. Agora, para o caso extremo onde os gastos governamentais sejam destinados inteiramente ao consumo, temos uma maior taxação e menor crescimento em sociedades mais igualitárias. Contudo, no caso mais realista onde os gastos governamentais são destinados tanto para a produção quanto para o consumo, o efeito da distribuição de renda sobre o crescimento é ambíguo.

A existência de um efeito negativo da desigualdade sobre o crescimento prescinde da existência de transferências no equilíbrio, salienta Barro (2000). Isto por que os indivíduos na parte superior da distribuição de renda podem, através de práticas lobistas, impedir políticas redistributivas. Contudo, os recursos destinados a este tipo de prática são função crescente da desigualdade e, por não serem aproveitados no processo produtivo, implicam em perda de eficiência e em menor crescimento.

Os modelos acima apresentados ensejam uma relação direta entre desigualdade e distribuição via teorema do eleitor mediano. Saint-Paul e Verdier (1996) apontam diversas razões pelas quais esta relação pode não ser verificada. Em primeiro lugar um aumento na desigualdade não envolve necessariamente uma deterioração da posição do eleitor mediano em relação ao eleitor médio. Em segundo lugar este canal pode falhar caso o processo de participação política seja endógeno. Por fim, a medida de desigualdade dada pela razão entre o eleitor mediano e o eleitor médio não determinaria o nível de taxação caso esta fosse progressiva.

Bénabou (1996) introduz imperfeição no mercado de capitais em um modelo de economia política. Isso faz com que a redistribuição de recursos gere tanto efeitos negativos – o investimento em capi-

tal humano pelos ricos é reduzido pelo desincentivo causado pela taxação – quanto positivos – maior investimento em capital humano pelos pobres pelo relaxamento das restrições de crédito. Contudo, enquanto a tecnologia de produção exibir retornos marginais decrescentes no capital humano, políticas redistributivas terão efeito líquido positivo sobre a taxa de crescimento.

Há o argumento de que uma maior desigualdade induz os indivíduos mais pobres a se engajarem em atividades ilegais, aumentanto a instabilidade político-social. Isto representaria uma ameaça aos direitos de propriedade e teria como consequência uma redução no investimento e no crescimento. Como consequência normativa dessa perspectiva haveria um maior crescimento associado a uma redistribuição de renda. Barro (2000) salienta que medidas de redistribuição não necessariamente conduziriam a um maior crescimento econômico. Isto porque os recursos a serem redistribuídos tem como fonte de origem a taxação, normalmente distorciva. Dessa forma, há um efeito ambíguo das políticas redistributivas: se por um lado tem o efeito negativo de reduzir a propensão para investir, por outro, através da redução da tensão social, produzem um clima mais favorável às atividades produtivas e à acumulação de capital.

2 Estudos Empíricos relacionando Desigualdade e Crescimento

Houve, na década de 90, o ressurgimento do interesse pelos fatores que determinavam o crescimento econômico. Isso se deveu ao surgimento da teoria de crescimento endógeno e à crescente disponibilidade de dados macroeconômicos comparáveis. Nesse interim foram produzidos diversos artigos investigando a relação entre crescimento e medidas de distribuição de renda.

A metodologia padrão nesses estudos era a de regredir a taxa média de crescimento do produto per capita em um determinado período sobre um conjunto de variáveis explicativas no início do período em questão como forma de computar a contribuição dessas variáveis sobre o processo de crescimento. Utilizando renda como *proxy* para a riqueza, eram então estimadas formas reduzidas do crescimento médio do produto contra uma medida de desigualdade no início deste. Alesina e Rodrik (1994) regridem a taxa média de crescimento do PIB per capita no período entre 1960 e 1985 sobre o coeficiente de Gini da renda e da propriedade da terra em 1960. O resultado dessa regressão indica que a desigualdade tanto de renda quanto de propriedade da terra contribuem negativamente para o crescimento, mesmo após controlarmos pelo PIB per capita e pelo percentual de educação primária, ambos medidos no início do perído.

Persson e Tabellini (1994) adotam uma medida alternativa para a desigualdade: a fração da renda apropriada pelo terceiro quintil. Para o mesmo período do trabalho de Alesina e Rodrik (1994) é regridida a taxa média de crescimento contra essa medida de desigualdade e outros controles para um conjunto de países desenvolvidos e em desenvolvimento. Obtém-se, então, um efeito negativo e robusto à adição de novas variáveis da desigualdade sobre o crescimento. Perotti (1996), utilizando uma *cross-section* mais ampla que os estudos anteriores, e como medida de igualdade o tamanho da classe média, definido como a fração de renda apropriada pelos terceiro e quarto quintis da distribuição de renda, chega a conclusões similares.

Alesina e Perotti (1996) investigam se a desigualdade de renda, por implicar em descontentamento social, aumenta a instabilidade político-social da economia, reduzindo o montante de investimentos. Como temos no investimento a fonte primária do crescimento, resulta do exposto uma relação inversa entre este e a desigualdade distributiva. Os autores testam esta hipótese para 71 países no período entre 1960 e 1985 e, após verificarem a robustez dos resultados encontrados, concluem ser sólido o efeito negativo da desigualdade sobre o crescimento.

Vários outros trabalhos examinaram a relação entre desigualdade e crescimento, sendo estes variações dos anteriormente citados. Por utilizarem metodologia análoga e obterem conclusões bastante próximas, i.e., afirmarem ser negativo o efeito da desigualdade sobre o crescimento, Aghion, Caroli e García-Peñalosa (1999, pp. 1617) afirmam acerca desses estudos: "The picture they draw is impressively unambiguous, since they all sugest that greater inequality reduces the rate of growth".

Devido à disponibilidade de dados, os trabalhos anteriormente citados não puderam explorar adequadamente a dimensão temporal das variáveis. Isso ensejava problemas de erro de medida e de variável omitida. Como exemplo do problema de variável omitida temos a ausência nestes trabalhos do termo de efeito-fixo, que são fatores que afetam apenas os respectivos países, sendo não observáveis e possivelmente correlacionados com as variáveis dependentes dos modelos – tais como Gini e o PIB per capita

no início do período. Portanto, a estimação por OLS resulta em estimadores viesados e inconsistentes.

O surgimento do banco de dados de Deininger e Squire (1996) reduziu o problema da quantidade e da qualidade dos dados disponíveis, minimizou os problemas de comparabilidade entre os dados e permitiu a estimação por painel. Deininger e Squire (1998), utilizando o banco de dados desenvolvidos por eles próprios, estimaram, através de um modelo *cross-country,* a relação entre desigualdade e crescimento. Obtiveram, à semelhança dos estudos anteriores, uma relação negativa entre desigualdade e crescimento. Porém, tal relação desaparecia quando eram introduzidas *dummies* regionais. Isso não só comprova a fragilidade dos estudos anteriores como sugere fortemente que estes potencialmente apresentavam problemas com variáveis omitidas, fazendo com que a medida de desigualdade, possivelmente correlacionada com tais variáveis omitidas, capturasse o efeito destas.

Apresentaremos abaixo trabalhos que utilizam o banco de dados de desigualdade compilados por Deininger e Squire (1996) e utilizam estimação por painel. Resssaltaremos que estes estudos, embora utilizem rotinas econométricas mais adequadas ao tipo de investigação proposta, apresentam problemas quanto à econometria aplicada, potencialmente viesando seus resultados. Além disso, apresentam o que Roodman (2007) define como *publication bias*, ou seja, a busca por resultados estatistivamente significantes, por serem mais "publicáveis".

