

TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 1312

**CRESCIMENTO ECONÔMICO E
DESIGUALDADE DE RENDA NO
BRASIL DE 1991 A 2000 – UMA
ANÁLISE DAS ÁREAS MÍNIMAS
COMPARÁVEIS**

**Leonardo Alves Rangel
Joaquim Andrade
José Ângelo Divino**

Rio de Janeiro, novembro de 2007

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1312

CRESCIMENTO ECONÔMICO E DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL DE 1991 A 2000 – UMA ANÁLISE DAS ÁREAS MÍNIMAS COMPARÁVEIS*

Leonardo Alves Rangel
Joaquim Andrade***
José Ângelo Divino******

Rio de Janeiro, novembro de 2007

* Este texto é baseado em dissertação homônima defendida na Universidade de Brasília (UnB) em maio de 2007.

** Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos Sociais (Disoc) do Ipea e Mestre em Economia pela UnB.

*** Professor da UnB.

**** Professor da Universidade Católica de Brasília.

Governo Federal

Ministro de Estado Extraordinário de Assuntos Estratégicos – Roberto Mangabeira Unger

Núcleo de Assuntos Estratégicos da Presidência da República

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Núcleo de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais, possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro, e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Marcio Pochmann

Diretora de Administração e Finanças

Cinara Maria Fonseca de Lima

Diretor de Estudos Macroeconômicos

João Sicsú

Diretor de Estudos Sociais

Jorge Abrahão de Castro

Diretora de Estudos Regionais e Urbanos

Liana Maria da Frota Carleial

Diretor de Estudos Setoriais

Márcio Wohlers de Almeida

Diretor de Cooperação e Desenvolvimento

Mário Lisboa Theodoro

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-Chefe de Comunicação

Estanislau Maria de Freitas Júnior

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

ISSN 1415-4765

JEL: O4, O15

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Núcleo de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

SINOPSE

Este artigo trata do tema crescimento econômico e desigualdade de renda. Analisa duas possíveis formas de se relacionar desigualdade de renda com o crescimento econômico, quais sejam: uma relação linear ou uma relação na forma de U-invertido.

Utilizando dados para Áreas Mínimas Comparáveis (AMCs) (forma de agregação de municípios) para 1991 e o crescimento da renda *per capita* entre 1991 e 2000, foram estimadas várias regressões com o objetivo de apresentar as diversas formas de se controlar para a relação entre desigualdade e crescimento. Como controles, foram utilizadas algumas variáveis socioeconômicas.

O critério de informação de Akaike mostra que a melhor forma de representar a relação entre desigualdade e crescimento é a de U-invertido.

ABSTRACT

This paper deals with the subject of economic growth and income inequality. It analyzes two possible forms of relationship between income inequality and economic growth, which are: a linear relation or a inverted-U relation. Using data for Minimum Comparable Areas (form of aggregation of cities) for 1991 and per capita income growth from 1991 to 2000, several regressions are estimated. The objective of these regressions was to present the diverse forms for controlling for the relation between inequality and growth. Some socio-economics variables had been used as controls. The Akaike information criteria shows that the inverted-U is the best form to represent the relation between inequality and economic growth.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	7
2 REVISÃO DE LITERATURA	8
3 DESCRIÇÃO DA BASE DE DADOS	21
4 ANÁLISE ECONÔMICA	21
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	36
REFERÊNCIAS	38

1 INTRODUÇÃO

Não é recente o interesse acadêmico pelos temas crescimento econômico, desigualdade e seus mecanismos de transmissão. Este pode ter como justificativa a tentativa de compreensão dos motivos pelos quais alguns países crescem mais que outros, ou o porquê de determinadas regiões serem mais desenvolvidas que outras, *vis-à-vis* seus níveis de desigualdade de renda.

No arcabouço dos modelos neoclássicos de crescimento e de crescimento endógeno, Solow (1956), Romer (1993) e Lucas Jr. (1988), com seus clássicos trabalhos teóricos, deram novos ares ao estudo de tão importante, e não menos delicada, questão. Em termos empíricos, o desenvolvimento e o aprimoramento da técnica econométrica serviram como motivação para diversos trabalhos. Destaque para as contribuições de Barro (1991, 1999, 2000), Chen (2003), Glaeser, Scheinkman e Shleifer (1995) entre outros. A maioria dos trabalhos empíricos utiliza dados para países, mas também são comuns estudos para estados e cidades dos Estados Unidos e, em termos da produção acadêmica nacional, estados e municípios brasileiros. Sendo que esta unidade administrativa é similar à que será utilizada neste texto para discussão.

Dessa forma, a análise da relação entre desigualdade e crescimento econômico, juntamente com alguns dos determinantes do crescimento econômico, é um dos objetivos deste estudo, assim como o teste de uma relação de U-invertido entre desigualdade de renda e crescimento econômico. Para tais análises serão utilizados dados *cross-section* da menor unidade administrativa brasileira, qual seja, municípios, mas sob outra forma de agregação.

A respeito das interações causais entre distribuição de renda e crescimento econômico a ser discutida no presente trabalho, existe uma vasta literatura, com ênfase tanto em aspectos empíricos como teóricos. Mesmo assim, o debate político acerca do tão almejado crescimento sustentado nos países em desenvolvimento, no geral, parece não perceber a importância que a distribuição de renda possui. Dá-se mais importância para taxa de juros, câmbio, inflação, gasto público entre outros. Apresentada a relevância da distribuição de renda como um dos determinantes do crescimento econômico, justifica-se, então, a ênfase dada neste trabalho para tal tema. Principalmente na busca da melhor forma de representar a relação entre crescimento econômico e desigualdade de renda: forma linear ou U-invertido.

Convém ressaltar que a aplicação para municípios ou estados de uma metodologia desenvolvida para países merece algumas ressalvas. Por um lado, municípios pertencentes a um mesmo estado tendem a apresentar características semelhantes, mas por outro, a mobilidade de mão-de-obra e capital permitem a aglomeração de atividades em alguns municípios em detrimento de outros do mesmo estado. Apesar dessa ponderação, há algumas características de municípios que podem servir como justificativas para a produção de trabalhos empíricos tendo como base essas unidades administrativas: o fato de serem economias completamente abertas, com grande movimentação de capital, trabalho e idéias e de serem unidades administrativas mais especializadas em termos econômicos que estados, por exemplo. Diferentemente do estudo com dados de países, não haverá fronteiras para a circulação de riquezas, e o sistema político – variável que há muito vem tendo sua influência sobre o crescimento econômico estudada – é o mesmo.

A contribuição deste trabalho, ainda que marginal, para a literatura que estuda empiricamente os determinantes do crescimento econômico pode ser sintetizada em três pontos. Primeiramente, são utilizados dados de Áreas Mínimas Comparáveis (AMCs) nas regressões *cross-section*. Entende-se que o uso de AMCs¹ é um avanço em comparação com os demais trabalhos que utilizavam dados de municípios, uma vez que seu uso se mostra como a melhor opção quando há forte movimento de criação de municípios, o que ocorreu nos últimos anos no Brasil.

Em segundo lugar, o estudo utiliza a base de dados consolidada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), disponível em sua página na internet.² São utilizados dados diversos para os anos de 1991 e 2000, desagregados para AMCs de 1970-2000. A vantagem de se usar uma única fonte para os dados é basicamente a sua padronização e sua confiabilidade.

Por último, mas não menos importante, o presente estudo atende à necessidade de se buscar maiores investigações sobre a relação entre desigualdade de renda e crescimento econômico, bem como seus determinantes. São utilizadas variáveis consagradas para tais tipos de trabalhos como renda *per capita* inicial, desigualdade de renda, entre outras; em seguida introduz-se uma nova questão ao tratar das desigualdades na educação como um dos fatores que influencia o crescimento econômico futuro. Outrossim, também é testada a relação de U-invertido entre desigualdade de renda e crescimento econômico. Esta apresenta resultados bastante satisfatórios.

Além desta introdução, este trabalho foi organizado em mais quatro seções, nas quais se apresentam os seguintes tópicos: na segunda seção, uma breve resenha da literatura teórica e empírica sobre os determinantes do crescimento econômico; na terceira, de forma sucinta, a base de dados utilizada nos exercícios econométricos, bem como a justificativa por se escolher trabalhar com AMCs e não com municípios; na quarta, os resultados empíricos sobre as investigações da relação linear entre desigualdade de renda e crescimento econômico e a possibilidade da relação de U-invertido entre crescimento e desigualdade; e na quinta e última seção, as considerações finais do trabalho, dando-se destaque para os resultados encontrados e suas limitações.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Há uma vasta literatura sobre crescimento econômico, desigualdade de renda e suas interações causais. Para facilitar sua compreensão ela foi segmentada em duas seções, uma para a literatura teórica e outra para a empírica. Repita-se que tal divisão é apenas um instrumento para facilitar a leitura e a compreensão do tema crescimento econômico, pois a teoria e a aplicação empírica, na maioria das vezes, se complementam.

2.1 LITERATURA TEÓRICA

Pode-se dizer que os textos, aqui, utilizam como arcabouço teórico os modelos neoclássicos de crescimento e os modelos de crescimento endógeno.

1. O conceito de AMCs será explicado e principalmente explorado mais adiante neste trabalho.

2. Ver <www.ipeadata.gov.br>.

O trabalho de Barro e Becker (1989) foi um dos primeiros relevantes sobre a relação entre fertilidade e crescimento econômico com o uso de um modelo de crescimento endógeno. Nesse estudo os autores desenvolvem um modelo com fertilidade endógena no qual os pais são altruístas em relação aos filhos e, dessa forma, analisam a escolha ótima de cada família em termos do número de filhos. A produção é feita por firmas competitivas que operam com retornos constantes de escala; toda mudança de produtividade é exógena e o mercado de fatores é perfeitamente competitivo.

A partir desse *set-up*, os autores verificam, entre outras coisas, haver uma relação inversa entre a fertilidade e o crescimento da renda individual. O efeito na fertilidade é dado pela elevação do valor do tempo para os pais e, como corolário disso, elevação do custo de se criar um filho.

