

EFEITOS DA DESIGUALDADE DE RENDA E POBREZA SOBRE O CRESCIMENTO ECONÔMICO DAS REGIÕES BRASILEIRAS

Américo Barros
Flávio Ataliba Barreto
Carlos Alberto Manso

Introdução

Dentre os diversos temas de pesquisa na área de desenvolvimento econômico, tem crescido bastante nos últimos anos o interesse em investigar se as condições sociais de um país têm efeito sobre a trajetória de crescimento de sua economia. Uma importante revisão dessa literatura fornecida em Alesina & Perotti (1994), mostra evidências de que, de forma geral, a desigualdade da distribuição de renda possa ser considerada inversamente associada ao crescimento econômico.

De fato, tanto os argumentos teóricos quanto as evidências empíricas mais recentes, passaram em grande parte a sugerir uma relação causal negativa entre desigualdade e crescimento econômico. Os principais argumentos sustentam-se basicamente em quatro linhas de investigação: modelos com imperfeições no mercado de créditos, modelos de economia política, modelos de eficiência econômica ou estabilidade social e modelos de acumulação de capital.

O primeiro mecanismo sugerido é o das imperfeições nos mercados de créditos, os quais, a partir da análise de Galor & Zeira (1993), teriam efeito de impedir certas camadas da população de aplicar seus recursos em atividades lucrativas, seja por falta de acesso ao crédito ou por não encontrarem formas eficientes de administração de riscos inerentes ao processo produtivo. Para eles, a desigualdade de renda afetaria o crescimento de longo prazo por causa da presença de imperfeições no mercado de capitais que limitam o acesso dos agentes mais pobres ao financiamento de atividades potencialmente lucrativas, o que impede, de certa forma, que estes agentes realizem plenamente sua capacidade produtiva, resultando assim, num nível de produção abaixo do potencial da sociedade.

O segundo modelo considerado é o da economia política. A idéia básica desse modelo analisado nos trabalhos de Alesina & Rodrik (1994) e Persson & Tabellini (1994), é a de que a desigualdade de renda gera pressões por políticas redistributivas que afetam negativamente o desempenho da economia ao prejudicarem a apropriação privada dos frutos do trabalho e da acumulação de ativos, criando assim desincentivos ao investimento.

Posteriormente enfatiza-se o papel dos conflitos sociais que tratam dos objetivos da educação no processo de geração de riqueza e sua influência sobre a própria desigualdade de renda. A literatura considera que conflitos sociais decorrentes de uma forte desigualdade levam à instabilidade política, que por sua vez provocam uma redução no investimento e uma redução na capacidade da economia se ajustar a choques externos. Além disso, tem-se explorado os custos associados ao aumento da violência (Alesina & Perotti, 1996; Rodrik, 1997; Bourguignon, 2003). Em outras palavras, “a desigualdade social, ao alimentar o descontentamento social, aumenta a instabilidade sócio-político. Este último, ao criar incertezas quanto ao ambiente político-econômico, reduz o investimento tornando assim a desigualdade e o investimento inversamente correlacionados”.

O quarto e último mecanismo refere-se às taxas de poupança. Alguns economistas, talvez influenciados pela Teoria Geral de Keynes, acreditam que a propensão marginal a poupar aumenta com o nível de renda. Desta forma, uma redistribuição de renda (dos ricos para os pobres), tende a diminuir a poupança agregada da economia. Assim, através deste canal, um aumento da desigualdade tende a aumentar o investimento. Pasinetti (1962) foi um dos primeiros a analisar este tipo de situação. Partindo de

um modelo em que os capitalistas poupam mais que os trabalhadores, ele conclui que uma redistribuição de renda em favor dos capitalistas (concentração de renda) tende a aumentar a taxa de investimento e conseqüentemente o crescimento econômico.

Diante dessas possíveis janelas em que desigualdade de renda possa afetar a trajetória de crescimento de uma economia é oportuno investigar tal relação para a economia brasileira. Sabe-se que o Brasil é um dos países do mundo com mais alta incidência de pobreza e elevada desigualdade na distribuição da renda. Em 2003, por exemplo, do total de habitantes que informam sua renda, cerca de um terço (31,7%) é considerado pobre – 53,9 milhões de pessoas –, vivendo com renda domiciliar per capita de até meio salário mínimo. Quanto aos muito pobres, com renda domiciliar per capita de até um quarto de salário mínimo, a proporção é de 12,9%, ou 21,9 milhões de pessoas. Entre as unidades da Federação, Alagoas é o estado com a maior proporção de pobres, com 62,3% de sua população nessa situação, enquanto Santa Catarina com menor índice, 12,1%, (PNAD/IBGE 2003).

Diversos estudos têm apontado que a pobreza no Brasil apresenta um forte componente regional, atingindo proporções mais elevadas nas regiões Norte e Nordeste do país, reduzindo-se no Sul. A incidência da pobreza é sensivelmente mais elevada nas áreas rurais, embora nas regiões mais urbanizadas do país ela passe a ser um fenômeno preponderantemente metropolitano. Segundo Barros et al. (2001), estima-se que cerca de 10% da população brasileira pertence a famílias com renda per capita inferior à linha de indigência e 34% abaixo da linha da pobreza, totalizando assim 22 milhões de indigentes e 53 milhões de pobres. Do total de indigentes, 45% são menores de 15 anos de idade.

Em termos de desigualdade de renda e de salários, os dados apontam que o Brasil apresenta os índices mais elevados do mundo (Li e Zou, 1998), sendo o mais elevado da América Latina. Como constatação desse grave quadro, os 10% mais ricos detêm cerca de 50% da renda nacional, enquanto os 50% mais pobres detêm menos de 10% da renda (Barros et al. 2001);

Esses fatos sugerem que a pobreza no Brasil está bastante associada à péssima distribuição de renda, estando concentrada entre crianças e trabalhadores em atividades informais e em regiões menos desenvolvi-

das. Portanto, para a redução de seus níveis seria necessário programas que possam estimular simultaneamente o crescimento econômico e a distribuição de renda. Na maioria dos casos, pode-se constatar a grande dificuldade dos governos na execução de políticas que ataquem o problema em ambas as direções.