Li e Zou (1998) utilizam o banco de dados de Deininger e Squire (1996) e regridem – utilizando um painel com efeitos fixos e efeitos aleatórios – a taxa de crescimento do PIB per capita sobre o índice de Gini, além de outras variáveis explicativas frequentemente encontradas na literatura de crescimento. O resultado encontrado é que a influência do Gini é positiva em todos os casos e significativa em muitos dos casos considerados. Isso, afirmam os autores, fornece subsídio para uma reconsideração acerca da influência da desigualdade sobre o crescimento.

A utilização de efeito-aleatório presume que os regressores sejam não correlacionados com a variável específica do país, hipótese difícil de ser defendida nos modelos de crescimento. Para a regressão por efeito-fixo temos controlados os efeitos de variáveis invariantes no tempo específicas para cada país, removendo qualquer viés resultante da correlação entre essas variáveis e os regressores incluídos no modelo. No entanto, tanto efeito-fixo quanto efeito-aleatório tem sua consistência no pressuposto de exogeneidade estrita dos regressores, o que, conforme mostrado com um exemplo simples por Wooldridge (2001), não pode ser válida em modelos com variáveis dependentes defasadas como regressores. Mostraremos posteriormente que as regressões que estimam a relação entre desigualdade e crescimento são intrinsecamente endógenas.

Ciente desse problema de endogeneidade, Forbes (2000) utiliza o estimador de GMM em primeira diferença proposto por Arellano e Bond (1991). Este estimador corrige o viés introduzido pela presença da variável dependente defasada como regressor. Neste estimador primeiro se diferencia a equação a ser estimada, eliminando, portanto, o efeito-fixo e, posteriormente, utilizam-se como instrumentos para a equação em diferença as variáveis em nível defasadas.

O estimador de GMM em primeira diferença assume duas hipóteses: pré-determinação dos regressores por pelo menos um período e ausência de correlação serial entre os erros. Em sendo verificadas tais hipóteses temos que este estimador é consistente. Contudo, conforme demonstrado por Blundell e Bond

(1998) através de experimentos de Monte Carlo, se o modelo em questão apresenta um coeficiente para o termo auto-regressivo elevado[3], então o modelo de GMM em diferença tem performance ruim por serem os níveis defasados instrumentos fracos para os regressores em diferença. Como o modelo de Forbes (2000) utiliza como regressores o PIB per capita e o coeficiente de Gini, ambos persistentes, não levar em consideração os potenciais vieses oriundos da instrumentalização fraca pode levar à interpretações errôneas.

Roodman (2007) testa a sensibilidade dos resultados de Forbes à redução no número de instrumentos. Isto por que um elevada contagem de instrumentos pode fazer com que as variáveis intrumentalizadas apresentem *overfitting*, fazendo com que sua endogeneidade não seja expurgada na regressão. Para termos melhor intuição do problema ao qual estamos lidando, explicitarei o problema de excesso de instrumentos para uma regressão em 2SLS. Nesta regressão, caso o número de instrumentos seja igual ao número de observações no primeiro estágio, obteremos um R^2 de 1. Isso, portanto, fará com que a regressão de 2SLS seja equivalente a uma por OLS.

Em outras palavras, à medida em que o número de instrumentos cresce como proporção do número de observações, os resultados padrão de consistência das regressões por instrumentos em amostras grandes tornam-se irrelevantes. Embora Forbes (2000) não apresente a contagem de instrumentos utilizados, Roodman (2007) consegue reproduzir os resultados de Forbes (2000) utilizando o estimador de primeira diferença por GMM num painel com 138 observações e 80 instrumentos. Essa contagem é bastante elevada, posto que no caso de o número de instrumentos totalizasse 138, esperaríamos para o estimador de GMM por diferença os mesmos vieses dos estimadores por OLS ou FGLS.

Iremos salientar um último problema na regressão de Forbes (2000): a utilização de duas variáveis de educação, masculina e feminina. Em econometria a identifição de um regressor se dá pela variação deste em relação aos outros regressores. Ao utilizarmos dois regressores fortemente correlacionados estamos implicitamente identificando tais variáveis pelas observações na qual uma foi diversa da outra. Basicamente estamos identificando os regressores através dos *outliers*.

Roodman (2007) apresenta um exemplo do problema de se introduzir regressores muito correlacionados. Introduzindo como variável explicativa de uma regressão da receita de uma loja de sapatos os regressores vendas de pés direitos e de pés esquerdos e, num dia de elevada venda de sapatos, marcando a venda de um pé direito mas não marcando a venda do respectivo pé esquerdo, obtemos um estimador positivo e estatisticamente significante para a venda de pés direitos e negativo e estatisticamente significante para a venda de pés esquerdos. Não por coincidência a estimação de Forbes (2000) resulta em um coeficiente positivo para a educação feminina e negativo para a masculina. Embora o último não seja estatisticamente significativo, seu sinal contraintuitivo pode ser indício de problemas de identificação.

Barro (2000) utiliza um estimador 3SLS, que trata os efeitos específicos do país como aleatórios. Definida esta metodologia, Barro procede às estimações e não encontra relação significativa entre de-

[3]Na regressão $y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + \beta X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}$, caso o coeficiente α apresente valor próximo à unidade, temos que os níveis defasados de y_i serão instrumentos fracos para y_i em diferença. Conforme discutiremos mais pormenorizadamente na seção sobre o modelo utilizados, nosso modelo pode ser visto como um caso específico do modelo acima, onde temos o valor de α elevado. Vale ressaltar também que as variáveis contidas na matriz X_{it}, caso sejam persistentes, também irão apresentar problemas no que tange à utilização de instrumentos fracos.

sigualdade e crescimento em sua amostra como um todo. Todavia, ao separar a amostra em dois subgrupos, países ricos e pobres, é encontrada uma relação negativa entre desigualdade e crescimento no segundo conjunto de países e positiva no primeiro. Já Banerjee e Duflo (2003), ao permitirem não linearidades no efeito da desigualdade sobre o crescimento, encontram como resultado que mudanças no nível de desigualdade em qualquer direção são prejudiciais ao crescimento.

Panizza (2002) estuda o relacionamento entre desigualdade e crescimento através de um painel com dados para 48 estados americanos no período entre 1940 e 1980. Este autor utiliza tanto os estimadores de efeito-fixo padrão quanto o estimador de GMM em primeira diferença. Nas diversas regressões computadas não foram encontradas evidências de uma relação positiva entre desigualdade e crescimento. Por outro lado verificou-se quando da utilização do estimador por GMM em primeira diferença um coeficiente negativo e estatisticamente significativo entre a desigualdade e o crescimento. Contudo, afirma Panizza (2002), pp. 34: "I do not think that the results of this paper is strong enough to justify the claim that the paper finds empirical support for some channel linking inequality to growth". Tal assertiva resulta na baixa robustez dos coeficiente para a desigualdade. Vale ressaltar a utlização do estimador de GMM em primeira diferença pode resultar em estimativas viesadas, posto que as medidas de PIB para os estados americanos devem apresentar persistência próxima à verificada nos estudos *cross-contry*.