Outro trabalho importante a utilizar crescimento endógeno para relacionar fertilidade e crescimento econômico foi o de Becker, Murphy e Tamura (1990). Os autores desenvolvem aí um modelo de crescimento em que relacionam investimento em capital humano e fertilidade. O modelo assume fertilidade endógena e taxa de retorno do capital humano crescente com o seu nível de estoque. A sociedade pode poupar através das gerações por meio do nascimento de muitos filhos, pelo crescente investimento em cada filho ou pela acumulação de capital físico. Quando o capital humano é abundante, a taxa de retorno sobre o investimento nesse capital é alta em relação ao retorno em cada um dos filhos e vice-versa. Assim, em sociedades com pouco capital humano, as famílias são maiores que nas sociedades com capital humano mais abundante.

Dessa forma, tanto Becker, Murphy e Tamura (1990) e Barro e Becker (1989) mostram que, em modelos com fertilidade endógena, o resultado da relação entre crescimento da renda e a taxa de fertilidade é negativo.

No que diz respeito à relação entre expectativa de vida e crescimento econômico, Zhang e Zhang (2005), a partir de um Modelo de Gerações Superpostas – Overlapping Generation Models (OLG) – chegam à conclusão de que expectativa de vida e crescimento econômico estão relacionados positivamente. Em seguida, mostram econometricamente resultados que servem para ratificar suas opiniões.

Por meio de um modelo OLG com um único bem e indivíduos idênticos que vivem três períodos (infância, fase adulta e velhice), os autores fazem quatro proposições a respeito dos efeitos da expectativa de vida sobre fertilidade, poupança, escolaridade e crescimento econômico. No que tange ao interesse deste trabalho, os autores afirmam, e depois provam, que o aumento da expectativa de vida eleva a taxa de crescimento econômico via redução da fertilidade e aumento na escolaridade da população e da poupança.

Com uma base de dados *cross-section*, obtida a partir de Barro e Lee (1994), para 76 países, Zhang e Zhang (2005) estimam, por meio de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), regressões com diversas variáveis dependentes, entre elas a taxa de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) *per capita*. Para cada variável dependente também são utilizadas diferentes variáveis explicativas como forma de testar a robustez do modelo proposto. Os resultados obtidos permitem afirmar que há

uma relação positiva entre expectativa de vida inicial e crescimento do PIB *per capita* subsequente.

Ainda sobre a relação entre expectativa de vida e crescimento econômico, Zhang, Zhang e Lee (2001), a partir de um modelo OLG com um único bem, infinitos períodos e agentes que vivem três períodos e com sistema de previdência social totalmente autofinanciado, desenvolvem algumas proposições. Entre elas, e dado que não há sistema de previdência social ou que este é totalmente autofinanciado, a elevação na expectativa de vida estimula o crescimento do produto *per capita* se o fator de desconto subjetivo (que mede o desejo pelo bem-estar dos filhos) for menor que uma medida de vontade de ter filhos; caso o fator de desconto subjetivo seja igual à vontade de ter filhos, a expectativa de vida não tem efeito sobre o crescimento econômico. Mas se o fator de desconto subjetivo for maior que a vontade de ter filhos, a elevação da expectativa de vida deprime o crescimento.

Por sua vez, Ehrlich e Lui (1991) desenvolvem um modelo OLG de crescimento endógeno no qual o capital humano é a mola propulsora do crescimento econômico. Os autores, ao enfatizar o papel da família como um seguro entre as gerações (os novos cuidando dos velhos), obtêm um mecanismo de ligação entre expectativa de vida, fertilidade e crescimento econômico. Eles mostram que uma elevação na expectativa de sobrevivência dos jovens provoca um aumento na taxa de crescimento de *steady-state*. Ao mesmo tempo, é mostrado que a elevação na expectativa de sobrevivência dos mais velhos tem um resultado ambíguo sobre o crescimento econômico.

Para Lorentzen, McMillan e Wacziarg (2005), ainda na relação entre expectativa de vida e crescimento econômico, a alta mortalidade reduz os investimentos e diminui a acumulação de capital humano, o que, conseqüentemente, acarreta na diminuição do crescimento econômico subsequente. Como corolário, a diminuição da mortalidade, que resulta na elevação da expectativa de vida, aumenta a acumulação de capital humano e eleva o crescimento econômico subsequente.

O papel da política fiscal no crescimento econômico é uma discussão que há muito tempo divide opiniões entre economistas, principalmente entre os de linha mais keynesiana e os neoclássicos. Como uma das primeiras contribuições teóricas para o estudo da relação entre gastos fiscais e crescimento econômico pode-se citar o trabalho de Arrow e Kurz (1970). Ambos desenvolveram um modelo no qual consumidores derivam utilidade tanto do seu próprio consumo quanto do estoque de capital público. Por outro lado, a produção também se beneficia desse mesmo estoque de capital. Quanto aos gastos do governo, os autores os assumem como produtivos. Além disso, o modelo proposto segue o arcabouço neoclássico proposto por Solow (1956), segundo o qual o gasto público apenas afetava a taxa de crescimento durante a transição para o estado estacionário, quando ela permanece inalterada.

Recentemente, alguns modelos relacionando gasto público e crescimento econômico de longo prazo foram desenvolvidos a partir do arcabouço de modelos de crescimento endógeno. O trabalho de Barro (1990) apresenta um modelo simples no qual o gasto governamental é complementar à produção privada. O autor propõe a divisão dos gastos do governo entre gastos improdutivos e produtivos. Dessa forma, o gasto público é de característica improdutiva quando voltado para áreas que rivalizam

com o setor privado. Mas o autor também destaca que os gastos fiscais refletem decisões políticas nas quais alguns grupos são mais influentes politicamente que outros.

Há uma vasta gama de trabalhos acadêmicos que enfatiza os mecanismos de transmissão entre desigualdade de renda e crescimento econômico.

O arcabouço teórico do estudo de Solow (1956) foi a base de grande parte das análises encontradas na literatura sobre crescimento e desigualdade de renda. Como o modelo de Solow baseia-se num agente representativo, um de seus resultados é que a distribuição de renda não interfere no crescimento do produto *per capita* em estado estacionário, apenas na velocidade de transição do crescimento do PIB *per capita* entre o momento inicial e o estado estacionário.

Apesar de o modelo de Solow nortear uma grande quantidade de textos, há autores que o consideram restrito, pois avaliam que a taxa de poupança e o crescimento populacional por si sós não explicam o diferencial de crescimento entre os países, como visto anteriormente. A partir de tal crítica, começa-se a investigar o papel de políticas governamentais, capital humano e da desigualdade de renda para explicar o *gap* de crescimento da renda entre países. Pode-se dizer que esse último fator teve o seu papel fundamental reconhecido na década de 1990, quando foi observada a persistência de baixo crescimento em países em desenvolvimento. Dessa forma, buscou-se compreender os mecanismos de transmissão da influência da distribuição de renda sobre o crescimento econômico.

Tomando-se emprestada a classificação utilizada por Barro (1999), podem-se dividir os mecanismos de transmissão em: *a*) imperfeições no mercado de crédito; *b*) vies da economia política; *c*) conflitos sociais; e *d*) propensão marginal a poupar.

a) Imperfeições no mercado de crédito

Assimetria de informações é a expressão-chave quando se trata de imperfeições no mercado de crédito. Esse tipo de assimetria, junto às limitações institucionais, leva, muitas vezes, o mercado de crédito à imperfeição. Essas imperfeições implicam que o nível de crédito de equilíbrio não está necessariamente no ótimo de Pareto. Ou seja, determinadas transações deixarão de ser feitas mesmo que haja pessoas dispostas a pagar certa taxa de juros para obter um empréstimo e outras pessoas dispostas a receber tal taxa de juros para emprestar.

Como nos mercados de créditos imperfeitos há restrições de oferta de crédito, não há garantia de equalização da taxa de retorno marginal para diferentes oportunidades de investimento. Dessa forma, o acesso ao crédito e sua subsequente alocação de investimentos depende da riqueza e do nível de renda dos indivíduos. Assim, indivíduos pobres (pouco ativos ou com baixo nível de renda) não terão as mesmas oportunidades que os ricos, diretamente por não conseguirem os empréstimos tão facilmente como os ricos e indiretamente por não terem acesso a uma educação tão boa quanto a dos ricos.

Nesse tipo de situação, uma política de redistribuição de renda, visando uma sociedade mais igualitária, aumentaria o nível de investimento e a taxa de crescimento econômico, ao menos durante a fase de transição para o estado estacionário.

É importante mencionar que à medida que há maior desenvolvimento econômico, mais o mercado de crédito tende a se aperfeiçoar. Assim, o efeito da desigualdade no crescimento econômico, *ceteris paribus*, tende a ser mais perverso em países pobres que nos ricos.

Sobre esse mecanismo de transmissão, Galor e Zeira (1993) mostraram que uma melhor distribuição de renda garantiria o acesso de mais indivíduos ao capital humano. Para eles, a desigualdade inicial não favorece o crescimento econômico devido à indivisibilidade nos investimentos em capital humano e à imperfeição no mercado de crédito.

b) Viés da economia política

A modelagem político-econômica atual enfatiza que o governo busca maximizar sua influência dentro da esfera política, não uma determinada função de bem-estar social. Os estudos desse mecanismo de transmissão se baseiam no conceito do eleitor mediano. De acordo com a teoria do eleitor mediano e as suas hipóteses, se a renda média da sociedade excede a renda do eleitor mediano, o sistema de voto majoritário tende a redistribuir a renda dos ricos para os pobres por meio de transferências, gastos públicos ou políticas regulatórias.

Quanto maior a desigualdade de renda, maior tende a ser a redistribuição por meio do processo político. Essas políticas redistributivas estão geralmente associadas a maiores impostos que distorcem as decisões econômicas, reduzem o investimento e o crescimento econômico durante a transição para o estado estacionário. Para que esse mecanismo funcione, é necessária uma sociedade com alto grau de democratização e participação política, principalmente por meio do voto.

Uma crítica a essa teoria advém do fato de que a distribuição do poder político é desigual, sendo este positivamente correlacionado com a distribuição de renda. Sendo assim, os mais ricos procurarão evitar a redistribuição de renda por diversas formas, inclusive por meio da corrupção. O que, por sua vez, também distorce as decisões econômicas, reduzindo o investimento e, conseqüentemente, o crescimento econômico.