A desigualdade de renda no Brasil, medida pelo índice de Gini, após crescer de forma pronunciada durante as décadas de 1960 e 1970, permaneceu estável durante a maior parte dos anos 80, mas apresentou piora no final da década com a hiperinflação que se seguiu ao fracasso do Plano Cruzado, atingindo o pico global (0,62) da série em 1989. A partir desse alto nível, a década de 1990 foi caracterizada por uma queda na desigualdade especialmente a partir da estabilização da economia em 1994. Não obstante, o coeficiente de Gini para 1996 foi de 0,58, sendo um nível semelhante ao do começo da década anterior, mas ainda muito elevado em termos internacionais.

A comparação do número de pobres do Brasil com o de outros países é dificultada em razão dos diferentes critérios e métodos por vezes usados pelos países. No entanto, em termos de desigualdade, é possível afirmar que a distribuição de renda no Brasil é uma das piores do mundo. Considerando o índice de Gini de 130 países selecionados, o Brasil é o penúltimo colocado (0,60), superado apenas por Serra Leoa (0,62). O índice brasileiro é aproximadamente duas vezes e meia pior que o verificado na Áustria (0,23) e na Suécia (0,25), nações que estão entre as que têm renda mais bem distribuída no mundo, e também pior que o observado em países com características semelhantes às brasileiras, como o México (0,53), (PNAD/IBGE 2003).

Para Deininger e Squire (1996), considerando a distribuição da renda familiar per capita, o coeficiente de Gini teve, durante as duas últimas décadas, uma média de 0,59, o que coloca o Brasil como uma das sociedades mais desiguais do planeta. Durante o mesmo período, a média latino-americana ficou entre 0,49 e 0,50 e a africana entre 0,43 e 0,47. Como contraponto, em regiões mais igualitárias como o clube dos países ricos (OCDE), o mesmo índice médio não ultrapassou 0,34.

Assim, através desse quadro geral, este trabalho procura examinar se a desigualdade de renda e os níveis de pobreza são afetam o crescimento econômico, não apenas em termos de país como também no estabeleci-

mento de trajetórias diferenciadas nos diversos estados e regiões do Brasil, uma vez que as condições sociais nas diversas localidades são também distintas. Este artigo está organizado em cinco seções, incluindo esta introdução. A segunda seção apresenta uma resenha teórica dos principais modelos que estabelecem interações entre desigualdade, pobreza e crescimento econômico, ressaltando o papel dos diversos mecanismos de transmissão. Na seção 3, são discutidos o modelo teórico e o modelo econométrico considerado. A quarta seção, além de apresentar a descrição das variáveis utilizadas nas estimações e suas respectivas fontes, também mostra os principais resultados das estimações. Por fim, a seção 5 resume as principais conclusões.

O Modelo Teórico e Econométrico

Para que se possa investigar a relação existente entre desigualdade, pobreza e crescimento econômico para os estados brasileiros, procurou-se trabalhar com a idéia de clássica de convergência condicional, que incluirá na análise diversas variáveis, não só aquelas ditas sociais (desigualdade de renda, pobreza, etc). A idéia principal é verificar se a taxa de crescimento dos estados e regiões brasileiras, num determinado período, foi influenciada pelos seus níveis iniciais de desigualdade e pobreza. Assim, partindo da idéia de convergência condicional, verifica-se se aqueles estados que possuem maiores níveis de PIB per capita tendem a crescer menos no período subsequente. É sabido que tal comportamento pode ser condicionado a outras variáveis em estado estacionário, seguindo deste modo a tradicional hipótese de convergência condicional.

Por não existir um modelo estrutural que nos conduza ao modelo econométrico a ser estimado, utilizou-se como referência Barro (2000). Segundo esse autor, o crescimento do produto per capita pode ser tratado como uma função do nível corrente do produto per capita e do nível do produto per capita de steady state. A relação empírica tirada do modelo de crescimento neoclássico pode ser resumida em uma única equação:

$$Dy = F(y, y^*) \quad (1)$$

Nesta expressão, Dy é a taxa de crescimento do produto per capita, y é o nível atual de produto per capita e y^* é o nível em longo prazo do produto per capita, que pode ser condicionado por algumas variáveis. Sabe-se que no modelo neoclássico de crescimento, assumindo-se todas as suas hipóteses, os rendimentos decrescentes da acumulação de capital determinam que a taxa de crescimento de uma economia, Dy , esteja relacionado inversamente ao seu estágio de desenvolvimento da economia, representado por Y ; ou seja, a relação esperada entre o nível do produto per capita (Y) e a taxa de crescimento do produto per capita (Dy) é negativa.

A explicação para tal fenômeno está no fato de que quanto maior o nível do produto per capita de uma economia, menor deverá ser a sua distância em relação ao seu valor de estado estacionário e, desta forma, menor será sua velocidade de convergência a esse nível de equilíbrio. Na equação (1), esta propriedade é aplicável num sentido condicional, ou seja, para um dado valor de y^* . É importante frisar que as variáveis y e y^* tendem a ser correlacionadas positivamente entre os países ou estados de um mesmo país.

Em um modelo que possa incluir o capital humano e a mudança tecnológica, a variável será generalizada a partir do nível de produto per capita para englobar na análise os níveis de capital físico e humano e os outros fatores de produção duradouros ao processo de produção. Pode-se considerar que, em determinadas condições, a taxa de crescimento, Dy , diminui com o aumento do nível inicial do capital global per capita, mas aumenta com o aumento do capital humano.