Pelo método de estimação utilizado, o artigo que mais se assemelha ao nosso trabalho é o de Voitchovsky (2005). Partindo da hipótese de que o efeito positivo da desigualdade está ligado à desigualdade na parte superior da distribuição de renda enquanto os efeitos negativos estão ligados à desigualdade na cauda inferior, Voitchovsky, utilizando um painel de dados de desigualdade para os países europeus e estimando o modelo por *system* GMM, conclui que o efeito da desigualdade é distinto quando esta está presente nas caudas superior e inferior da distribuição de renda, sendo, conforme conjecturado por ela, positivo no primeiro caso e negativo no segundo.

3 Dados, Fatos Estilizados e Estatísticas Descritivas

Estimamos a taxa de crescimento de um país como função das seguintes variáveis: desigualdade, renda, educação, distorção do mercado e dummies para os perídos. Utilizaremos as médias quinquenais das taxas de crescimento no período entre 1966 e 2004. Utilizamos dados provenientes de quatro fontes principais: as medidas de *Desigualdade* – medida pelo Gini, pela razão entra as rendas apropriadas pelo quinto quintil e primeiro quintil, quinto quintil e terceiro quintil, terceiro quintil e primeiro quintil – foram retiradas da compilação de medidas de desigualdade feita por Deininger & Squire (1996) e do Poverty Calculator (PovcalNet) do Banco Mundial[4]; o Pro*duto* , visto como o PIB per capita, foi obtido no CD-ROM World Development Indicators (2006), do Banco Mundial; as estatísticas de *Educa*ção masculina e feminina foram retiradas do banco de dados de Barro & Lee (2000) e as medidas de *Distor*ção constam na Penn World Table 6.2 (2006). Dividimos nossa amostra em quinquênios e utilizamos para as variáveis o valor mais recente disponível dentre cada quinquênio. Na prática isso significou utilizar os valores referentes ao último ano do quiquênio, exceção feita para as medidas de desigualdade, para os quais nem sempre a medida para o último ano estava disponível.

O banco de dados ampliado foi gerado mediante a fusão dos bancos de dados de einiger e Squire (1996) com as estatísticas de desigualdade disponíveis na PovcalNet. Tivemos que modificar o modo pelo qual eram selecionados os dados de desigualdade de Deininger e Squire (1996). Os dados incluídos no banco de dados ampliado serão de dimensão nacional e de alta-qualidade com exceção dos dados da Argentina, China, Índia e Indonésia. Procedemos assim porque nas estatísticas de desigualdade retiradas da Povcal para estes países eram de pesquisas com dimensão infra-nacional: urbanas ou rurais. Optamos por adotar as pesquisas de dimensão urbana. Após a fusão entre os bancos de dados de desigualdade de Deininger e Squire com o da PovcalNet, eliminamos os países para os quais não estavam disponíveis dois quinquênios consecutivos com dados de desigualdade. Esse procedimento amplia consideravelmete o banco de dados e torna-o mais representativo. Enquanto em Forbes temos 44 países e nenhum da da África subsaariana, o banco de dados ampliado apresentar 71 países, sendo 11 destes da África subsaariana. Vale destacar que tanto para o banco de dados Forbes como para o banco de dados ampliado utilizamos o procedimento de somar 6.6 ao Gini caso este tenha sido produzido utilizando o dispêndio e não a renda, sendo este procedimento bastante comum na literatura. Abaixo estão as estatísticas descritivas para o banco de dados ampliado. Para as estatísticas do banco de dados Forbes consulte Forbes (2000)

[4]Deininger & Squire (1996) compilaram as principais estatísicas de desigualdade até meados da década de 90. Este banco de dados é frequentemente utilizado na literatura empírica acerca da desigualdade e crescimento.

A PovcalNet é uma ferramenta computacional interativa que permite ao usuário reproduzir as estatísticas de desigualdade produzidas pelo Banco Mundial. Essas estimativas combinam as estatísticas de Paridade de Poder de Compra (PPP) para o consumo residencial produzidas para o International Comparison Program (ICP) com os dados de 675 pesquisas domiciliares para 116 países em desenvolvimento no período entre 1981-2005. Pela utilização de matrizes de dados diferentes pode haver pequenas discrepâncias entre os valores obtidos online na PovcalNet e as estatísticas oficiais do Banco Mundial. As maiores vantagens da utilização da PovcalNet são sua interface interativa e o fato desta frequentemente ser atualizada à medida em que são disponibilizadas novas pesquisas domiciliares.

Tabela 1: Esatísticas Descritivas - ampliado

Variável	Descrição	Fonte	Quinquênio	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
syrm	Anos médios de educação na população masculina acima dos 25 anos	Barro & Lee	1966-70	0.81	0.76	0.03	3.16
			1971-75	1.00	0.84	0.03	3.31
			1976-80	1.15	0.91	0.08	3.65
			1981-85	1.43	1.04	0.07	5.07
			1986-90	1.56	1.03	0.09	4.81
			1991-95	1.81	1.14	0.12	4.88
			1995-99	1.99	1.19	0.17	4.97
			2000-04	2.10	1.21	0.21	5.02
syrf	Anos médios de educação na população feminina acima dos 25 anos	Barro & Lee	1966-70	0.60	0.72	0.00	3.10
			1971-75	0.73	0.78	0.00	3.36
			1976-80	0.84	0.85	0.00	3.62
			1981-85	1.08	1.01	0.01	5.11
			1986-90	1.22	1.00	0.03	4.84
			1991-95	1.46	1.09	0.04	4.70
			1995-99	1.68	1.17	0.06	5.02
			2000-04	1.82	1.18	0.09	5.07
pib_capita	Logarítmo Produto per capita em doóares de 2000(Atlas Method)	World Development Indicators	1966-70	7.52	1.47	4.80	9.81
			1971-75	7.64	1.46	4.94	9.91
			1976-80	7.72	1.47	4.94	10.09
			1981-85	7.71	1.51	4.84	10.21
			1986-90	7.80	1.52	4.88	10.42
			1991-95	7.89	1.52	4.96	10.48
			1995-99	8.00	1.53	5.02	10.53
			2000-04	8.09	1.52	5.03	10.57
gini	Coeficiente de Gini	Deininger & Squire / PocvalNet	1966-70	42.50	10.99	25.10	61.88
			1971-75	38.64	9.13	22.80	57.90
			1976-80	39.39	8.75	21.54	57.78
			1981-85	38.75	9.44	15.80	61.76
			1986-90	42.60	9.80	18.00	62.62
			1991-95	45.67	10.70	26.92	69.76
			1995-99	49.95	6.83	34.37	64.37
			2000-04	49.37	6.00	36.64	59.10
pi	Preço do Investimento em relação aos Estados Unidos	Heston & Summers	1966-70	61.20	41.10	22.65	314.50
			1971-75	76.04	47.83	29.91	329.44
			1976-80	102.25	196.89	26.45	1707.95
			1981-85	56.92	25.90	19.29	163.23
			1986-90	73.22	42.90	23.10	290.17
			1991-95	65.68	26.31	19.45	142.28
			1995-99	57.91	21.84	19.08	125.80
			2000-04	57.51	23.71	18.79	116.08

Nota: o coeficiente de gini é retirado da última observação do quinquênio
Fontes: Barro & Lee (2000); Deininger & Squire (1996); PovcalNet; Penn World Table 6.2 (2006) e World Development Indicators (2006)

Abaixo está a média de crescimento segundo a divisão geopolítica do Banco Mundial para ambos os bancos de dados. Houve no período considerado uma grande disparidade entre as taxas de crescimento, com a região da Ásia Central e Pacífico apresentando as maiores taxas de crescimento, enquanto a América Latina foi a região que menos cresceu. O resultado contra-intuitivo de ter a África Subsaariana uma taxa média de crescimento superior à da América Latina para o banco de dados ampliado no período entre 1966 e 2004 advém da regra de seleção utilizada, que, por inserir apenas os países com dois quinquênios consecutivos de dados para o Gini, acaba por selecionar os países africanos com melhores condições sócio-econômicas, logo com taxas de crescimento superiores aos seus pares continentais[5].