Outrossim, a desigual distribuição do poder político resulta numa visão distorcida das necessidades dos menos abastados, já que estes são incapazes de se fazerem representados politicamente. Portanto, os gastos públicos com a porção mais pobre da população tendem a ser desiguais e ineficientes. Dessa forma, o nível educacional tende a estar aquém do ótimo paretiano, implicando capital humano posterior mais baixo, reduzindo ainda mais o crescimento econômico de longo prazo.

Sendo assim, ainda que a redistribuição de renda não ocorra, a desigualdade pode ter efeitos prejudiciais no crescimento através do mecanismo político-econômico, seja através da teoria do eleitor mediano ou da distribuição desigual de poder político.

Na literatura mais recente, Alesina e Rodrik (1994) e Person e Tabellini (1994) mostram que, se os recursos estiverem sendo distribuídos de forma mais igualitária, a acumulação de capital e o subsequente crescimento econômico deverão ser mais rápidos. Saint-Paul e Verdier (1993) afirmam que, se a redistribuição de renda for

feita via cobrança de impostos, e estes forem utilizados em gastos educacionais, a redistribuição será benéfica para o crescimento, uma vez que existe correlação positiva entre crescimento e aquele tipo de gasto público.

c) Conflitos sociais

Enquanto elementos de transmissão, os conflitos sociais ressaltam que uma distribuição de renda perversa pode gerar instabilidades políticas e sociais, acarretando investimentos inferiores ao ótimo de Pareto, o que afeta negativamente o crescimento econômico.

Por meio da teoria dos conflitos sociais, a desigualdade de renda pode incentivar os mais pobres a se engajarem em atividades tais como crimes, greves e revoluções, entre outras. Há nesse caso alocação ineficiente de recursos, uma vez que os dispêndios nessas atividades poderiam alternativamente ser utilizados de forma mais produtiva. Outrossim, a ocorrência dessas atividades implica o gasto de recursos governamentais para coibi-las, ou seja, são mais recursos que deixam de ser direcionados para atividades produtivas. Dessa forma, via instabilidade social, a desigualdade está correlacionada negativamente com o crescimento econômico.

Cabe também destacar que tais conflitos sociais são fontes geradoras de instabilidades políticas, devido às incertezas geradas. Isto reduz o crescimento econômico subsequente. Uma vez que o investimento é a mola propulsora do crescimento econômico, os conflitos sociais constituem um canal pelo qual a desigualdade afeta negativamente o crescimento.

A respeito dos efeitos da instabilidade política no crescimento econômico, Barro (1991) e Alesina *et al.* (1996) acham uma relação inversa entre instabilidade política e crescimento econômico usando diferentes técnicas e dados. Alesina e Peroti (1996), em um interessante trabalho, apresentam um modelo que analisa o mecanismo de transmissão entre desigualdade e crescimento via conflitos sociais. Segundo os autores, a desigualdade de renda aumenta o descontentamento social e é o combustível para a inquietação social. Em seguida, por aumentar a probabilidade de golpes, revoluções e violência, tem efeito negativo no investimento e, conseqüentemente, reduz o crescimento econômico subsequente.

Os autores também estimam um sistema de duas equações de dados em *cross-section* para 71 países de 1960 a 1985, no qual as variáveis dependentes são investimento em capital físico e uma medida de instabilidade política. Estimar conjuntamente um modelo com uma variável econômica e outra política é a grande novidade deste trabalho.

Após uma série de testes de robustez os autores concluem que a desigualdade de renda aumenta a instabilidade sociopolítica, o que por sua vez é deletéria para o investimento. Em termos de implicações positivas, os resultados sugerem uma argumentação que pode auxiliar na explicação da diferença de crescimento entre países do Sudeste Asiático e da América Latina. Enquanto estes observaram, no pós-guerra, uma piora na distribuição de renda, a instabilidade política e o baixo crescimento, aqueles realizaram ampla reforma agrária, o que reduziu fortemente a desigualdade de renda e de riqueza de sua população. Do ponto de vista normativo,

os resultados trazem algumas implicações para os efeitos de políticas redistributivas. Políticas fiscais redistributivas, por elevar a taxação dos capitalistas e investidores, reduzem a propensão a investir. Entretanto, a mesma política pode reduzir as tensões sociais e resultar num clima propício a acumulação de capital. A resultante desses dois vetores é que vai dizer se a política redistributiva será positiva ou não para o crescimento econômico.

Já Rodrik (1999) parte da tese dos conflitos sociais para tentar explicar por que, na década de 1970, os países da América Latina e do Sudeste Asiático, após o choque do petróleo, perceberam trajetórias distintas em termos de crescimento econômico. O autor afirma que conflitos sociais no âmbito doméstico são importantes para explicar por que o crescimento permaneceu baixo e, principalmente, desabou após 1975 em vários países. Amparado em evidências econométricas, o autor afirma que países que sofreram uma espécie de pouso forçado, em termos de crescimento econômico, nos anos 1970 foram aqueles com sociedades mais fragmentadas e com fracas instituições de gerenciamento dos diversos conflitos que apareceram.

d) Propensão marginal a poupar

Os economistas que seguem a linha keynesiana acreditam que a taxa de poupança individual é positivamente correlacionada com o nível de renda. Se correta essa afirmação, uma redistribuição de renda dos mais ricos para os mais pobres tende a diminuir a poupança agregada da economia. Por outro lado, um aumento na desigualdade tenderá a elevar os investimentos e o crescimento da economia. Para tal, deve haver o pressuposto de economia fechada no modelo, a fim de que a poupança agregada seja igual ao investimento agregado.

Com um trabalho bastante original, Pasinetti (1962) foi um dos primeiros a estudar esse tipo de situação. Com um modelo no qual a taxa de poupança dos capitalistas é superior à dos trabalhadores, ele concluiu que maiores níveis de concentração de renda tendem a aumentar a taxa de investimento e o crescimento da economia.

2.2 LITERATURA EMPÍRICA

Nesta subseção são apresentados alguns estudos relevantes com viés empírico acerca de crescimento econômico, desigualdade de renda e suas relações.

Glaeser, Scheinkman e Shleifer (1995) realizaram um valoroso estudo empírico dando ênfase ao papel das condições iniciais sobre o crescimento econômico subsequente. Para os fins do presente trabalho, o estudo desses autores é também valioso, pois nele se investigam o crescimento populacional e de renda das 203 maiores cidades dos Estados Unidos entre 1960 e 1990. Ou seja, a unidade de análise é a cidade, semelhante à adotada aqui. Entre as diversas variáveis explicativas utilizadas pelos três autores, podem-se destacar renda inicial, escolaridade, desemprego, e algumas variáveis fiscais.

Conforme pode ser observado nas tabelas que apresentam os resultados das regressões realizadas, o coeficiente da variável renda *per capita* inicial é sempre negativo e estatisticamente significativo na explicação do crescimento da renda subsequente, o que indica que os municípios de maior renda inicial observam

crescimento da renda a um ritmo inferior aos de menor renda inicial, ou seja, não se pode negar a hipótese da convergência de renda.

Com relação ao desemprego inicial, para essa variável há uma relação inversa com crescimento futuro. Os autores apontam duas possíveis explicações: *a)* cidades com altas taxas de desemprego vêem seus trabalhadores migrarem em busca de melhores oportunidades alhures; e *b)* desemprego pode ser uma *proxy* para alguma variável omitida de capital humano e cidades com alta taxa de desocupação não possuem esse capital humano necessário para prosperar no período de análise do trabalho.

Quando é inserida a variável educacional (mediana dos anos de estudo inicial), o resultado para o coeficiente estimado da mesma indica que a elevação do capital humano de uma determinada localidade acelera seu crescimento econômico.

Com relação à variável fiscal, Glaeser, Scheinkman e Shleifer (1995) encontraram uma relação positiva entre o nível dos gastos fiscais iniciais das cidades e o crescimento econômico subsequente, mas o coeficiente estimado apresentou-se não-significativo em termos estatísticos.

Um dos principais resultados que os autores podem trazer é que, mesmo se compreendendo os limites e as características do crescimento das cidades, ainda assim, em diversos aspectos esse crescimento é semelhante ao dos países. Principalmente no que diz respeito ao papel da educação e a possibilidade de convergência de renda.

Ainda na linha de estudo sobre cidades, Da Mata *et al.* (2006) analisam a dinâmica do sistema urbano brasileiro. São analisadas 123 aglomerações urbanas, municípios que, em 1991, possuíam ao menos 75 mil habitantes e mais de 75% de taxa de urbanização.

Os autores descrevem os padrões de crescimento urbano entre 1970 e 2000, analisando as mudanças populacionais e da renda *per capita*, utilizada como *proxy* para produtividade econômica. Para crescimento populacional, os autores mostram econometricamente que o tamanho inicial dessas aglomerações urbanas em 1970 não influencia a taxa de crescimento populacional subsequente. O contrário do que ocorre em relação ao percentual do emprego na indústria de transformação em atividades não-agrícolas, e da média dos anos de estudo em 1970. Sobre crescimento da renda, os autores utilizaram a renda média familiar como *proxy* para incrementos na produtividade. Nas regressões realizadas, os resultados sugerem a existência de convergência condicional de renda entre as aglomerações.

Ainda sobre cidades brasileiras, Da Mata *et al.* (2005), a partir de uma base de dados compilados de microdados dos Censos de 1970, 1980, 1991 e 2000, utilizam os métodos econométricos de Gaussian Mixture Model (GMM) e GMM espacial para correção quando da presença de erros autocorrelacionados espacialmente para examinar o crescimento das cidades entre 1970 e 2000.

Os resultados mostram que um aumento da população rural e a melhora na qualidade da força de trabalho elevam a taxa de crescimento populacional das cidades, assim como a elevação da taxa de frequência escolar inicial, o que, segundo

os autores, confirma os efeitos de transbordamento da acumulação de conhecimento. Por sua vez, redução no custo de transporte intermunicipal tem fraco efeito sobre o crescimento das cidades. Também foi observado que o tamanho inicial das cidades tem coeficiente negativo, o que sugere convergência condicional entre as cidades. Por fim, cidades com forte participação da manufatura na economia no momento inicial experimentaram rápido crescimento subsequente.