Para um dado valor de y^* , a taxa de crescimento, Dy , cresce com y . O valor de Dy pode depender das políticas das instituições governamentais e das características da população da economia em questão. Por exemplo, uma melhor aplicação dos direitos de propriedade e uma redução das distorções do mercado tende a afetar o valor de y e, por conseguinte, aumentar para um dado y^* . Na mesma seqüência de idéias, se as pessoas são mais propensas a gastar uma maior parte de seu tempo trabalhando e desta forma economizando mais, ou por outro lado, terem menos filhos, então Dy tende a aumentar, assim como y , para um dado valor de y^* . De uma forma geral, as causas que determinam os valores de y têm uma tendência de mudarem muito pouco com o tempo. Isso significa que, se um país mantém atualmente vigorosas instituições e políticas públicas, é bem provável que ele vá continuar a fazê-lo nos anos seguintes.

Nesse sentido, decorrente desta estrutura de investigação, a melhoria permanente de certas políticas governamentais, como por exemplo, uma redução da desigualdade ou menores índices de pobreza, poderia ajudar a aumentar, num primeiro instante, a taxa de crescimento, aumentando assim, de forma gradual o nível de produto per capita, ao longo do tempo.

À medida que a produção aumenta, o aparecimento dos rendimentos marginais decrescentes faz com que a taxa de crescimento, volte a seu valor correspondente a taxa de longo prazo, dada pelo progresso tecnológico. Por conseguinte, no longo prazo, a melhoria de uma determinada política pública tem efeito apenas no nível do produto per capita, e não sobre a sua taxa de crescimento. Mas dado que este tipo de transição tem tendência, no plano empírico, de longa duração, os efeitos sobre o crescimento das variações nas políticas governamentais persistem durante muito tempo.

Assim, seguindo-se diretamente Barro (2000), Deininger & Squire (1998) e Mbabazi et al. (2001) especifica-se o modelo econométrico a ser estimado. Considera-se na análise o nível inicial do PIB per capita; é um vetor contendo os valores das taxas médias de crescimentos do estado i no período t ; e um conjunto de variáveis institucionais dada do início do período. Então, a formulação inicial a ser testada é dada por:

$$\text{TXCRESC}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{YP}_{0it} + \beta_2 \text{X}_{0it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Vamos considerar que as variáveis em são representadas por um conjunto de variáveis ditas sociais, representadas pela desigualdade de renda e índices de pobreza, além de outras variáveis de importância na literatura como abertura comercial e educação. Diversos estudos empíricos têm mostrado a importância da abertura econômica no crescimento econômico, registrando uma correlação positiva entre várias medidas de abertura econômica e de crescimento, sendo os mais destacados Dollar (1992), Edwards (1998), Frankel e Romer (1999). Por outro lado, Rodriguez e Rodrik (2002), encontraram pouca evidência de que políticas de abertura comercial, compreendidas como menores barreiras tarifárias e não-tarifárias são significativamente associadas com o crescimento econômico. Portanto, podemos observar a importância da inclusão desta

variável em nosso modelo. A variável educação, no entanto, sempre tem se colocado como uma das mais importantes no processo de crescimento econômico, como salienta Lucas (1988).

Deste modo, a equação (2) pode então ser reescrita como segue, desconsiderando os 0's, mas tendo em mente que as variáveis explicativas sempre correspondem ao seus valores iniciais de cada período e em cada estado:

$$\text{TXCRESC}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{YP}_{it} + \beta_2 \text{SOC}_{it} + \beta_3 \text{ABERT}_{it} + \beta_4 \text{H}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

onde ε é um vetor contendo os valores das taxas médias de crescimentos do estado i no período t ; YP é o PIB per capita do início do período; SOC consiste em uma variável social, que será representada pelos índices de GINI, de pobreza (POB) e de indigência (INDIG); ABERT representa o grau de abertura e H, o nível educacional, observando que todas as variáveis explicativas se referem ao valor inicial dessas variáveis no início de cada período. Ainda com relação à nomenclatura, os β 's são vetores de coeficientes a serem estimados e ε consiste no termo de distúrbio aleatório típico. Para uma melhor descrição das variáveis acima, além da fonte de cada informação, ver Quadro 1.

Inicialmente, restringiu-se a análise somente às variáveis de desigualdade e de pobreza, além do PIB per capita inicial, de forma a captar o efeito direto dessas variáveis sobre o crescimento econômico no Brasil. Assim, considerando as combinações entre as medidas de desigualdade e pobreza, em diferentes regiões, as estimativas a serem realizadas podem ser sintetizadas na seguinte equação:

$$\text{TXCRESC}_{it} = \beta_{1j} + \beta_{2j} \text{YP}_{it} + \beta_{3j} \text{SOC}_{vit} + \varepsilon_{jit}, \quad (4)$$

$$j = 1, \dots, 9 \text{ e } v = 1, \dots, 3.$$

isto é, temos um total de nove equações a serem estimadas, uma para cada combinação de variável social (GINI, POB e INDIG), em três regiões distintas: Brasil; Sul, Sudeste e Centro-Oeste; e Nordeste.

As regressões foram realizadas considerando os diferentes períodos e as diferentes regiões. Em um primeiro momento, estimou-se considerar 3 períodos: 1988-1992, 1993-1997, 1998-2002, realizando-se regressões tanto para o Brasil como um todo (excluindo a Região Norte e o Distri-

to Federal, totalizando 19 estados) como para as regiões Nordeste, Sul/Sudeste e Centro-Oeste, separadamente. A exclusão da Região Norte da amostra se deu em função da precariedade de algumas informações desta região, visto que os dados da PNAD se referem apenas às áreas urbanas, isto é, não é possível a comparação para a região Norte, pois não há dados disponíveis para sua zona rural.