[5] As diferenças apresentadas entre as taxas de crescimento nos gráficos abaixo são resultado de o banco de dados ampliado não só apresentar uma maior número de países como acompanhá-los por um período maior de tempo.

Figura 1: Taxa média de crescimento do PIB per capita - Forbes

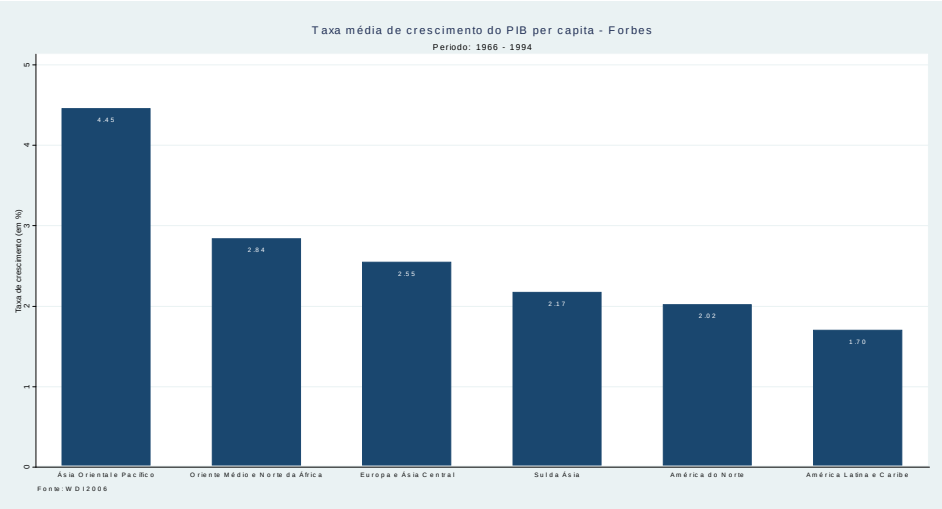
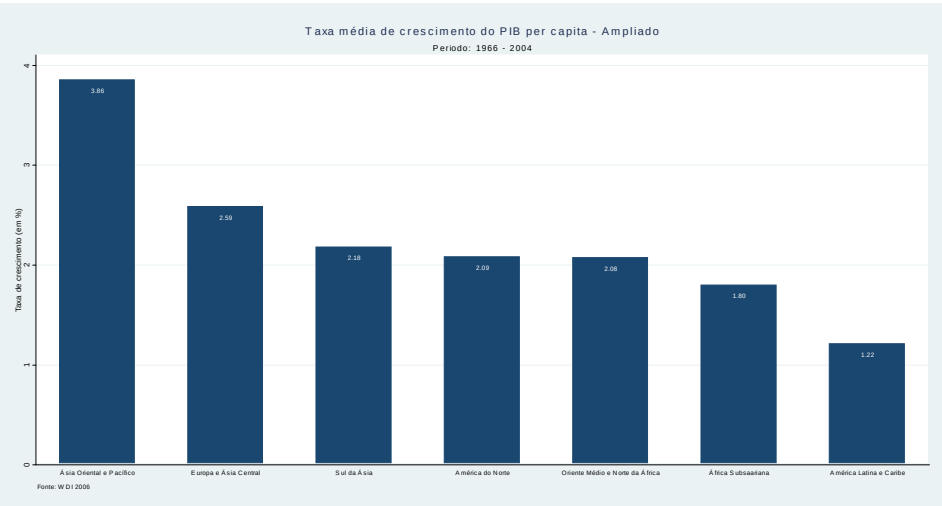
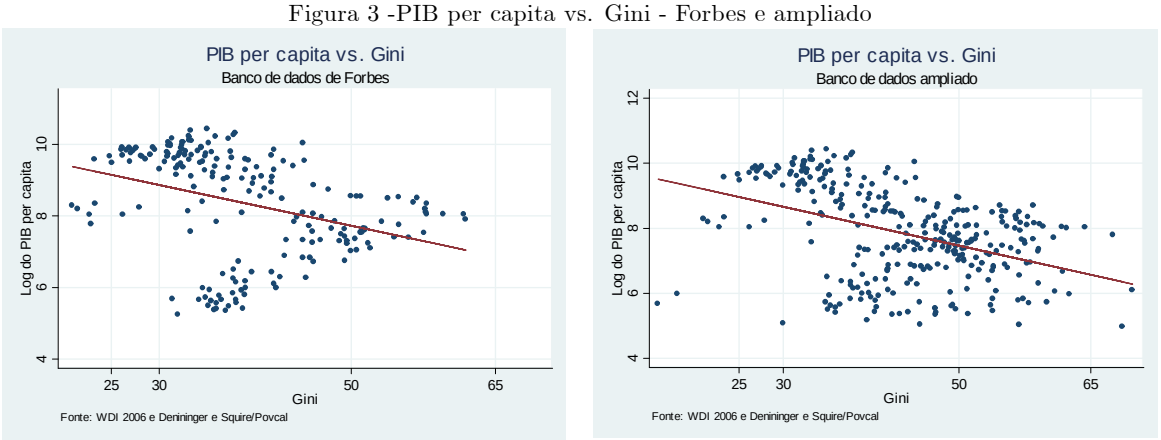


Figura 2: Taxa média de crescimento do PIB per capita - ampliado



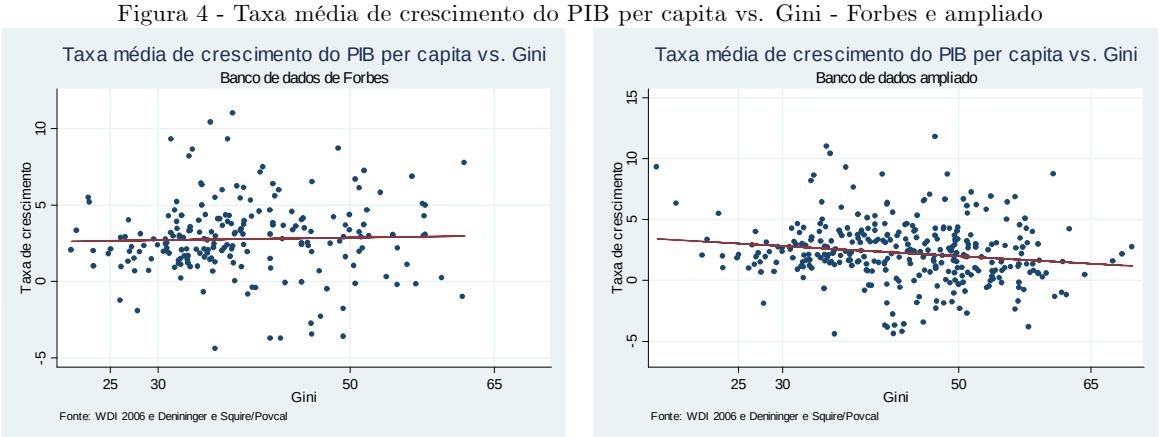
Observa-se nos gráficos abaixo uma relação negativa entre desigualdade – medida pelo Gini – e o PIB per capita. Em princípio tal resultado pode confirmar a hipótese de Kuznets, na qual nos estágios iniciais do desenvolvimento a economia é caracterizada por uma elevada concentração de renda, reduzindo-se concomitantemente com o desenrolar do processo de desenvolvimento. Não podemos fazer afirmações sobre causalidade entre desigualdade e crescimento pelo gráfico abaixo por que duas variáveis podem se mover em determinada direção não pela interação entre elas, mas sim por uma terceira variável que estaria influenciando ambas.