Em seguida, os autores adicionam duas novas variáveis explicativas: razão entre o estoque de capital industrial público e privado em 1980 e taxa de homicídios inicial. Os resultados sugerem que a taxa de homicídios e a elevação no percentual do capital industrial público têm efeitos negativos sobre o crescimento das cidades. Os demais resultados são semelhantes aos apresentados anteriormente.

Na linha dos trabalhos empíricos sobre os determinantes do crescimento econômico, o estudo de Ranis, Stewart e Ramirez (2000) examinou a relação entre desenvolvimento humano e crescimento econômico, chegando a alguns importantes resultados. Foi examinada uma amostra de 35 a 76 países em desenvolvimento para o período 1960-1992. No tocante aos efeitos do desenvolvimento humano sobre o crescimento econômico, os autores utilizaram como variáveis explicativas o logaritmo do PIB *per capita* em 1960; nível inicial de desenvolvimento humano baseado nas variáveis logaritmo da expectativa de vida em 1962; percentual de adultos alfabetizados entre 1970 e 1972; e um índice combinado de expectativa de vida e de adultos alfabetizados em 1970. Também utilizaram como regressores a variação das variáveis de desenvolvimento humano no período; a taxa de investimento para o período; e indicadores de distribuição de renda (inclusive defasados) e *dummies* regionais.

Os resultados das regressões mostram que os coeficientes das variáveis de desenvolvimento humano inicial e variação do desenvolvimento humano foram significativos em termos estatísticos. Os coeficientes das variáveis de desigualdade de renda e de educação apresentaram os sinais esperados e foram significativos em termos estatísticos. Em suma, Ranis, Stewart e Ramirez (2000), também focando na análise da influência das condições iniciais sobre o crescimento econômico subsequente, conseguem mostrar que há forte relação entre o desenvolvimento humano e o crescimento econômico subsequente.

Em Barro (2000), o autor analisa empiricamente os determinantes do crescimento econômico e do investimento utilizando um painel com informações de aproximadamente 100 países entre 1960 e 1995. Foi dada ênfase ao capital humano como determinante do crescimento econômico. O autor, mesmo afirmando que o conceito de capital humano é algo amplo que pode englobar educação, saúde e capital social, entre outros, procura focar no papel da educação.

O método econométrico utilizado foi o de Mínimos Quadrados em Três Estágios. Nas regressões, foram utilizadas como variáveis explicativas os valores iniciais do logaritmo do PIB real *per capita* e de seu quadrado; a razão entre o consumo do governo e o PIB; um índice de manutenção das leis; uma medida de abertura internacional de cada economia; taxa de inflação; taxa de fertilidade; taxa de investimento; taxa de crescimento dos termos de trocas; e variáveis educacionais, inclusive sobre qualidade da educação.

As regressões mostram que há convergência condicional para renda, ou seja, o PIB *per capita* inicial está inversamente relacionado com a taxa de crescimento do PIB *per capita*. Quanto à educação, o crescimento mostrou-se positivamente relacionado com a variável de anos de estudos iniciais para homens que cursam o ensino secundário ou superior. As variáveis de anos de estudos para mulheres se mostraram não significativas em termos estatísticos. O que pode indicar subutilização da força de trabalho feminina mais qualificada. Quando a variável de qualidade na educação é regredida juntamente com a de anos de estudo, ambas se mostraram significativas, mas o efeito da qualidade na educação mostrou-se superior. Por fim, pode-se destacar os resultados para o coeficiente estimado da taxa de fertilidade, que foi negativo, ou seja, mais filhos por mulher adulta influencia negativamente no crescimento econômico. Ao se regredir essa mesma variável contra a variação da taxa de investimento tem-se novamente coeficiente negativo. O que indica que a escolha de ter muitos filhos tem como contrapartida a diminuição do crescimento econômico via diminuição da taxa de investimento.

Uma grande base de dados com informações de diversos países é utilizada por Barro (1991) para analisar o crescimento econômico. Com grande parte dos dados obtida a partir de Summers e Heston (1988) e Banco Mundial (1979), o autor monta um banco de dados com informações de 98 países de 1960 a 1985.

Apesar de trabalhar com diversas variáveis explicativas em suas regressões *cross-section*, Barro (1991) prefere enfatizar inicialmente o papel da renda *per capita* inicial e do capital humano inicial na explicação do crescimento econômico subsequente. A justificativa é que pela renda *per capita* inicial pode-se analisar a existência de convergência de renda, e pelo capital humano inicial é possível tentar relacionar educação e crescimento econômico.

Os resultados das regressões mostram que os coeficientes estimados da renda *per capita* inicial são sempre negativos e estatisticamente significativos, o que indica convergência de renda no longo prazo. Para as variáveis taxa de matrícula no ensino médio em 1960 e taxa de matrícula no ensino fundamental em 1960 – variáveis *proxies* de capital humano –, os coeficientes estimados são positivos e estatisticamente significativos. Em seguida, o autor, a par da possibilidade de que as taxas de matrícula em 1960 podem ser *proxies* para o fluxo de investimento em capital humano e não para o nível de capital humano, utiliza como regressores as taxas de matrícula defasadas na tentativa de controlar a relação de causalidade. Os resultados continuaram os mesmos.

Entre as regressões feitas, o autor também procura investigar o efeito de outras variáveis, tais como gastos do governo, instabilidade política, sistema econômico e distorções de mercado sobre o crescimento econômico.

No tocante às interações entre gastos públicos e crescimento econômico, o autor conclui que há uma relação negativa e estatisticamente significativa entre o percentual de gasto público no PIB e o crescimento econômico. O aumento na participação do setor público é um inibidor do crescimento econômico. Esse mesmo resultado foi encontrado por Hansson e Henrekson (1994) e De la Fuente (1997), entre outros.

Quanto à instabilidade política, para a sua medição foram incluídas duas variáveis como *proxies*: número de revoluções e golpes por ano e a taxa de assassinatos políticos por milhões de habitantes. Cada uma dessas variáveis apresentou coeficiente estimado negativo e estatisticamente significativo. Ou seja, maior instabilidade política tem relação negativa com o crescimento econômico subsequente. Quanto à avaliação de sistema econômico, foi feita divisão entre países socialistas, capitalistas e um misto entre esses dois sistemas. Mas os resultados não se mostraram confiáveis o suficiente para que o autor os analisasse. Em relação às distorções de mercado, o autor mostra que há uma relação negativa e significativa em termos estatísticos com o crescimento econômico, mas reitera que esses resultados estão sujeitos a investigação mais aprofundada.

Ainda sobre a relação entre gastos públicos e crescimento econômico, Devarajan, Swaroop e Zou (1996) encontraram resultados contrários aos apresentados por Barro (1991), Hansson e Henrekson (1994) e De la Fuente (1997). Os autores propõem uma abordagem que relaciona a composição do gasto público, e não apenas o seu nível, com o crescimento econômico. A partir de um modelo teórico que relaciona razões entre o percentual de gasto público em determinada atividade com a produtividade marginal dessa atividade e o crescimento econômico, os autores concluem que, para decidir em qual componente o governo deve priorizar o aumento do gasto para acelerar o crescimento econômico, deve-se olhar para a relação entre essas razões citadas anteriormente. Com o modelo desenvolvido, é possível montar uma escala de atividades do setor público em termos de gastos produtivos e sua capacidade de acelerar o crescimento econômico.

Em seguida, Devarajan, Swaroop e Zou (1996) partem para uma análise empírica de dados compilados de 43 países em desenvolvimento de 1970 a 1990, em que investigam a relação entre os vários componentes do gasto público e o crescimento econômico. As variáveis de gasto público utilizadas foram o percentual do gasto total (gastos correntes e de capital) do Governo Central em relação ao PIB e, em relação ao gasto total, o percentual do gasto em defesa, saúde, educação, transporte e comunicações.

A variável dependente é a média móvel dos cinco anos futuros da taxa de crescimento do PIB real *per capita*; além das variáveis de gastos anteriores, também foram utilizadas como regressores variáveis binárias continentais, variável de choque e prêmio no mercado negro de câmbio.

Em termos gerais, os resultados alcançados por Devarajan, Swaroop e Zou (1996) são surpreendentes. Todos os candidatos naturais para serem classificados como de gasto produtivo, ou seja, relacionados com a elevação da taxa de crescimento do PIB, quais sejam, gasto com capital, transporte e comunicações, saúde e educação, todos eles mostraram ou insignificância estatística ou apresentaram correlação negativa com o crescimento. A única categoria de gastos que se mostrou positivamente correlacionada com o crescimento econômico foi a dos gastos correntes. Dessa monta, os autores concluem que a recomendação geral de se aumentar gastos com investimento nos países em desenvolvimento pode ser um engano, pois alguns gastos correntes têm maiores taxas de retorno que investimentos.

São muitos os trabalhos empíricos sobre a relação entre crescimento econômico e desigualdade. Neles, são utilizadas como unidades de análise diversos países e períodos de tempo, diferentes medidas de desigualdade, formas funcionais e métodos de estimação variados. Mas a principal característica desses trabalhos é que, em sua maioria, mesmo adotando-se diversos métodos econométricos de estimação, observou-se regressão nas taxas de crescimento do período estudado sobre um conjunto de variáveis explicativas, com medidas de desigualdade entre elas.

Alguns dos obstáculos a serem superados nesses estudos são a insuficiência e a confiabilidade dos dados disponíveis. As pesquisas realizadas em cada país têm grande variabilidade no que diz respeito ao método de amostragem utilizado e à definição de cada variável pesquisada; além disso, podem apresentar mudanças de metodologias de país para país e entre os anos de coleta. Portanto, as análises estarão cada vez mais sujeitas a críticas de cunho estatístico, conforme as séries se tornem longas.

Na tentativa de minimizar o problema das fontes de dados, Deininger e Squire (1996) compilaram uma base de dados com informações de diversos países e de relativa robustez. Também adotaram critérios para a definição de uma base de dados confiável, quais sejam: as informações coletadas devem provir de pesquisas domiciliares, constituir uma amostra representativa de toda a população do país, e deve ser clara a definição do critério de cálculo da renda para que todos os possíveis vieses sobre os índices de desigualdade se tornem conhecidos. No entanto, mesmo sem adotar alguns dos critérios já referidos, alguns trabalhos se revelam bastante interessantes.