Na análise seguinte, foram considerados 2 períodos de 8 anos: 1987-1994 e 1995-2002. Nessa segunda abordagem, utilizou-se os 19 estados mencionados, incluindo medidas de capital humano e grau de abertura, além de uma variável dummy para a região nordeste. As equações a serem estimadas quando se considera essa especificação são dadas por:

$$TXCRESC_{it} = \beta_{1j} + \beta_{2j}YP_{it} + \beta_{3j}SOC_{vit} + \beta_{4j}ABERT_{it} + \beta_{5j}H_{it} + \delta D_{-NE} + \varepsilon_{jit}, \quad (5)$$

$j = 1, \dots, 9; l = 1, \dots, 3$ e $v = 1, \dots, 3$,

isto é, temos um total de nove equações a serem estimadas, uma para cada combinação de variável social (GINI, POB e INDIG), em três diferentes níveis educacionais: (H1, H2 e H3).

Variando novamente as combinações de medidas de desigualdade e medidas de capital humano, são realizadas mais nove regressões diferentes, uma para cada combinação de variáveis, dado que além de testarmos os índices de Gini, de Pobreza e de Indigência, testou-se também para três diferentes medidas educacionais que são: H1, a razão da população com 4 a 8 anos de estudos sobre população de 0 a 3; H2 a razão da população com mais de 8 anos de estudos sobre população de 0 a 3 e H3, o número médio de anos de estudo para população com 25 anos ou mais.

Deve-se notar que os períodos não são uniformes, utilizando décadas, por exemplo, como na maioria dos trabalhos. Assim, a escolha da duração dos períodos foi feita de modo a se ter o menor intervalo de tempo possível entre cada par de observações. Essa redução do intervalo fez com que aumentássemos o tamanho da amostra e isto facilitou a separação por regiões permitindo, assim, verificar o impacto de cada variável por região. Com a estimação dessas diferentes combinações de variáveis, foi possibilitada a avaliação de quais fatores possuem maior impacto sobre o crescimento econômico, assim como observar se os coeficientes das variáveis que estão sempre nas regressões, como PIB per capita inicial

são robustos, no sentido de possuir o mesmo sinal e não haver grande variabilidade na magnitude desses coeficientes.

Um ponto importante que deve ser mencionado é que se este modelo fosse tratado como um exercício de regressão normal, o coeficiente do produto per capita em nível seria viesado se o nível do produto per capita de equilíbrio não se mantivesse constante. Para resolver este problema, os autores propõem utilizar o valor inicial das variáveis explicativas e o valor médio para um determinado período de tempo da taxa de crescimento do produto per capita (a variável dependente). Assim, como foi mencionado anteriormente, o modelo a ser estimado considerará a taxa média de crescimento do produto per capita dentro do período analisado e o valor do início de cada período acima citado para as variáveis explicativas. Em outras palavras, os valores das variáveis explicativas referem-se ao início de cada período enquanto que o valor da variável dependente refere-se ao valor médio do respectivo período.

O modelo empírico apresentado é estimado utilizando Mínimos Quadrados Generalizados (MQG). A utilização do método de MQG se deve ao possível problema de heteroscedasticidade e autocorrelação dos distúrbios. Isso foi verificado com os testes de White e Durbin-Watson, respectivamente. A hipótese de homoscedasticidade foi rejeitada em todas as regressões, com o teste de White gerando valores bem superiores aos níveis críticos a 5% de significância. Da mesma forma, não se pôde rejeitar a hipótese de autocorrelação negativa de primeira ordem em nenhuma das regressões realizadas com o teste de Durbin-Watson, sendo altamente significativa em todos os casos.

Seguindo diretamente o modelo econométrico de Barro (2000), elimina-se a possibilidade da ocorrência do problema de endogeneidade, visto que as variáveis explicativas referem-se ao início de cada período, enquanto que a variável dependente refere-se à média do respectivo período. Portanto, o uso das condições iniciais como variáveis explicativas garantem a exogeneidade das mesmas, atendendo a uma das hipóteses do modelo clássico de regressão linear.

Por outro lado, neste caso, quando se modifica a especificação incluindo variáveis instrumentais com o objetivo de eliminar o viés potencialmente causado por problemas de endogeneidade, como proposto por Arellano e Bond (1991) através do método de momentos generalizado (GMM),

isso poderá tornar quase todos os coeficientes não-significativos. Além disso, o que se pretende aqui é investigar correlações condicionais e não simples relações de causalidade entre as variáveis estudadas. Portanto, a aplicação de metodologia para retirar a endogeneidade caso ela exista, torna-se menos importante relativamente aos nossos propósitos.

O modelo econométrico estimado neste trabalho considerou as observações feitas por Barro (2000). Segundo este autor, a forma funcional apropriada para se estimar a equação (1) é com a variável dependente e as variáveis explicativas transformadas aplicando-se logaritmo. Como as variáveis estão em logaritmos, os parâmetros estimados fornecerão diretamente as elasticidades. Então, conforme será observado nas regressões, houve uma redução da amostra em função da existência de algumas observações com valores negativos.

Dados e Análise dos Resultados

Para estimação do modelo proposto, utilizou-se os dados provenientes das PNAD's (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios do IBGE), com exceção das informações sobre abertura, que foram obtidas do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior – MIDC. Os dados utilizados são anuais para os estados do Brasil, com exceção da Região Norte e Distrito Federal e cobrem o período de 1987 a 2002. Como foi dito anteriormente, a exclusão da Região Norte da amostra se deu em função da precariedade de algumas informações desta região, principalmente das variáveis educacionais. Além desses dados, utilizou-se uma variável dummy, D_NE. Trata-se de uma variável binária para a região Nordeste, assumindo o valor 1 para os estados dessa região e 0 para os demais estados, para que possamos captar se existe um diferencial na relação entre as variáveis desta região com relação às demais.