Figura 3 -PIB per capita vs. Gini - Forbes e ampliado



Mais interessante do que observar a relação entre desigualdade e produto em nível é avaliar como a desigualdade afeta o crescimento do produto. Enquanto no banco de dados Forbes verifica-se uma leve inclinação positiva entre as a taxa de crescimento e o Gini, para o banco de dados ampliado temos a desigualdade afetando negativamente o crescimento. Embora tal resultado seja fruto de uma regressão linar da taxa de crescimento sobre o Gini, já temos por este uma sinalização da diferenças motivadas pela expansão do banco de dados.

Figura 4 - Taxa média de crescimento do PIB per capita vs. Gini - Forbes e ampliado



4 O Modelo

Conforme exposto na seção anterior, estimamos a taxa de crescimento de um país como função das seguintes variáveis: logarítimo do PIB, desigualdade, educação, distorção de mercado e dummies para os perídos amostrais. Com excessão das dummies, todas as variáveis encontram-se defasadas em um período, sendo um período aqui o intervalo de tempo de cinco anos. Essa forma funcional é similar à utilizada por Perotti (1996), onde se verificou uma relação negativa entre desigualdade e crescimento. Acrescentamos dummies para os períodos no intuito de controlar a presença de choques globais, que exercem efeito sobre as variáveis de produto sem necessariamente afetar as variáveis explicativas.

Há uma série de outras variáveis que em princípio afetam as taxas de crescimento e que não estão inclusas em nossa especificação. Escolhemos essa forma funcional por duas razões principais: em primeiro lugar, a disponibilidade de dados de desigualdade *cross-country* não é muito vasta, e, posto que iremos utilizar estimação por painel, a introdução de um maior número de variáveis nos faria perder graus de liberdade e poder de teste. Outra razão que nos levou a escolher tal especificação é que esta, além de muito comum na literatura, apresenta como regressores variáveis em estoque, o que potencialmente reduz o problema de endogeneidade.

Em suma, o modelo central do nosso trabalho é:

(1) $Crescimento_{it} = \beta_{i,t-1} pib_capita + \beta_2 gini_{i,t-1} + \beta_3 syrm_{i,t-1} + \beta_4 syrf_{i,t-1} + \beta_5 pi + \eta_i + h_t + \upsilon_{it}$

Na equação acima i representa o país e t indica o período[6]; $Crescimento_{it}$ é a taxa média de crescimento anual do país i no período t; *gini* é o coeficinte de Gini, nossa medida padrão para a desigualdade – utilizaremos as razões entre o quinto quintil e o terceiro quintil ($razaoq5q3$), entre o quinto quintil e o primeiro quintil ($razaoq5q1$) e entre o terceiro quintil e primeiro quintil ($razaoq3q1$) como medidas alternativas; *pib_capita* é o logarítmo natural do PIB per capita; *syrm* designa a escolaridade média dos homens com ensino secundário e *syrf* das mulheres com ensino secundário; $pi_{i,t-1}$ é a medida de preço do investimento, uma medida de distorção de mercado; η_i é um fator específico não observável do país; h_t são as dummies de período e υ_{it} é o termo de erro.

O modelo supracitado é um modelo neoclássico padrão de crescimento. Este tem por finalidade explicar o comportamento de longo prazo da economia, quando esta se encontra em estado estacionário. Neste ambiente mudanças nas variáveis explicativas irão afetar as taxas de crescimento apenas durante a trajetória de convergência para o novo estado estacionário. Mesmo mudanças permanentes nas variáveis explicativas não exercerão efeitos permanentes sobre as taxas de crescimento. Como Barro (2000) ressalta, dado que o processo de convergência para o novo estado estacionário pode ser lento, os efeitos de curto-prazo sobre o crescimento podem ser bem duradouros.

Nossa especificação impõe que o processo de ajuste por consequência de mudanças em uma das variáveis explicativas seja praticamente imedidato, i.e., dentro de um período de cinco anos. Pode ocorrer que o processo de ajuste tome mais tempo para se verificar e que nossa estrutura não esteja captando este movimento de ajuste mais suave. Essa proposição poderia ser testada pela utilização de defasagens maiores para as variáveis dependentes. No entanto, a dimensão de nosso painel não permite

[6] Aqui quando nos referirmos a um período estamos falando de cinco anos. Em modelos de crescimento não é usual trabalhar com periodicidade anual, posto estarmos interessados em uma relação entre as variáveis em prazos mais longos.

esse tipo de investigação. Logo, resta-nos acreditar que a dinâmica de cinco anos de nosso modelo esteja capturando bem a dinâmica de ajuste para o novo estado estacionário.

Aproximando a taxa de crescimento pela diferença dos logarítmos do produto – $Crescimento_{it} \approx pib_capita_{it} - pib_capita_{i,t-1}$ – e imputando esta aproximação em (1) temos:

(2) $pib_capita_{it} = \gamma_1 pib_capita_{i,t-1} + \beta_2 gini_{i,t-1} + \beta_3 syrm_{i,t-1} + \beta_4 syrf_{i,t-1} + \beta_5 pi + h_t + u_{it}$; *onde* $\gamma_1 = \beta_1 + 1$

Optamos por reescrever a equação (1) na forma de (2) por esta deixar patente a endogeneidade desse modelo, uma vez que o termo específico ao país (η_i) está presente tanto no regressor $pib_capita_{i,t-1}$ quanto no termo de erro[7]. Portanto, qualquer tentativa de estimar essa regressão sem considerar a endogeneidade do problema produziria coeficientes viesados e inconsistentes.

Em nosso trabalho utilizaremos estimadores que corrijam pela endogeneidade, bem como atuem no sentido de diminuir os problemas causados por erros de medida, muito comuns em medidas de produto e desigualdade. Uma possibilidade para corrigir o problema de variáveis omitidas e endogeneidade seria utilizar o estimador de GMM em primeira diferença proposto por Arellano e Bond (1991). A diferenciação elimina o viés de qualquer variável invariante no tempo e a endogeneidade pode ser atacada pela utilização de instrumentos apropriados. Em suma, o estimador de GMM em primeira diferença consiste em diferenciar a equação cujos coeficientes desejo obter e, posteriormente, usar os níveis defasados como instrumentos para a equação em diferença.

Entretanto, o estimador em primeira diferença apresenta viés em um caso importante: variáveis persistentes. Nesta situação os níveis defasados da série temporal são fracamente correlacionados com as primeiras diferenças e, dessa forma, o conjunto de instrumentos para a equação em primeira diferença é fraco, conforme apontam Bond, Hoeffler e Temple (2001). Blundell e Bond (1998) demonstram através de simulações que o estimador de GMM em primeira diferença tende a apresentar elevado viés em amostras pequenas para o caso onde há variáveis persistentes.