Começamos pela produção acadêmica cujo objeto de estudo são estados ou municípios brasileiros. Lledó (1996), por exemplo, faz uma análise de dados seccionais com o objetivo de verificar o impacto da desigualdade de renda estadual sobre o crescimento do PIB *per capita* nos estados nas décadas de 1970 e 1980. Como medida de desigualdade, ele utiliza o coeficiente de Gini, o percentual da renda detida pelo terceiro quinto da distribuição e a razão entre a parcela da renda detida pelos 20% mais ricos e pelos 40% mais pobres da população. Outras variáveis explicativas utilizadas foram o logaritmo do PIB *per capita* inicial e a taxa de crescimento da escolaridade média. Seus resultados indicaram baixa significância estatística de todas as medidas de desigualdade utilizadas, para explicar o porquê de alguns estados crescerem mais e outros menos aceleradamente.

Por sua vez, Castro (2006) realiza uma análise de dados seccionais para municípios brasileiros para os anos de 1991 e 2000. Seu objetivo foi avaliar a hipótese de Kuznets e o quanto a desigualdade, medida pelo índice de Theil, afeta o crescimento econômico – correspondente à variação percentual da renda *per capita* entre 2000 e 1991. O autor utilizou como variáveis explicativas a taxa de alfabetização; a taxa de fecundidade; o percentual da população vivendo em área rural; um indicador de vulnerabilidade; e alguns dos componentes do Índice de Desenvolvimento Humano (IDH). A partir do método de MQO o autor realizou a estimação, destacando-se como variáveis explicativas sempre um índice de desigualdade, o quadrado desse índice e a renda *per capita* inicial. Os resultados obtidos indicam que desigualdade muito alta ou muito baixa é ruim para o

crescimento; também há indícios de convergência condicional de renda entre os municípios.

Alesina e Rodrik (1994) partem de um modelo no qual a desigualdade inicial afeta o crescimento futuro através do viés da economia política apresentado anteriormente. Os autores utilizaram dados para 70 países. Eles rodaram uma série de regressões *cross-section* nas quais a variável dependente era o crescimento médio anual da renda *per capita* entre 1960 e 1985 e as variáveis explicativas eram a renda *per capita* em 1960, percentual de pessoas que cursou a escola primária em 1960 e duas medidas de desigualdade inicial (Gini-renda e Gini-terra).

Os autores concluíram que, quanto maior o índice de desigualdade, menor o crescimento econômico subsequente. Cabe destacar que o Gini-terra é mais significativo estatisticamente que o Gini-renda. Isto significa que a distribuição de terras inicial pode ser mais relevante para o crescimento econômico futuro que a distribuição de renda.

Uma nova metodologia para analisar os efeitos da desigualdade no crescimento foi proposta por Barro (2000). Foi utilizado o Método de Mínimos Quadrados em Três Estágios para dados em painel. Com dados de Deininger e Squire (1996), o autor regressou a taxa de crescimento real *per capita* contra uma gama de variáveis como coeficiente de Gini, renda *per capita* inicial, consumo do governo, um índice do grau de democracia, taxa de inflação, anos de escolaridade, e taxa de fecundidade, entre outros.

Como primeiro resultado, Barro (2000) encontrou pouco (mas significativo em termos estatísticos) efeito da desigualdade no crescimento. Ressalta-se que ao omitir a taxa de fertilidade da regressão, o indicador de desigualdade tornou-se negativo (ainda significativo), em conformidade com os resultados de outros estudos.

Em seguida, o autor dividiu a amostra em dois subgrupos: países de alta e de baixa renda *per capita*. Rodando novamente a mesma regressão para cada subgrupo, o autor obtém que, nos países ricos, a desigualdade é positiva e significativamente, em termos estatísticos, relacionada com o crescimento da renda *per capita*, enquanto nos países de menor renda *per capita* o coeficiente é negativo (e estatisticamente significativo). Resultado este que se coaduna à teoria segundo a qual os mercados de capitais tendem a se aperfeiçoar com o maior desenvolvimento econômico, tornando os efeitos da desigualdade mais perversos nos países mais pobres.

Chen (2003) apoiou-se na experiência do pós-guerra na América Latina, com forte desigualdade de renda inicial e baixo crescimento econômico subsequente, e seu contraste no mesmo período com o Leste Asiático, com baixa desigualdade e alto crescimento econômico subsequente, para estudar as relações entre desigualdade de renda e crescimento econômico de longo prazo. O autor utilizou um modelo na mesma linha de Barro (1991) para estimar o efeito da distribuição de renda inicial sobre o crescimento de longo prazo de 45 países no período 1961-1990. Além de um termo linear e de um termo quadrático da desigualdade de renda, utilizaram-se outras variáveis explicativas: o PIB inicial; medidas de capital físico e humano; prêmio no mercado paralelo sobre a taxa de câmbio; razão do consumo do governo sobre o PIB; taxa de inflação; índice de liberdades civis; e *dummies* regionais para América Latina, África e Ásia.

Os resultados encontrados por Chen (2003) sugerem uma curva no formato de U-invertido relacionando desigualdade de renda inicial e crescimento econômico de longo prazo, ou seja, desigualdade muito baixa ou muito alta é negativamente relacionada com o crescimento econômico.

3 DESCRIÇÃO DA BASE DE DADOS

Em 1970 havia 3.974 municípios no Brasil. Número que salta para 4.991 em 1991 e, finalmente, 5.507 em 2000. Quando um município se emancipa, ele pode se originar de apenas um município ou de mais de um. Há três possíveis formas de lidar com a emancipação de municípios: *a)* considerar apenas os municípios existentes em 1991 e acompanhá-los em 2000, desconsiderando os emancipados; *b)* acompanhar apenas os municípios que não sofreram perda territorial no período, ou seja, que não deram origem a nenhum município emancipado; e *c)* por meio das áreas mínimas comparáveis montar uma base na qual se possam comparar todos os municípios emancipados e os que perderam território.

Devido ao forte movimento de criação de municípios ocorrido entre 1991 e 2000 – período estudado neste texto – a análise dos dados será feita a partir do critério de AMCs. As AMCs de 1970 a 2000, concebidas pelo Ipea e pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), são agrupamentos de municípios, a partir de suas áreas originais em 1970, para os quatro últimos anos em que houve censo; logo, para o período de análise, suas fronteiras não mudaram.

As vantagens de se trabalhar com as AMCs consistem em ter uma base de dados de razoável tamanho, o que permite análise empírica de maior robustez. Também, como os dados são coletados de forma padronizada para todo o Brasil, é possível se esquivar das críticas feitas às análises com dados, consolidados nacionalmente, para diversos países.³

Os dados utilizados no estudo de caso para o Brasil foram todos extraídos da base de dados regionais no endereço eletrônico do Ipea.⁴

A apresentação e a descrição das variáveis utilizadas na parte empírica deste trabalho serão feitas no próximo capítulo, juntamente com a apresentação e interpretação dos resultados alcançados.

4 ANÁLISE ECONOMETRICA

O objetivo da presente seção é investigar econometricamente a relação entre desigualdade de renda e crescimento econômico, tendo alguns dos possíveis determinantes do crescimento das AMCs como controle. Para tal, utiliza-se o método dos MQO para regredir a taxa de crescimento da renda *per capita*⁵ contra diversas variáveis explicativas.

3. Ver Deininger e Squire (1996) e Barro (1999), entre outros.

4. Ver <www.ipeadata.gov.br>.

5. Pode-se argumentar que essa variável não é a melhor para tal tipo de estudo, mas Da Mata *et al.* (2006, p. 32) argumentam que não há muita diferença entre a renda *per capita* e o salário médio, por exemplo. Os autores mostram que a correlação entre as duas em 1991 e 2000 foi extremamente alta, assim como a correlação entre o crescimento do salário e o crescimento da renda.

A análise está dividida em duas partes. Na primeira são feitas regressões utilizando MQO com a taxa de crescimento da renda *per capita* como variável dependente, e algumas condições iniciais como variáveis independentes. Buscar-se-á investigar os resultados da relação entre desigualdade e crescimento na forma linear. Como condições iniciais, além da desigualdade de renda, há variáveis de renda *per capita*, uma medida de capital humano, faixas educacionais, variáveis que procuram expressar o papel do desenvolvimento humano das AMCs e variáveis fiscais.

Na segunda parte, uma outra relação, entre desigualdade de renda e crescimento econômico, é testada. Da mesma forma que Chen (2003), Barro (1991), Lledó (1996) e Castro (2006), procura-se testar se há uma relação na forma de U-invertido entre desigualdade de renda e crescimento econômico. A taxa de crescimento da renda *per capita* é regredida, utilizando MQO, contra a desigualdade de renda inicial e o quadrado desta, e os mesmos controles utilizados na primeira parte. Convém destacar que nos dois grupos de regressões também são utilizadas *dummies* estaduais e regionais como controle.

Esse tipo de análise é respaldado pela teoria que enfatiza o papel dos condicionantes históricos como principais determinantes do crescimento econômico, tal como feito em Barro (1999), Ranis, Stewart e Ramirez (2000) e Zilberman (2004), entre outros.

Para todas as estimações foi aplicado o teste de White para a presença de heterocedasticidade. Em todos os casos, a hipótese nula foi rejeitada, ou seja, os resíduos eram heterocedásticos. Como forma de corrigir esse problema foi utilizado o método de White (GUJARATI, 2000, cap. 11). Assim, em todas as tabelas, o valor do coeficiente já está calculado com o uso do desvio-padrão robusto à heterocedasticidade.

4.1 INVESTIGAÇÃO DA RELAÇÃO LINEAR ENTRE CRESCIMENTO E DESIGUALDADE

Nesta parte serão feitas regressões testando-se a relação linear entre crescimento e desigualdade. O modelo empírico a ser utilizado nas regressões desta subseção propõe o seguinte:

$$\left\{ \begin{array}{l} \Delta y_i = \alpha + f(\text{desigualdade}_{i0}) + \beta_i X_i + \mu_i \\ f(\text{desigualdade}_{i0}) = \delta_1 G91_i \\ \Delta y_i = (\ln(y_{2000}) - \ln(y_{1991})) * \frac{1}{n} \end{array} \right. \quad (1)$$

onde Δy_i é o crescimento da renda *per capita* entre 1991 e 2000 para cada i AMC, n é o número de anos, $y_{i,2000}$ e $y_{i,1991}$ são as rendas reais *per capita* em 2000 e 1991 de cada AMC, respectivamente, X_i é um vetor controles, μ_i é o termo de erro e G91 é o índice de Gini em 1991 (medida de desigualdade de renda).