O Quadro 1 sintetiza a descrição de cada variável utilizada nas estimações, além de apresentar a origem dos dados:

Quadro 1: Descrição e Fonte das Variáveis

Variável	Descrição	Fonte
TXCRESC	Taxa de crescimento médio do PIB per capita em cada período	IPEA/PNAD
YP	PIB per capita real - R\$ de 2000 (mil)	IPEA/PNAD
GINI	Coefficiente de GINI de renda	IPEA/PNAD
POB	Porcentagem de pessoas abaixo da linha de pobreza	IPEA/PNAD
INDIG	Porcentagem de pessoas abaixo da linha de extrema pobreza	IPEA/PNAD
H1	Razão da população com 4 a 8 anos de estudos sobre população de 0 a 3	IPEA/PNAD
H2	Razão da população com mais de 8 anos de estudos sobre população de 0 a 3	IPEA/PNAD
H3	Nº. médio de anos de estudo para população com 25 anos ou mais	IPEA/PNAD
ABERT	Razão entre a soma das exportações e importações e o PIB - $(X+M)/PIB$	MDIC

Fonte: Elaboração própria

A Tabela 1 abaixo apresenta um resumo das estatísticas das variáveis utilizadas de acordo com a terminologia do Quadro 1:

Tabela 1: Estatísticas Descritivas das Variáveis: 1987-2002

	%Y	YP	GINI	P(O)	INDIG	H1	H2	H3	ABERT
Média	0.009	4.666	0.585	0.452	0.214	1.079	0.745	4.242	105.491
Máximo	0.033	10.941	0.656	0.776	0.582	2.980	2.500	6.680	460.666
Mínimo	-0.046	1.320	0.526	0.154	0.038	0.260	0.170	2.190	2.559
Desvio Padrão	0.015	2.492	0.031	0.193	0.142	0.749	0.547	1.096	90.654
CV	1.506	0.534	0.053	0.427	0.660	0.695	0.735	0.258	0.859

Fonte: Elaboração própria

Como pode ser observado, a taxa de crescimento média do PIB per capita nos dados utilizados é de menos de 1 %. Entretanto, deve-se ver esse valor com ressalva, dado que este é a média das taxas de crescimentos em todos os anos e estados analisados. Pode-se observar também, que o PIB per capita médio do período é de pouco mais de R\$ 4.600, com grande variabilidade entre os estados e os períodos, o que pode ser confirmado pelo elevado coeficiente de variação e a grande amplitude entre o valor mínimo (R\$ 1.320,30) e o máximo (R\$ 10.941,4).

Um outro aspecto a se destacar é o elevado índice de Gini que o Brasil possui (0.58). Este valor está bastante próximo do divulgado pela PNAD para o Brasil em 2005, valor esse que coloca o país como uma das piores distribuições de renda do mundo. Esse fato não é novidade, mas um ponto interessante a se observar é que a desigualdade dentro dos estados não varia muito, o que pode ser atestado pelo baixo coeficiente de variação, no valor de 0.0528, bem inferior aos valores das demais variáveis.

Já o índice de pobreza, medido por $P(0)$ surpreende pelo elevado valor (mais de 45%), ou seja, quase a metade da população do Brasil está abaixo da linha da pobreza. O índice de indigência, calculado aqui como a proporção das pessoas abaixo da metade da linha de pobreza tem também um valor expressivo 21,44%. As colunas seguintes mostram as estatísticas para as diferentes médias de nível educacional. Por se tratarem de diferentes medidas de educação, obviamente possuem valores médios distintos. No entanto, no que se refere à variabilidade, H1 e H2 possuem coeficientes de variação parecidos, enquanto H3 possui um coeficiente muito menor.

Para conclusão da análise descritiva, passemos então para a análise das correlações entre as variáveis utilizadas no presente estudo. A Tabela 2 ilustra essas correlações:

Tabela 2: Matriz de Correlações Simples entre as Variáveis

	TX-CRESC	YP	GINI	POB	INDIG	H1	H2	H3	ABERT
TXCRESC	1								
YP	-0.15	1							
GINI	0.07	-0.57	1						
POB	-0.09	-0.87	0.57	1					
INDIG	-0.03	-0.83	0.56	0.97	1				
H1	0.05	0.86	-0.60	-0.82	-0.77	1			
H2	0.08	0.84	-0.51	-0.77	-0.72	0.89	1		
H3	0.18	0.85	-0.50	-0.90	-0.88	0.86	0.92	1	
ABERT	-0.14	0.43	-0.04	-0.32	-0.30	0.32	0.29	0.31	1
D_NE	-0.12	-0.78	0.49	0.95	0.90	-0.76	-0.68	-0.79	-0.37

Fonte: Elaboração própria

Num primeiro momento, o que se pode observar são as baixas correlações entre a variável dependente (taxa de crescimento do PIB per capita) e as variáveis explicativas. Entretanto, sabe-se que isso não se constitui em um problema, visto que o trabalho busca investigar correlações condicionais e não simples relações de causalidade entre as variáveis estudadas. Deve-se ter em mente também que esses dados, com exceção da taxa de crescimento média, se referem aos valores iniciais das variáveis. Outro ponto que chama atenção são as altas correlações entre o PIB per capita, e as demais variáveis explicativas. Outras correlações que chamam atenção pela magnitude são as que envolvem as variáveis de pobreza e indigência e as variáveis de escolaridade entre si.

Resultados das Estimções

Os resultados das estimções das equações (4) e (5), para os estados brasileiros são apresentados, respectivamente, nas tabelas 3 e 4 a seguir. Iniciou-se a análise considerando a estimativa da equação (4) com três períodos de cinco anos. Esse maior número de períodos nos permite fazer uma análise dividindo a amostra por regiões, na medida em que esses

períodos menores aumentam o tamanho da amostra. Assim, podemos observar o impacto de cada variável em cada região, observando se existem diferenças significativas desses efeitos. Nessas estimativas, desconsiderou-se na análise, inicialmente, as variáveis educacionais e a abertura comercial e, ainda, deu-se ênfase nas variáveis de desigualdade e pobreza. Nas três primeiras equações, considerou-se a amostra de 19 estados mencionada anteriormente (Brasil exceto a Região Norte e Distrito Federal), variando-se apenas as medidas de desigualdade e pobreza. As três equações seguintes restringem-se na amostra às Regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, enquanto que as três últimas equações referem-se à Região Nordeste.