Nossa especificação utiliza o PIB per Capita e o Gini, variáveis cujo comportamento é claramente persistente. Isto posto, precisávamos de um estimador que fosse robusto à presença de variáveis persistentes. Optamos pelo estimador de *system* GMM, proposto por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) Podemos ver o estimador de GMM por sistema como uma versão estendida do estimador em primeira diferença. Este instrumentaliza a equação em diferença pelos níveis defasados e a equação em nível pelas diferenças defasadas. Para variáveis persistentes utilizar as diferenças defasadas como instrumentos para os níveis resulta em instrumentos mais apropriados do que a utilização dos níveis defasados como instrumentos para a equação em diferença. Caso os instrumentos que estejamos utilizando sejam válidos o estimador de GMM por sistema apresente melhores propriedades em amostras finitas por aproveitar a informação disponível de forma mais eficiente.

No entanto, não é trivial ver que as diferenças defasadas podem ser utilizadas como instrumentos para os níveis[8]. Blundell e Bond (2000) demonstraram que é suficiente que as variáveis incluídas no

[7] O termo de erro na equação u_{it} na equação (2) é dado pela soma entre o termo específico ao país (η_i) , não observável, e o termo de ruído branco (ν_{it}).

[8] Para tornar mais claro este argumento subtraia $y_{i,t-1}$ de ambos os lados da equação (3), donde resulta:

$\Delta Produto_{it-1} = \beta_1 Produto_{i,t-2} + \beta_2 gini_{i,t-2} + \beta_3 syrm_{i,t-2} + \beta_4 syrf_{i,t-2} + \beta_5 pi_{i,t-2} + h_{t-1} + u_{it-1}$.

modelo apresentem médias constantes ao longo do tempo para a validade das condições de momento[9]. Isso permitiria que as variáveis em nível fossem correlacionadas com o fator específico ao país (η_i) e ao mesmo tempo permitiria a utilização das diferenças defasadas dessas variáveis como instrumentos para a equação em nível. Esta não nos parece uma perspectiva muito promissora, dado que a série de PIB per capita é não estacionária. As condições acima citadas são suficientes mas não necessárias.Blundell e Bond (2000) moestram que caso o processo gerador do PIB per capita tenha ocorrido por tempo suficiente para que qualquer influência das condições iniciais sejam negligíveis, temos asseguradas as condições de ortogonalidade entre as diferenças defasadas e as variáveis em nível.

O estimador de GMM, por utilizar dois blocos de instrumentos, um para a equação em nível e outro para a equação em diferença, tende a apresentar um crescimento explosivo no *quantum* de instrumentos. Há, como consequência de um número elevado de instrumentos, os seguintes problemas: coeficientes viesados; estimação imprecisa da matriz de ponderação ótima; viés negativo dos erros-padrão em estimação por dois estágios e, mais importante, baixo poder do teste de Hansen em rejeitar a hipótese de validade dos instrumentos. Procedemos aqui de forma a reduzir a contagem de instrumentos pela escolha parcimoniosa do conjunto de instrumentos utilizados.

Conforme salientado antes, tanto a utlização de muitos instrumentos quanto a utilização de instrumentos fracos representam problemas para a estimação. Nosso conjunto de instrumentos inclui, para a equação em diferença, as seguintes variáveis: defasagens de ordem 2 ou maiores para as variáveis: $pib_capita, gini, syrm, syrf,\ pi$[10].Já para a equação em nível utilizamos os seguintes instrumentos: primeira diferença defasada – ou diferenças defasadas de ordem superior – para as mesmas variáveis citadas anteriormente.

Note que a diferença defasada do produto contém o termo de efeito-fixo (η_i). Isto, portanto, inviabilizaria a utilização da diferença defasada como instrumento para a equação em nível.

[9] As condições de momento necessárias para a utilização das diferenças defasadas como instrumentos para os níveis são as seguintes: $E(\eta_i \Delta y_{i,t}) = 0$ e $E(\eta_i \Delta x_{i,t}) = 0$; onde $y_{i,t}$ é o logarítmos do PIB per capita e $x_{i,t}$ é qualquer uma das variáveis explicativas de (1).

[10] O conjunto de instrumentos muda conforme os regressores utilizados como forma de adequar a escolha dos regressores às restrições do banco de dados. Como exemplo deste procedimento temos que para a regressão com o gini como medida de desigualdade utilizamos mais defasagens do que com a desigualdade medida pela razão entre os quintis. Isto por que possuímos um número de observações maior com a desigualdade medida pelo gini do que esta medida pelas razões entre as frações de renda apropriadas pelos quintis.

5 Resultados

Esta seção sumariza os resultados encontrados e está dividida em duas partes: na primeira parte iremos comparar os resultados obtidos quando utilizamos o método de estimação de GMM por sistema com o que seria obtido caso utilizássemos o estimador de GMM em primeira diferença; na segunda parte comparamos os resultados obtidos pela utilização dos bancos de dados Forbes e ampliado.

Como forma de evitar viés em amostra finita, utilizaremos o procedimento de Bond, Hoeffler e Temple (2001). Este consiste em comparar os coeficientes estimados pelo método dos momentos – tanto GMM em primeira diferença quanto GMM por sistema – para o parâmetro auto-regressivo com os coeficientes obtidos pela utilização de estimadores alternativos. Na presença de termos específicos ao país, a estimação de γ_1 na equação (2) por OLS conduz a resultados viesados para cima pelo fato de haver uma correlação positiva entre a variável específica ao país (η_i) e o logarítimo do PIB per capita no período anterior ($pib_capita_{i,t-1}$). Já em uma regressão por efeito-fixo temos para o mesmo coeficiente um viés negativo, sobretudo em painéis com dimensão temporal pequena, posto que o procedimento de diferenciação temporal não elimina o viés em painéis dinâmicos, dado que a variável dependente defasada ($pib_capita_{i,t-1}$) é negativamente correlacionada com o termo de erro.

Estimamos (2) por quatro métodos diferentes: OLS, efeito-fixo, GMM em primeira diferença diferença e GMM por sistema. Nas tabelas que sumarizam os resultados de nossas estimações não iremos apresentar os coeficientes para as *dummies* de tempo por economia de espaço. As duas primeiras regressões, ambas notadamente viesadas, servem para delimitar o intervalo de confiança do termo auto-regressivo: entre 0,87 e 0,96. Observe que o coeficiente auto-regressivo do estimador de GMM em primeira diferença é de 0,37, muito distante do intervalo de credibilidade.

Quando utilizamos o estimador de GMM por sistema obtemos o coeficiente para o termo auto-regressivo dentro do intervalo de credibilidade e temos que a desigualdade afeta negativamente o crescimento. De acordo com esta regressão, um aumento de 1% no Gini – aqui definido no intervalo entre 0 e 100 – reduziria o crescimento econômico em 0.001 ponto percentual, uma redução pouco significativa. Por outro lado encontramos forte evidência de convergência condicional[11], uma vez que caso uma economia apresente o PIB per capita 1% superior à outra economia, mantendo tudo o mais constante, esperamos que a primeira cresça a uma taxa média 0,06 ponto percentual menor. Tivemos também nessa equação a confirmação de que introduzir ambos os estimadores produz coeficiente resulta em problema de identificação, uma vez que o coeficiente da educação feminina é negativo, um resultado contrário às teorias de capital humano.