Com relação aos regressores, além do índice de Gini, outras duas variáveis, cujas importâncias têm sido bastante enfatizadas recentemente, foram adicionadas: renda *per capita* inicial e uma medida de capital humano inicial.⁶ A partir da renda *per capita* inicial, pode-se analisar a possibilidade de existir β -convergência⁷ de renda entre as AMCs; com a inclusão de uma medida de escolaridade, busca-se verificar a importância que o capital humano tem no crescimento econômico. Cabe aqui um comentário adicional. Assim como em Barro (2000), compreende-se que capital humano é um conceito amplo que inclui educação e saúde, entre outros, mas preferiu-se concentrar o conceito de capital humano como quantidade de educação. Esses três regressores formam o primeiro conjunto de variáveis explicativas, que será chamado de regressão-base.

Uma vez estimada a regressão-base, diversas outras variáveis foram adicionadas com o objetivo de controlar a relação entre crescimento e desigualdade.

A seguir, a descrição das variáveis utilizadas:

1) LNRPC91: logaritmo natural da renda *per capita* inicial, com base em agosto de 2000, calculada pelo Ipea a partir de dados do Censo Demográfico de 1991.

2) LNEUC91: logaritmo natural dos anos médios de estudo em 1991, para pessoas com 25 anos ou mais de idade, calculado com base no censo daquele ano.

3) G91: índice de Gini inicial, calculado para cada área mínima comparável pelo Ipea, com base no censo.

4) IDHLONGE91: valores do IDH longevidade para 1991. Utilizado como *proxy* para a expectativa de vida ao nascer.

5) POPR: percentagem da população que vive em áreas rurais em 1991. Calculado para AMCs pelo Ipea, com base nos dados do censo do referido ano.

6) LNFECUND91: logaritmo da taxa de fecundidade total, isto é, o número médio de filhos que se espera que uma mulher tenha ao final de sua vida reprodutiva. Calculado para AMCs pelo Ipea, com base nos dados do Censo de 1991.

7) RAZÁODR: razão entre despesa e receita orçamentária de cada AMC para o ano de 1991. Dados calculados pelo Ipea com base em informações fornecidas pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN).

8) DEDUCPC91: despesa com educação *per capita* de cada AMC para o ano de 1991. A despesa em educação é fornecida pela STN e a população pelo IBGE, sendo que os dados foram recolhidos no sítio do Ipea.

9) Variáveis binárias estaduais: conjunto de variáveis que recebe valor 1 para AMCs pertencentes ao mesmo estado. Seu objetivo é controlar os possíveis efeitos individuais de cada estado.

6. O conceito de capital humano empregado é o mesmo utilizado por Becker (1993) e Barro (2000). Sucintamente, foi utilizado o logaritmo da média de anos de estudo da população de uma determinada região como capital humano.

7. Para maiores detalhes sobre os tipos de convergência de renda, ver Barro e Sala-i-Martin (1999, cap. 1).

10) Variáveis binárias regionais: conjunto de variáveis que recebe o valor 1 para AMCs pertencentes a mesma região geográfica em 1991. Seu objetivo é controlar os eventuais efeitos específicos de cada região.

Justificada a inclusão da renda *per capita* inicial, capital humano inicial e de um índice de desigualdade, as demais variáveis, seguindo estudo de Zilberman (2004), foram divididas em dois grandes grupos, controlados de acordo com diferentes condicionantes do crescimento econômico das AMCs. Cabe enfatizar que os sinais esperados para os coeficientes estimados são baseados nos textos revisados na seção 2.

As variáveis IDHLONGE91, POPR e LNFECUND91, que formam o segundo conjunto de variáveis explicativas, se justificam pela tentativa de medir a influência que o desenvolvimento humano inicial de cada AMC exerce no crescimento econômico subsequente. Para a variável IDHLONGE91, *proxy* de uma medida de expectativa de vida, espera-se sinal positivo; para POPR, espera-se sinal negativo, pois como a economia do meio urbano é mais dinâmica que a rural, é natural que haja maior crescimento para municípios que perceberam elevação na participação de população urbana. Por fim, para a taxa de fecundidade, espera-se sinal negativo.

As variáveis RAZÁODR e DEDUCPC91, que têm como propósito controlar o papel das políticas fiscais, formam o terceiro conjunto de variáveis explicativas. Quanto aos coeficientes, dependendo do modelo teórico adotado, diferentes sinais são esperados.

Por sua vez, as variáveis binárias visam controlar efeitos específicos, não captados pelas demais variáveis, para cada estado e região geográfica respectivamente. Como características específicas de cada estado, é possível citar as mesmas políticas de desenvolvimento econômico; o mesmo compartilhamento de algumas instituições; a existência de atividades econômicas afins e as mesmas políticas tributárias; para regiões geográficas há possíveis efeitos específicos não captados pelas demais variáveis devido a políticas regionais distintas, fundos constitucionais e dotações de fatores de produção diferentes, entre outras dessemelhanças.

A tabela 1 mostra os resultados de regressões dos três conjuntos de variáveis, juntamente com a inserção de *dummies* aditivas para estados e depois para regiões geográficas.

Conforme pode ser visto em cada uma das colunas, o número de observações varia em cada regressão de acordo com a disponibilidade dos dados.

Da tabela 1, algumas observações merecem destaque. Primeiramente, observa-se que nas 12 regressões os coeficientes estimados da renda *per capita* inicial são negativos e significativos em termos estatísticos, o que indica convergência de renda no longo prazo; o coeficiente de G91 é sempre negativo e significativo estatisticamente, assim como também são significativos os coeficientes da variável de capital humano, estas sempre com sinal positivo, o que destaca sua importância na explicação do crescimento econômico subsequente. O coeficiente de regressão do índice de Gini inicial apresenta valor negativo, destacando o efeito perverso da desigualdade de renda sobre o crescimento.

TABELA 1
Relação linear entre crescimento e desigualdade – 1991-2000

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
LNRPC91	-0,044	-0,051	-0,042	-0,050	-0,049	-0,052	-0,046	-0,050	-0,050	-0,054	-0,048	-0,052
	-26,700	-27,750	-21,240	-22,210	-23,580	-22,460	-17,910	-17,620	-29,840	-28,130	-23,720	-22,720
G91	-0,061	-0,045	-0,054	-0,040	-0,062	-0,052	-0,061	-0,051	-0,049	-0,040	-0,043	-0,035
	-8,960	-6,540	-6,200	-4,740	-9,080	-7,400	-7,260	-6,080	-7,430	-6,010	-5,180	-4,330
LNEDUC91	0,057	0,045	0,051	0,040	0,047	0,042	0,044	0,038	0,048	0,042	0,044	0,037
	25,000	18,960	19,620	14,890	21,540	17,760	17,310	14,710	23,370	18,220	19,130	14,740
IDH_LONGE_91		0,065		0,063		0,046		0,038		0,050		0,040
		8,730		7,190		6,120		4,580		6,700		4,750
POPR		0,011		0,007		0,002 ^a		0,000 ^a		0,004 ^a		0,001 ^a
		4,440		2,300		0,780		-0,130		1,510		0,230
LNFECOND91		-0,025		-0,027		-0,013		-0,015		-0,017		-0,020
		-10,650		-10,670		-5,240		-5,540		-7,140		-7,360
RAZÁODR			0,010	0,010			0,000 ^a	0,002 ^a			0,004 ^a	0,006 ^a
			2,430	2,630			0,050 ^a	0,640 ^a			1,040 ^a	1,520
DEDUCPC91			0,057 ^a	-0,204 ^a			-0,159	-0,234			-0,238	-0,316
			0,420	-1,420			-1,050	-1,490			-1,610	-2,040
Constante	0,216	0,236	0,197	0,228	0,251	0,253	0,251	0,265	0,226	0,239	0,244	0,266
	29,250	25,910	20,550	20,400	27,02	20,27	18,700	15,850	27,98	21,83	22,16	19,160
Dummies	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Est.</i>	<i>Est.</i>	<i>Est.</i>	<i>Est.</i>	<i>Reg.</i>	<i>Reg.</i>	<i>Reg.</i>	<i>Reg.</i>
R ² ajustado	<i>0,297</i>	<i>0,365</i>	<i>0,293</i>	<i>0,361</i>	<i>0,407</i>	<i>0,423</i>	<i>0,405</i>	<i>0,421</i>	<i>0,366</i>	<i>0,390</i>	<i>0,364</i>	<i>0,389</i>
Observações	<i>3659</i>	<i>3659</i>	<i>2669</i>	<i>2669</i>	<i>3659</i>	<i>3659</i>	<i>2669</i>	<i>2669</i>	<i>3659</i>	<i>3659</i>	<i>2669</i>	<i>2669</i>
F	<i>238,61</i>	<i>185,39</i>	<i>94,88</i>	<i>93,69</i>	<i>76,87</i>	<i>72,47</i>	<i>53,29</i>	<i>49,90</i>	<i>151,36</i>	<i>122,07</i>	<i>75,76</i>	<i>67,68</i>
White	<i>328,32</i>	<i>471,34</i>	<i>466,01</i>	<i>577,65</i>	<i>522,37</i>	<i>650,70</i>	<i>705,49</i>	<i>774,33</i>	<i>357,63</i>	<i>495,44</i>	<i>477,66</i>	<i>568,78</i>
AIC	<i>-17,706</i>	<i>-18,074</i>	<i>-12,980</i>	<i>-13,245</i>	<i>-18,291</i>	<i>-18,380</i>	<i>-13,404</i>	<i>-13,467</i>	<i>-18,074</i>	<i>-18,212</i>	<i>-13,256</i>	<i>-13,359</i>

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados do Ipeadata.

Obs.: Em itálico os valores das estatísticas-t.

^a Não-significativo a 10%.