Observa-se inicialmente que os coeficientes da variável PIB per capita inicial são, com exceção da região Nordeste, todos negativos e significativos, estando de acordo com a hipótese de convergência. Estes resultados estão de certa forma, próximos aos resultados obtidos na literatura nacional, onde se evidencia uma convergência a respeito dela ocorrer lentamente (Ferreira e Diniz (1995), Ellery e Ferreira (1996) e Ferreira (2000). Azzoni et al. (2000)). No entanto, como observado em Barossi e Azzoni (2003) e Gondin et al (2007), esse processo parece ser mais intenso quando se analisa a questão formando clubes de convergência, situando o Sul, Sudeste e Centro-Oeste, num grupo e o Nordeste em outro. Nesse caso, no entanto, a convergência entre os estados dessa última região, parece não ocorrer.

Tabela 3
Grupo de Intervalos (1988-1992), (1993-1997) e (1998-2002)
por Diferentes Regiões

Variável Dependente: Taxa de Crescimento do PIB per capita									
	Brasil			S, SE, CO			NE		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
CONST	-2.58*	-2.85*	-2.95*	-2.7***	-3.81*	-4.54*	-2.48*	-3.68*	-3.73*
	(-5.82)	(-8.72)	(-6.57)	(-2.02)	(-5.30)	(-6.44)	(-5.55)	(-3.62)	(-3.74)
YP	-0.65*	-1.00*	-1.09*	-0.38	-0.98*	-1.14*	0.08	0.19	0.40
	(-3.80)	(-14.4)	(-5.49)	(-1.56)	(-5.99)	(-6.27)	(0.09)	(0.20)	(0.42)
GINI	0.75			1.22			2.75***		
	(0.74)			(0.64)			(1.92)		
POB		-0.47***			-1.2***			0.54***	
		(-1.96)			(-1.86)			(2.10)	
INDIG			-0.36**			-1.10*			0.42**
			(-2.16)			(-3.70)			(2.87)
R2	0.98	0.89	0.93	0.98	0.83	0.92	0.97	0.99	0.99
R2 Ajustado	0.98	0.89	0.92	0.98	0.81	0.92	0.96	0.99	0.99
N	39	39	39	22	22	22	17	17	17
Notas: Testes-t em parêntesis,									
(*) para valores $p \leq 0.01$; (**) para valores $p \leq 0.05$; (***) para valores $p \leq 0.1$.									

Fonte: Elaboração própria.

No que se refere à variável de desigualdade, o índice de Gini só foi significativo na regressão com a Região Nordeste, e ainda, com o sinal positivo contrariando muitos trabalhos anteriores, como Barreto et al.

(2001), Deininger & Squire (1998) e Barro (2000). Entretanto, esses mesmos autores alertam para a possibilidade de ocorrer, em dados em painel, uma relação positiva ou até mesmo ausência de relação significativa. Forbes (2000) afirma que a relação positiva é que seria a correta quando se utiliza dados em painel, que segundo esse autor, é a forma mais adequada de abordar esse problema e se corrigir os problemas de autocorrelação e heteroscedasticidade (o que foi feito aqui, ao estimarmos por GLS).

Como discutido em Barro (2000), diversos são os mecanismos de transmissão pela qual a desigualdade de renda afeta negativamente o crescimento econômico. Essa relação é investigada analisando-se a relação entre o índice Gini e a taxa de crescimento médio do período em análise. Como havíamos mencionado, utilizou-se períodos de forma que possamos obter a média da taxa de crescimento em cada período, e o valor inicial das variáveis explicativas dentro desse período. Segundo ainda Barro (2000) e Mbabazi et al. (2001), somente utilizando esta metodologia pode-se captar o efeito de variáveis como PIB per capita e Gini sobre o crescimento econômico.

Já as outras medidas, como os de pobreza e de indigência mostraram-se negativas e significativas. Somente são positivas quando se considera a Região Nordeste. Este resultado de certa forma é compatível com a literatura¹ tendo em conta que na região Nordeste, a existência de altos índices de pobreza está associada à baixa produtividade e, conseqüentemente, à baixa renda per capita. Entretanto, nos estados desta região, a incidência de pobreza é maior que na maioria dos outros estados do Brasil que têm renda per capita semelhante.

Na Tabela 4, estão apresentadas as estimativas da equação (5), considerando apenas 2 períodos de 8 anos, para que possamos ter um período maior que se aproxime mais do período de uma década, que é amplamente utilizado nos trabalhos empíricos sobre o tema. Nessas estimativas, considerou-se todas as variáveis descritas na equação (5), além de se considerar todos os 19 estados da amostra. Com a utilização desses períodos mais longos, tem-se a redução da amostra, impossibilitando a análise por regiões. Assim, para se verificar se existe um diferencial na relação entre as variáveis desta região com relação às demais, incluiu-se uma variável dummy regional para o

1 de Barros et al. (2001)

Nordeste, D_NE. São realizadas nove regressões diferentes, uma para cada combinação de variáveis sociais e educacionais.

Mais uma vez, os coeficientes da variável PIB per capita inicial são (inclusive para a região Nordeste) todos negativos e a maioria significativos, estando de acordo com a hipótese de convergência. Estes resultados, mais uma vez, corroboram a maioria dos trabalhos no Brasil, já que sugerem existir, mesmo que de forma lenta, um processo de aproximação da renda per capita entre os estados brasileiros.