[11] Da estimação de (2) encontramos o coeficiente γ_1. O coeficiente que mede a convergência condicional é dado por β_1. Estes estão relacionados ente si pela equação: $\gamma_1 = 1 + \beta_1$. Logo subtraia 1 dos coeficientes do PIB per capita para as inferências acerca de convergência.

Tabela 2: Desigualdade medida pelo Gini - Forbes

Variable	**Coefficient**	**(Std. Err.)**
L.pib_capita	0.37052	(0.23187)
L.gini	-0.00110†	(0.00057)
L.syrm	-0.04024	(0.02623)
L.syrf	0.06441*	(0.02770)
L.pi	-0.00032*	(0.00014)

Significance levels : $\dagger$: 10% $*$: 5% $**$: 1%

Abaixo apresentamos os resultados das regressões quando utilizamos diferentes medidas para a desigualdade. Todas as regressões foram computadas no banco de dados Forbes. A desigualdade é estatísticamente significativa aos níveis usuais apenas quando medida pelo Gini. Em todas as regressões verificamos convergência condicional. Para o termo de distorção apenas na regressão em que o Gini é a medida de desigualdade este é significativo. Contudo, seu coeficiente reduzido implica que um país deveria apresentar uma distorção bastante acima de outro país para que houvesse diferença relevante entre as taxas de crescimento. Nota-se também em todas as regressões sinais opostos entre as medidas de educação masculina e feminina, onde apenas a masculina é estatisticamente significativa para algumas das regressões. Utilizando apenas o coeficiente de educação masculina, que apresenta o sinal esperado segundo os modelos de crescimento com capital humano, temos que um aumento de 1% na média de educação das pessoas com ensino superior amplia a taxa média de crescimento anual em mais de 0,01 ponto percentual, um valor nada desprezível.

Tabela 3: Comparação dos coeficientes com diversas medidas de desigualdade - Forbes

$Variáveis/Medidas$ de $Desigualdade$	$gini$	$razaoq5q3$	$razaoq5q1$	$razaoq3q1$
pib_capita_{t-1}	0.93727	0.92444	0.91907	0.95670
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
$desigualdade_{t-1}$	-0.00103	-0.00221	-0.00078	-0.00639
	(0.075)	(0.513)	(0.286)	(0.329)
$syrm_{t-1}$	0.01035	0.01463	0.01190	0.01609
	(0.096)	(0.141)	(0.181)	(0.022)
$syrf_{t-1}$	-0.00506	-0.00814	-0.00343	-0.00927
	(0.499)	(0.412)	(0.743)	(0.167)
pi_{t-1}	-0.00043	-0.00020	-0.00026	-0.00023
	(0.065)	(0.396)	(0.283)	(0.297)

* Em parênteses os p-valores ** Todas as regressões em GMM por sistema

Novamente estimamos (2) por quatro métodos diferentes: OLS, efeito-fixo, GMM em primeira diferença diferença e GMM por sistema. O intervalo de confiança do termo auto-regressivo é entre 0,71 e 0,99. Observe que o coeficiente auto-regressivo do estimador de GMM em primeira diferença é de 0,59,

fora do intervalo de credibilidade, ressaltando que para variáveis persistentes o nível defasado é um instrumento ruim para as diferenças. Temos agora que o efeito da desigualdade sobre o crescimento não é estatisticamente significativo. Observamos convergência condicional, dado que uma economia que apresentasse o PIB per capita 1% superior à outra economia, mantendo tudo o mais constante, esperamos que a primeira cresça a uma taxa média 0,02 ponto percentual menor. Agora fica patente o problema de se introduzir tanto educação masculina quanto educação femina entre os regressores. Temos a educação masculina afetando positivamente o crescimento e a educação feminina afetando negativamente. Este resultado cotra-intuitivo é derivado do fato de que as educações masculina e feminina apresentam uma correlação bastante forte, fazendo com que acabemos por identificar os regressores pelos *outliers* da série.

Tabela 4: Desigualdade medida pelo Gini - ampliado

Variable	**Coefficient**	**(Std. Err.)**
L.pib_capita	0.98036**	(0.02496)
L.gini	0.00001	(0.00001)
L.syrm	0.00129**	(0.00032)
L.syrf	-0.00091**	(0.00031)
L.pi	0.00000	(0.00001)

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1%

Abaixo apresentamos os resultados das regressões quando utilizamos diferentes medidas para a desigualdade. Todas as regressões foram computadas no banco de dados ampliado. Agora tanto a desigualdade quanto a medida de distorção são estatísticamente não significativas aos níveis usuais para todas as especificações consideradas. Há convergência condicional em todas as regressões. Agora temos as medidas de educação com sinais opostos, bem como estatisticamente significativas, revelando problema de identificação.

Tabela 6: Comparação dos coeficientes com diversas medidas de desigualdade - ampliado

Variáveis/Medidas de *Desigualdade*	*gini*	*razaoq*5*q*3	*razaoq*5*q*1	*razaoq*3*q*1
pib_capita_{t-1}	0.980358	0.9661780	0.974009	0.973904
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
$desigualdade_{t-1}$	0.000008	0.000131	0.000017	0.000091
	(0.2960	(0.178)	(0.519)	(0.588)
$syrm_{t-1}$	0.001295	0.001628	0.001643	0.001568
	(0.000)	(0.002)	(0.004)	(0.002)
$syrf_{t-1}$	−0.000913	−0.001084	−0.001191	−0.001144
	(0.005)	(0.001)	(0.002)	(0.001)
pi_{t-1}	0.000003	0.000004	0.000006	0.000005
	(0.527)	(0.478)	(0.208)	(0.264)

* Em parênteses os p-valores ** Todas as regressões em GMM por sistema

A tabela anterior nos mostrou o problema de serem introduzidas na equação as medidas de educação masculina e feminina, sobretudo no banco de dados ampliado. Isto posto, adotaremos uma nova especificação, que introduz a escolaridade média das pessoas com ensino secundário, sem distinção de sexo. Portanto, temos a seguinte forma funcional: (3) $pib_capita_{it} = \gamma_1 pib_capita_{i,t-1} + \beta_2 gini_{i,t-1} + \beta_3 syr_{i,t-1} + \beta_4 pi + h_t + u_{it}$. Em todas as regressões sumarizadas abaixo é verificada a convergência condicional. Esta é mais acentuada quando utilizamos o banco de dados Forbes.

Nas regressões sobre o banco de dados Forbes não encontramos uma relação estatisticamente significativa ente desigualdade e crescimento. Ao utilizarmos o banco de dados ampliado encontramos para duas medidas de desigualdade – *gini* e *razaoq*5*q*3 – uma relação estatisticamente significante entre desigualdade e crescimetno, só que agora a desigualdade afeta positivamente o crescimento. Embora haja significância estatística, não há significância econômica dada a magnitude dos coeficientes. Por fim, tanto para a medida de educação quanto para a medida de distorção não encontramos significância estatística aos níveis usuais.