Na regressão que inclui as variáveis de desenvolvimento humano, IDHLONGE91 e LNFECOND91 apresentam coeficientes com sinais de acordo com o esperado: o da primeira variável, positivo; e o da segunda, negativo. Ambos são estatisticamente significativos. Quanto ao sinal do coeficiente da variável percentual da população rural, este é sempre positivo, mas em algumas das regressões não é estatisticamente significativo. Ou seja, nesses casos a população rural não tem correlação com o crescimento econômico subsequente.

Quanto às variáveis fiscais, os coeficientes estimados de RAZÁODR apresentaram sinal positivo, o que traz evidências keynesianas para a política fiscal. Entretanto, não foram estatisticamente significativos nas regressões (8) e (12). Já a variável DEDUCPC91 apresentou coeficiente estimado com sinal negativo, mas nas regressões (4) e (8) não foram estatisticamente significativos.

Com relação ao poder de explicação das regressões, nota-se que a adição das variáveis binárias eleva o valor do R^2 ajustado. Sendo que os resultados para binárias estaduais são melhores que para as regionais.

Convém destacar que o teste F, para a significância das *dummies* estaduais e regionais, rejeita a hipótese nula em todas as regressões,⁸ ou seja, elas são conjuntamente significativas para as regressões.

4.1.1 Regressões com o uso de faixas educacionais

Nas regressões apresentadas na tabela 1, foi utilizado o logaritmo dos anos médios de estudo como uma medida de capital humano. Nas regressões a serem apresentadas na tabela 2, essa variável foi substituída por outras quatro – sempre tendo o ano de 1991 como referência: proporção de analfabetos, 4 a 8 (exclusive) anos de estudo, 8 a 11 anos de estudo e mais de 11 anos de estudo. O objetivo da inserção dessas variáveis é tentar captar a importância que a distribuição da educação por faixas de anos de estudo – uma forma de medir a desigualdade educacional de uma determinada população – possa vir a ter no crescimento econômico posterior. A hipótese norteadora da inclusão dessas variáveis é que não apenas a educação média de determinado grupo populacional é importante para o crescimento econômico, mas também a forma como essa população está distribuída em termos dos ciclos educacionais. Entende-se que para o crescimento econômico não são necessárias apenas pessoas com educação de nível superior, mas também nível médio, por exemplo. A tabela 2 apresenta os resultados dessas regressões.

Como pode ser observado nas regressões, o coeficiente da variável LNRPC91 é estatisticamente significativo e apresenta sinal negativo, o que representa convergência de renda entre as AMCs no longo prazo. Também com sinal negativo e com significância estatística, tem-se o coeficiente da variável de desigualdade de renda inicial, o que mostra que maior desigualdade está relacionada com menor crescimento econômico.

Observa-se que em todas as regressões os coeficientes das variáveis relacionadas às faixas educacionais são estatisticamente significativos – exceto para EDUC8A11 em (3) e (4) – e, com exceção do da variável ANALF, são positivos. O fato de o coeficiente estimado da variável que representa o percentual de analfabetos na população ser negativo significa que esse percentual está relacionado negativamente com o crescimento econômico. Para os outros coeficientes das faixas educacionais, o destaque vai para o percentual de pessoas com pelo menos o ensino médio completo (EDUCMAIS11) que possui o maior coeficiente estimado, ou seja, a elevação do percentual de pessoas com essa qualificação está positivamente relacionada com o crescimento econômico futuro.

8. Os valores das estatísticas de teste para as regressões (5), (6), (7), (8), (9), (10), (11) e (12) são, respectivamente: 640,9, 459,23, 165,35, 103,58, 84,29, 32,47, 62,79 e 27,88.

TABELA 2

Relação linear entre crescimento e desigualdade com o uso de faixas educacionais – 1991-2000

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
LNRPC91	-0,054	-0,059	-0,056	-0,061	-0,056	-0,060	-0,055	-0,059	-0,058	-0,062	-0,058	-0,062
	-27,810	-27,840	-23,660	-23,330	-24,200	-24,090	-18,760	-19,180	-30,160	-29,130	-24,510	-24,040
G91	-0,034	-0,025	-0,022	-0,017	-0,044	-0,036	-0,040	-0,033	-0,031	-0,025	-0,022	-0,018
	-5,230	-3,810	-2,680	-2,200	-6,860	-5,390	-5,050	-4,180	-4,930	-3,910	-2,910	-2,420
ANALF	-0,092	-0,065	-0,085	-0,063	-0,047	-0,036	-0,048	-0,037	-0,065	-0,048	-0,067	-0,053
	-10,960	-7,730	-8,960	-6,580	-5,390	-4,030	-4,830	-3,660	-7,840	-5,720	-7,300	-5,470
EDUC4A8	0,066	0,050	0,086	0,058	0,075	0,065	0,070	0,058	0,054	0,046	0,049	0,035
	6,810	5,450	6,700	4,730	6,670	5,890	4,660	3,850	5,870	5,010	3,850	2,770
EDUC8A11	0,037	0,049	0,004 ^a	0,014 ^a	0,061	0,053	0,052	0,038	0,078	0,076	0,061	0,053
	3,310	3,820	0,380	1,030	4,840	3,740	3,580	2,510	6,770	5,840	4,740	3,750
EDUCMAIS11	0,257	0,224	0,342	0,298	0,317	0,305	0,345	0,329	0,264	0,250	0,306	0,284
	11,650	10,330	13,260	11,610	13,220	12,830	11,660	11,320	11,950	11,350	11,680	10,910
IDH_LONGE_91		0,052		0,051		0,048		0,040		0,045		0,038
		7,130		5,940		6,410		4,830		6,090		4,550
POPR		0,002 ^a		-0,001 ^a		-0,002 ^a		-0,005 ^a		0,000 ^a		-0,004 ^a
		0,630		-0,420		-0,700		-1,600		0,140		-1,120
LNFECOND91		-0,025		-0,024		-0,014		-0,014		-0,018		-0,018
		-10,920		-9,550		-5,540		-5,550		-7,530		-7,020
RAZÃODR			0,008	0,008			0,002 ^a	0,003*			0,003 ^a	0,005 ^a
			2,220	2,270			0,430	0,890			0,920	1,260
DEDUCPC91			0,013	-0,147 ^a			-0,084 ^a	-0,146 ^a			-0,181 ^a	-0,246
			0,100	-1,060			-0,590	-0,990			-1,290	-1,680
Constante	0,311	0,322	0,300	0,316	0,313	0,314	0,650	0,317	0,300	0,310	0,316	0,332
	24,360	23,290	19,980	19,130	24,090	20,710	16,330	16,200	25,240	22,670	21,190	19,190
<i>Dummies</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Est.</i>	<i>Est.</i>	<i>Est.</i>	<i>Est.</i>	<i>Reg.</i>	<i>Reg.</i>	<i>Reg.</i>	<i>Reg.</i>
R ² ajustado	0,334	0,378	0,342	0,383	0,419	0,435	0,419	0,435	0,382	0,403	0,385	0,407
Observações	3659	3659	2669	2669	3659	3659	2669	2669	3659	3659	2669	2669
F	152,93	132,33	79,61	76,94	73,43	69,90	50,70	48,46	115,64	100,70	63,44	59,60
White	382,38	458,35	426,98	499,28	465,40	579,73	591,25	651,81	358,29	460,50	402,54	485,05
AIC	-17,895	-18,139	-13,166	-13,334	-18,357	-18,451	-13,461	-13,526	-18,164	-18,285	-13,341	-13,430

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados do Ipeadata.

Obs.: Em itálico os valores das estatísticas-t.

^a Não-significativo a 10%.

As variáveis que medem expectativa de vida e fecundidade têm coeficientes estatisticamente significativos e apresentam os sinais esperados. Os coeficientes de POPR não são significativos a 10%, ou seja, não se pode afirmar que o percentual de pessoas que vivem no meio rural está relacionado com o crescimento econômico futuro.

Os coeficientes de RAZÁODR apresentam sinal positivo, mas em algumas regressões não são estatisticamente significativos. Já a variável de gasto *per capita* apresenta instabilidade nos sinais dos coeficientes estimados e na maioria das regressões não são estatisticamente significativos.

O poder explicativo das regressões, em relação aos resultados apresentados na tabela 1, é melhor. O que pode ser um indício de que o controle por faixas de educação possui melhor poder de explicação em relação ao crescimento econômico que o estoque de capital humano. Mais uma vez as regressões com uso de *dummies* estaduais apresentaram os maiores valores para o R^2 ajustado.

Ressalte-se que o teste F para o conjunto das binárias sempre rejeita a hipótese nula,⁹ ou seja, as *dummies* são estatisticamente significativas em seu conjunto.

4.2 INVESTIGAÇÃO DA RELAÇÃO ENTRE CRESCIMENTO E DESIGUALDADE: A HIPÓTESE DO U-INVERTIDO

Para explicar o crescimento econômico futuro, este grupo de regressões utilizou as mesmas variáveis anteriormente apresentadas e o quadrado do índice de Gini inicial. A principal hipótese a ser testada nesta subseção é se há uma relação não-linear entre desigualdade de renda e crescimento econômico, uma relação de U-invertido. A partir dessa relação, tem-se que há um nível de desigualdade que é mais propício para o crescimento econômico, sendo que níveis muito altos ou baixos de desigualdade não são favoráveis ao crescimento. As variáveis $G91^2$ e $G91$ servirão justamente para analisar se a relação entre o crescimento econômico e a desigualdade de renda segue a forma de U-invertido.

Assim, o modelo empírico a ser utilizado nas regressões desta subseção propõe o seguinte:

$$\left\{ \begin{array}{l} \Delta y_i = \alpha + f(\text{desigualdade}_{i0}) + {}^2_i X_i + \mu_i \\ f(\text{desigualdade}_{i0}) = \delta_1 G91_i + \delta_2 (G91_i)^2 \\ \Delta y_i = (\ln(y_{2000}) - \ln(y_{1991})) * \frac{1}{n} \end{array} \right. \quad (2)$$

onde Δy_i é o crescimento da renda *per capita* entre 1991 e 2000 para cada AMC i , n é o número de anos, y_{2000} e y_{1991} são as rendas reais *per capita* em 2000 e 1991, respectivamente, $G91$ é o índice de gini em 1991, $G91^2$ é o quadrado do índice de Gini em 1991, X_i é um vetor com os demais regressores e μ_i é o termo de erro.