Por outro lado, ao contrário das evidências encontradas na Tabela 3, esses resultados apontam uma relação positiva entre a desigualdade de renda e o crescimento econômico subsequente, o que pode indicar a possibilidade da concentração de renda ajudar no aumento da taxa de poupança da economia e no aumento dos investimentos. Apesar de esses resultados contrariarem algumas evidências encontradas na literatura, como em Barreto et al. (2001), Deininger & Squire (1998), e Barro (2000), esses autores alertam para que é provável que essa relação seja positiva, quando são consideradas na análise economias de baixa renda. Por exemplo, Zou e Li (1998) encontram que a relação negativa entre desigualdade de renda e crescimento desaparece em dados em painel, para uma amostra de 35 países com médias de cinco anos. Por outro lado, Forbes (2000) estimou o crescimento econômico per capita como função da desigualdade inicial, da renda inicial, do capital humano, das distorções de mercado e das variáveis dummies temporais e regionais, a fim de controlar para os efeitos fixos. Assim, como o presente trabalho, os seus resultados sugerem que no curto e no médio prazo, o aumento no nível de desigualdade de renda de um país, tende uma relação significativa e positiva com o crescimento econômico subsequente.

Já os coeficientes das variáveis de nível de pobreza e taxa de indigência, diferentemente dos resultados anteriores, se mostraram positivos e altamente significativos, seguindo a mesma tendência do efeito do índice de Gini sobre as taxas de crescimento econômico. Isto pode indicar novamente a predominância do efeito-poupança sugerido por Barro (2000). Deve-se salientar, no entanto, que quando houve a ampliação do período de análise ocorreu uma mudança no sinal dessa variável para o Brasil e as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, comparativamente aos resultados da Tabela 4, embora mantendo o mesmo sinal para o Nordeste.

Tabela 4
Grupo de 2 Períodos (1987-1994, 1995-2002)
Estados Brasileiros (exceto Norte e DF)

Variável Dependente: Taxa de Crescimento do PIB per capita									
Variáveis	Regressões								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
CONST	1.15*	-1.46*	-3.97*	1.92*	1.95*	-3.38*	1.59*	2.28*	-3.07*
	(8.73)	(-5.75)	(-3.52)	(8.06)	(3.61)	(-8.28)	(13.41)	(21.1)	(-6.09)
YP	-1.28*	-0.58**	-0.58***	-0.94*	-0.6	-0.67**	-0.82**	-0.72**	-0.76*
	(-35.34)	(-2.25)	(-1.71)	(-3.18)	(-1.67)	(-2.07)	(-2.70)	(-2.22)	(-4.27)
GINI	4.54*			0.89**			0.28		
	(165.54)			(2.61)			(0.31)		
POB		3.02*			3.07*			2.34*	
		(18.5)			(70.3)			(9.32)	
INDIG			1.51*			1.63*			1.60*
			(8.35)			(9.54)			(7.84)
ABERT	-0.29*	-0.31*	-0.28*	-0.35*	-0.33*	-0.27*	-0.37*	-0.36*	-0.29*
	(-23.14)	(-15.7)	(-7.03)	(-24.7)	(-23.3)	(-26.8)	(-40.1)	(-14.4)	(-15.4)
H1	1.23*	1.71*	1.44*						
	(-14.09)	(-7.67)	(-11.7)						
H2				0.58**	1.32*	1.42*			
				(-2.35)	(-4.99)	(-7.99)			
H3							1.3***	2.58*	3.04*
							(-1.79)	(-6.56)	(-14.9)

D_NE	-0.05	-0.15*	-0.11**	-1.62*	-1.84*	-1.43*	-1.30*	-1.58*	-1.53*
	(-0.54)	(-3.41)	(-2.29)	(-19.7)	(-60.7)	(-22.6)	(-25.7)	(-24.8)	(-16.1)
R2	0.99	0.99	0.99	0.98	0.98	0.98	0.99	0.99	0.99
R2 Ajustado	0.99	0.99	0.99	0.98	0.97	0.98	0.98	0.98	0.99
N	32	32	32	32	32	32	32	32	32
Notas: Testes-t em parêntesis,									
(*) para valores $p \leq 0.01$; (**) para valores $p \leq 0.05$; (***) para valores $p \leq 0.1$.									

Fonte: Elaboração própria.

Quanto à influência da abertura comercial, verificou-se que em todas as regressões, o coeficiente dessa variável foi negativo e significativo. Esse resultado é previsto por Milner et al. (2001), que afirma que o grau de abertura por si só, está relacionado positivamente com o crescimento, mas quando uma variável de desigualdade também está na regressão, a interação entre essas variáveis induz uma relação negativa entre abertura e crescimento econômico. Bourguignon e Morrisson (1990) afirmam que, para regiões em desenvolvimento, o efeito do comércio atua de forma negativa sobre o crescimento e distribuição de renda para países abundantes em terras e recursos naturais, bem como para países com elevado grau de protecionismo.

Com relação às variáveis de escolaridade, que são usadas como proxy para a influência da educação no processo de crescimento, como era de se esperar, seus coeficientes foram todos positivos e significativos. Isso está de acordo com a maior parte da literatura da área, que afirma que maiores níveis educacionais iniciais teriam efeitos positivo sobre o crescimento econômico. Neste caso, conforme ainda a literatura salienta, o investimento em educação é um dos meios capazes de acelerar o crescimento econômico de longo prazo devido às externalidades que geram (Mankiw, Romer e Weil (1992) e Spiegel (1994)). Por fim, a variável dummy para a região Nordeste, incluída na regressão, se mostrou negativa e significativa na maioria dos casos, revelando que existiria um diferencial significativo nas taxas de crescimento na região caso os estados dessa região possuíssem

as mesmas condições das outras regiões. Desta forma, existem características próprias dessa região que provavelmente são obstáculos para o crescimento econômico.

Conclusão

Este trabalho teve como motivação principal verificar se para um país em desenvolvimento como o Brasil, as condições sociais teriam algum efeito em estimular ou inibir o crescimento econômico, conforme a discussão prevalente na literatura internacional, de que países com elevada desigualdade de renda ou altos índices de pobreza teriam elementos que tanto facilitariam como prejudicariam o crescimento econômico.