Tabela 7: Comparação dos coeficientes com diversas medidas de desigualdade - Forbes, educação por *syr*

Variáveis/Medidas de *Desigualdade*	*gini*	*razaoq*5*q*3	*razaoq*5*q*1	*razaoq*3*q*1
pib_capita_{t-1}	0.873319	0.905510	0.899713	0.890048
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
$desigualdade_{t-1}$	−0.000329	−0.000405	−0.000250	−0.002515
	(0.396)	(0.855)	(0.704)	(0.723)
syr_{t-1}	0.011930	0.007364	0.007798	0.009347
	(0.354)	(0.152)	(0.215)	(0.128)
pi_{t-1}	−0.000176	−0.000037	−0.000023	−0.000023
	(0.187)	(0.854)	(0.892)	(0.859)

* Em parênteses os p-valores ** Todas as regressões em GMM por sistema

Tabela 8: Comparação dos coeficientes com diversas medidas de desigualdade - ampliado, educação por *syr*

Variáveis/Medidas de *Desigualdade*	*gini*	$razaoq5q3$	$razaoq5q1$	$razaoq3q1$
pib_capita_{t-1}	0.970287	0.970282	0.879000	0.992275
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.0000
$desigualdade_{t-1}$	0.000017	0.000190	0.000003	0.000040
	(0.031)	(0.096)	(0.887)	(0.745)
syr_{t-1}	0.000520	0.000529	0.000268	0.000307
	(0.145)	(0.146)	(0.389)	(0.348)
pi_{t-1}	−0.000001	−0.000001	0.000001	0.000002
	(0.817)	(0.879)	(0.906)	(0.843)

* Em parênteses os p-valores ** Todas as regressões em GMM por sistema

Conclusão

Este trabalho investiga a relação entre desigualdade distributiva e crescimento econômico. Através do procedimento de fusão dos bancos de dados de Deininger e Squire (1996) com o banco de dados do Poverty Calculator (PovcalNet) disponibilizado pelo Banco Mundial conseguimos ampliar o período de nossa amostra e torná-la mais representativa. Impomos uma dinâmica de cinco anos para o crescimento do produto pela disponibilidade de dados. Estamos cientes de que este procedimento atribui peso desproporcional às flutuações de curto-prazo e que podemos não estar captando os movimentos de maior periodicidade. Através da utilização do estimador de GMM por sistema, encontramos evidências de uma relação negativa entre desigualdade e crescimento ao utilizarmos o banco de dados Forbes e a especificação (2). Quando utilizamos o banco de dados ampliado e a especificação (3) obtivemos evidência de uma relação positiva entre desigualdade e crescimento. Contudo, tanto as evidências de uma relação positiva quanto de uma relação negativa, embora estatisticamente significativas, possuíam baixa significância econômica, dada a magnitude de seus coeficientes.

Referências

[1] Alesina, A. e R. Perotti (1996). "Income Distribution, Political Instability and Investment", European Economic Review, 40, pp. 1203-1228.

[2] Alesina, A. e D. Rodrik (1994). "Distributive Politics and Economic Growth", Quarterly Journal of Economics, 109, pp. 465-490

[3] Arellano, M. e S. R. Bond (1991). "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and a Application to Employment Equations", Review of Economic Studies, 58, pp.277-297

[4] Arellano, M e O. Bover (1995). "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models", Journal of Econometrics, 68, pp. 29-51

[5] Aghion, P., E Caroli e C. García-Peñalosa (1999). "Inequality and Economic Growth: The Perspectives of the New Growth Theories", Journal of Economic Literature, XXXVII, pp.1615-1660.

[6] Banerjee, A.V. e E. Duflo (2003). "Inequality and Growth: What can the Data Say?", Journal of Economic Growth, 5, pp. 267-299.

[7] Banerjee, A. V. e A. Newman (1993). "Occupational choice and the process of development", Journal of Political Economy, 101, 274-298.

[8] Barro, R.J. (2000). "Inequality and Growth in a Panel of Countries", Journal of Economic Growth, 5, pp. 5-32.

[9] Benábou, R. (1996). "Inequality and Growth", NBER Macroeconomics Annual, pp. 11-73.

[10] Blundell, R. e S.R. Bond (1998). "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", Journal of Econometrics, 19, pp. 115-143.

[11] Blundell, R. e S.R. Bond (2000). "GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions", Econometric Review, 19, pp. 321-340.

[12] Bond, S.R., A. Hoeffler, e J. Temple (2001). "GMM Estimation of Empirical Growth Models", Centre for Economic Policy Research (London) Discussion Paper No. 3048.

[13] Bourguignon, F. (1981). "Pareto-Superiority of Unegalitarian Equilibria in Stiglitz' Model of Weatlh Distribution with Convex Savings Funcion", Econometrica, 49, pp. 1469-1475.

[14] Dahan, M. e D. Tsiddon (1998). "Demographic Transition, income distribution and growth", Journal of Development Economics, 47, pp. 29-52.

[15] Deininger, K. e L. Squire (1996). "A New Data Set Measuring Income Inequality", World Bank Economic Review, 10, pp. 565-591.

[16] Deininger, K. e L. Squire (1998). "New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth", Journal of Develpment Economics, 57, pp. 259-287.

[17] Forbes, K.J. (2000). "A Reassessment of the Relationship Between Inequality and Growth", American Economic Review, 90, pp. 869-887..

[18] Galor, O. e J. Zeira (1993). "Income Distribution and Macroeconomics", Review of Economic Studies, 60, pp. 35-52

[19] Galor, O., e O. Moav (2004). "From Physical to Capital Accumulation: Inequality and the Process of Development", Review of Economic Studies, 71, pp. 1001-1026.

[20] Galor, O. e D. Tsiddon (1996). "Income Distribution and Growth: the Kuznets Hypothesis Revisited", Economica, 63, pp. 103-117

[21] Kuznets, S. (1955). "Economic Growth and Income Inequality". American Economic Review, 45, pp. 1-28

[22] Li, H. e H. Zou (1998). "Income Inequality is not Harmful for Growth: Theory and Evidence", Review of Development Economics, 2, pp. 318-334.

[23] Murphy, K.M, A. Shleifer e R. Vishny (1989)."Income distribution, market size and industrialisation", Quarterly Journal of Economics, 3, pp. 537-564.

[24] Panizza, U. (2002). "Income Inequality and Economic Growth: Evidence from American Data", Journal of Economic Growth, 7, pp. 25-41.

[25] Perotti, R. (1993). "Political Equilibrium, Income Distribution, and Growth", Review of Economic Studies, 60, pp. 755-776.

[26] Perotti, R. (1996). "Growth, Income Distribution and, Democracy: What can the Data Say", Journal of Economic Growth, 1, pp. 149-187.

[27] Persson, T. e G. Tabellini (1994). "Is Inequality Harmful for Growth?"American Economic Review, 84, pp. 600-621.

[28] Roodman, D. (2006). "How to Do xtabond2: An Introduction to 'Difference' and 'System' GMM in Stata", Working Paper 103. Center for Global Development. Washington, DC.

[29] Roodman, D. (2007). "A Short Note on the Theme of Too Many Instruments", Working Paper 125. Center for Global Development. Washington, DC.

[30] Saint-Paul, G. e T. Verdier (1993). "Education, Democracy, and Growth", Journal of Development Economics, 42, pp. 399-407.

[31] Stiglitz, J. E. (1969). "The Distribution of Income and Wealth Among Individuals", Econometrica, 37, pp. 382-397

[32] Voitchovsky, S. (2005). "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, 10, pp. 273-296

[33] Wooldridge, J.F. (2001). "Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data", 1th ed. London, England: The MIT Press.

[34] World Bank, World Development Indicators 2006. Data set available on CD-ROM, 2006.