Através da análise de dois grupos de intervalos de tempo, constatou-se, para a Região Nordeste, que elevados níveis de pobreza e desigualdade de renda estariam associados a maiores taxas de crescimento subsequentes. Neste caso, o efeito-poupança estaria prevalecendo em relação aos efeitos adversos da desigualdade. Esse mesmo resultado é verificado para o país como um todo, quando se considera a taxa de crescimento num intervalo de 8 anos. No entanto, para intervalos de tempo menores, como os de 5 anos analisados, verificou-se que para o Brasil e regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, os níveis de pobreza e indigência têm efeitos adversos sobre a taxa de crescimento. Neste caso, focalizando o problema do ponto de vista regional, pode-se constatar que em regiões mais ricas do país, o efeito-poupança que estimularia o crescimento é compensado pelos efeitos adversos da pobreza.

Por fim, seguindo os resultados já identificados na literatura nacional, a abertura tem um efeito adverso sobre o crescimento da renda, enquanto que a educação possui um efeito positivo. Há uma tendência de convergência entre os estados brasileiros, apesar desse efeito ocorrer de forma mais acentuada entre os estados do Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Ademais, os estados do Nordeste apresentam uma tendência de crescimento menos acentuada quando comparado aos outros estados das outras regiões do país.

Referências Bibliográficas

AGHION, P. and BOLTON, P. A Theory of Trickle Down Growth and Development, lead article. In the Review of Economic Studies 64(2): 151-172, 1997.

ALESINA, A. and PEROTTI, R. Income Distribution, Political Instability, and Investment: European Economic Review, 40(6): 1203-1228, 1996.

ALESINA, A.; RODRIK, D. Distributive politics and economic growth: The Quarterly Journal of Economics, v. 109, p. 465-489, 1994

BANCO MUNDIAL. Relatório sobre o Desenvolvimento Mundial 2000/2001: - desigualdade e pobreza - [http:// www.worldbank.org/povert/inequal/](http://www.worldbank.org/povert/inequal/), 2000.

Barossi Fº, M.; Azzoni, C. A time series analysis of regional income convergence in Brazil, disponível na Internet no endereço <http://www.nemesis.org.br/azzoni6.htm>, 2003.

BARRETO, F. A. F. D.; NETO, P. M. J.; TEBALDI, E. Desigualdade de Renda e Crescimento Econômico no Nordeste Brasileiro. 2001

BARRO, ROBERT. Inequality and Growth in a Panel of Countries. Journal of Economic Growth, 5:5-32 March, 2000.

BOURGUIGNON, F. "The Growth Elasticity of Poverty Reduction; Explaining Heterogeneity Across Countries and Time Periods," in T. Eicher and S. Turnovsky, eds. Inequality and growth. Theory and Policy Implications. Cambridge: The MIT Press, 2003.

BOURGUIGNON, F. and MORRISSON C. Inequality and development-the role of

DEININGER, K., SQUIRE, L. A new data set measuring income inequality. World Bank Economic Review, v. 10, p. 565-591, 1996.

DEININGER, K., SQUIRE, L. News ways of looking at old issues: inequality and growth. Journal of Development Economics, vol. 57, 259-287, 1998.

Dollar, D. Outward-Oriented Developing Economies Really Do Grow More Rapidly: Evidence from 95 LDCs, 1976-85, Economic Development and Cultural Change, pag. 523-544, 1992.dualism. Journal of Development Economics, vol. 57, 233-257, 1998.

Edwards, S. Openness, Productivity and Growth: What Do We Really

Know?, *Economic Journal*, Março, pag. 383-398, 1998.

Ferreira, A. Convergence in Brazil: Recent Trends and Long-Run Prospects, *Applied Economics*, 32, 479-489, 2000.

Ferreira, A.; Diniz, C. Convergência entre as Rendas per capita Estaduais no Brasil, *Revista de Economia Política*, vol. 15, nº 4, (60), 1995.

Ferreira, P.; Ellery Jr., R. Convergência entre a renda per-capita dos estados brasileiros, *Revista de Econometria*, v. 16, nº 1, p. 83-103, 1996.

FORBES, K. J. A Reassessment of the Relationship between Inequality and Growth. *The American Economic Review*, v. 90, n. 4, p. 869-887, 2000.

FRANKEL, JEFFREY, and DAVID ROMER. "Does Trade Cause Growth?" *American Economic Review* 89, 1999.

GALOR, O., ZEIRA, J. Income distribution and macroeconomics. *Review of Economic Studies*, v. 60, p. 35-52, 1993.

Gondin, João Luis, Flavio Ataliba Barreto, José Raimundo Carvalho: Condicionantes de Clubes de Convergência para Estados e Municípios Brasileiros . *Revista Estudos Econômicos*. 2007. Forthcoming

LI, H., ZOU, H. Income inequality is not harmful for growth: theory and evidence. *Review of Development Economics*, v. 2, n. 3, p. 318-334, 1998.

MBABAZI, J.; MORRISSEY, O.; MILNER, C. Are Inequality and Trade Liberalization Influences on Growth and Poverty? Discussion Paper No. 2001/132, Nov. 2001.

PASINETTI L. L. "Rate of Profit and Income Distribution in Relation to the Rate of Economic Growth". *Review of Economic Studies*, 29(4): 267-279, 1962.

PERSSON, T., TABELLINI, G. Is inequality harmful for growth? Theory and evidence. *American Economic Review*, v. 84, n. 3, p. 600-621, 1994.

PIKETTY, T. The Dynamics of the Wealth Distribution and the Interest Rate with Credit Rationing. *Review of Economic Studies*, 64: 173-189, 1997.

RODRIK, D. Where did All the Growth Go?: External Shocks, Social Conflict and Growth Collapses. NBER Working Paper No. 6350, 1997.

Gondin Luis, Flavio Ataliba Barreto, José Raimundo Carvalho: CONDI-
CIONANTES DOS Clubes de Convergência para Estados e Municípios
Brasileiros . *Revista Estudos Econômicos*. 2007. Forthcoming