A condição necessária para a existência da curva em formato de U-invertido é que os coeficientes das variáveis $G91$ e $G91^2$ sejam $\delta_1 > 0$ e $\delta_2 < 0$ (BARRO, 1991). Matematicamente, tal forma da curva pode ser comprovada pelas derivadas parciais se:

9. Os valores das estatísticas de teste, respectivamente, para as regressões de (5) a (12), são: 199,17, 196,47, 74,26, 69,57, 52,26, 31,42, 37,57 e 22,21.

$$\begin{cases} \frac{\partial \text{deltarenda}}{\partial \text{gini}_0} = \beta_1 + 2\beta_2 \text{gini}_0 > 0 \\ \frac{\partial^2 \text{deltarenda}}{\partial \text{gini}_0^2} = 2\beta_2 < 0 \end{cases} \quad (3)$$

onde gini_0 é o índice de Gini inicial (1991) e deltarenda é a variação da renda *per capita*. A tabela 3 apresenta os resultados de regressões.

TABELA 3
Relação de U-invertido entre crescimento e desigualdade – 1991-2000

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
LNRPC91	-0,042	-0,049	-0,040	-0,047	-0,046	-0,049	-0,043	-0,047	-0,048	-0,051	-0,045	-0,050
	-30,400	-32,920	-25,360	-27,920	-29,090	-28,200	-23,510	-23,560	-34,810	-33,780	-29,180	-28,920
G91	0,453	0,442	0,520	0,472	0,431	0,434	0,461	0,453	0,430	0,430	0,475	0,456
	5,200	4,950	4,750	4,160	5,340	5,210	4,500	4,330	5,280	5,120	4,600	4,280
G91 ²	-0,478	-0,453	-0,531	-0,474	-0,459	-0,453	-0,482	-0,466	-0,446	-0,437	-0,479	-0,454
	-5,850	-5,400	-5,160	-4,450	-6,070	-5,820	-5,020	-4,750	-5,830	-5,560	-4,940	-4,540
LNEDUC91	0,053	0,043	0,047	0,037	0,044	0,039	0,041	0,035	0,045	0,039	0,041	0,035
	27,740	19,510	22,460	15,440	24,210	18,040	20,920	15,470	24,760	18,000	21,300	14,780
IDH_LONGE_91		0,063		0,058		0,046		0,036		0,049		0,037
		8,810		7,050		6,130		4,350		6,700		4,440
POPR		0,012		0,008		0,003 ^a		0,000 ^a		0,005		0,001 ^a
		4,800		2,520		1,090		0,050		1,910		0,460
LNFECOND91		-0,024		-0,026		-0,012		-0,014		-0,016		-0,019
		-10,280		-10,610		-4,870		-5,370		-6,780		-7,210
RAZÃODR			0,009	0,009			0,000 ^a	0,002 ^a			0,003 ^a	0,005 ^a
			2,260	2,480			0,040	0,620			0,900	1,390
DEDUCPC91			0,185 ^a	-0,081 ^a			-0,017 ^a	-0,096 ^a			-0,109 ^a	-0,191 ^a
			1,410	-0,590			-0,120	-0,640			-0,770	-1,290
Constante	0,072	0,098	0,037 ^a	0,085	0,110	0,111	0,101	0,119	0,090	0,103	0,097	0,127
	3,080	4,050	1,250	2,790	5,120	5,000	3,710	4,230	4,050	4,460	3,480	4,340
<i>Dummies</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Est.</i>	<i>Est.</i>	<i>Est.</i>	<i>Est.</i>	<i>Reg.</i>	<i>Reg.</i>	<i>Reg.</i>	<i>Reg.</i>
R ² ajustado	0,313	0,380	0,313	0,377	0,422	0,437	0,422	0,436	0,379	0,403	0,381	0,404
Observações	3.659	3.659	2.669	2.669	3.659	3.659	2.669	2.669	3.659	3.659	2.669	2.669
F	258,77	252,73	120,48	114,47	89,08	82,64	61,02	56,13	185,54	148,74	98,75	85,25
White	113,16	212,64	160,51	226,93	356,63	400,25	302,78	391,02	196,52	309,52	165,39	233,52
AIC	-17,787	-18,155	-13,056	-13,312	-18,378	-18,467	-13,458	-13,537	-18,152	-18,289	-13,325	-13,423

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados do Ipeadata.

Obs.: Em itálico os valores das estatísticas-t.

^a Não-significativo a 10%.

Como pode ser observado nas 12 regressões, o valor do coeficiente estimado da renda *per capita* inicial é negativo e significativo em termos estatísticos, o que indica convergência de renda entre as AMCs no longo prazo. A análise dos coeficientes do índice de Gini e do G91² mostra que existe a relação de U-invertido entre

crescimento econômico e desigualdade de renda, pois os sinais dos coeficientes de G91 e G91² são sempre positivos e negativos respectivamente; ambos os coeficientes são significativos a 10%. Com relação ao estoque de capital humano, seus coeficientes estimados são sempre positivos e significativos em termos estatísticos.

Para o conjunto das variáveis de desenvolvimento humano, a observação que pode ser feita é quanto ao coeficiente estimado da variável POPR que é positivo em todas as regressões (o contrário do esperado), mas em algumas delas não é significativo em termos estatísticos.

Com relação às variáveis fiscais, os coeficientes da variável RAZÁODR são sempre positivos, mas não estatisticamente significativos. Por outro lado, os coeficientes da variável DEDUCPC91 são instáveis e não-significativos em termos estatísticos na maioria das regressões.

Quanto ao poder explicativo das regressões, os resultados são bastante satisfatórios. Comparados com os apresentados na tabela 1, os atuais são superiores, o que traz indícios de que a relação de U-invertido é melhor que a linear para representar a relação entre crescimento e desigualdade. No mais, o uso de variáveis binárias como controle melhorou sensivelmente os poderes explicativos das regressões.

Ressalte-se que o teste F para o conjunto das binárias sempre rejeita a hipótese nula nas regressões,¹⁰ ou seja, as *dummies* são estatisticamente significativas em seu conjunto.

4.2.1 Regressão com uso de faixas educacionais

Parte-se agora para o uso de variáveis de faixas de educação como controle no estudo da relação entre crescimento e desigualdade na forma de U-invertido. Para tal, substitui-se a variável LNEUC91 por ANALF, EDUC4A8, EDUC8A11 e EDUCMAIS11, cujos significados já foram explicados anteriormente na subseção 4.1.1. A tabela 4 apresenta os resultados das regressões.

Percebe-se que nas regressões o sinal do coeficiente da renda *per capita* inicial é negativo e significativo em termos estatísticos, o que indica convergência de renda no longo prazo; os sinais dos coeficientes das variáveis G91 e G91², e suas significâncias a 10% indicam que a forma de U-invertido para representar a relação entre crescimento econômico e desigualdade é válida para as AMCs.

Com relação às variáveis educacionais, os coeficientes estimados de ANALF são todos negativos e estatisticamente significativos, o que mostra que há uma relação inversa entre percentual de analfabetos e o crescimento econômico. Os coeficientes estimados de EDUCMAIS11 são sempre positivos, estatisticamente significativos e superiores aos demais. Ou seja, quanto maior o percentual de pessoas com pelo menos o ensino médio completo, maior o crescimento econômico esperado.

10. Os valores das estatísticas de teste, respectivamente, para as regressões de (5) a (12), são: 592,64, 421,50, 173,90, 102,87, 99,64, 37,83, 73,74 e 33,52.

TABELA 4

Relação de U-invertido entre crescimento e desigualdade com o uso de faixas educacionais – 1991-2000

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
LNRPC91	-0,051	-0,056	-0,053	-0,058	-0,053	-0,057	-0,052	-0,056	-0,055	-0,059	-0,055	-0,059
	-31,940	-33,010	-28,810	-29,260	-29,420	-29,750	-24,370	-25,210	-35,190	-34,660	-30,340	-30,260
G91	0,469	0,440	0,479	0,441	0,397	0,391	0,425	0,412	0,411	0,397	0,433	0,410
	5,870	5,270	4,950	4,380	5,110	4,930	4,510	4,330	5,380	5,030	4,620	4,260
G91 ²	-0,469	-0,433	-0,464	-0,425	-0,412	-0,398	-0,431	-0,413	-0,412	-0,393	-0,422	-0,397
	-6,260	-5,530	-5,120	-4,490	-5,660	-5,370	-4,890	-4,640	-5,750	-5,320	-4,810	-4,400
ANALF	-0,086	-0,060	-0,081	-0,060	-0,045	-0,034	-0,046	-0,036	-0,062	-0,046	-0,066	-0,052
	-10,680	-7,450	-8,840	-6,550	-5,210	-3,870	-4,730	-3,590	-7,630	-5,530	-7,240	-5,460
EDUC4A8	0,067	0,052	0,082	0,056	0,073	0,063	0,067	0,055	0,054	0,046	0,046	0,033
	6,980	5,650	6,560	4,610	6,530	5,760	4,520	3,690	5,870	5,030	3,670	2,620
EDUC8A11	0,033	0,047	0,000*	0,009*	0,055	0,048	0,043	0,030	0,073	0,072	0,054	0,047
	2,950	3,560	0,000	0,700	4,370	3,320	3,060	1,990	6,310	5,460	4,320	3,350
EDUCMAIS11	0,228	0,199	0,313	0,272	0,285	0,275	0,315	0,302	0,234	0,222	0,277	0,258
	11,110	9,670	13,940	11,960	13,340	12,870	12,590	12,070	11,510	10,820	12,050	11,050
IDH_LONGE_91		0,050		0,046		0,048		0,038		0,044		0,035
		6,980		5,550		6,370		4,580		6,010		4,220
POPR		0,002 ^a		-0,001 ^a		-0,001 ^a		-0,005 ^a		0,001 ^a		-0,003 ^a
		0,880		-0,300		-0,560		-1,570		0,360		-1,020
LNFECOND91		-0,024		-0,024		-0,013		-0,014		-0,017		-0,018
		-10,550		-9,580		-5,160		-5,400		-7,180		-6,920
RAZÃO DR			0,008	0,008			0,002*	0,003 ^a			0,003 ^a	0,004 ^a
			2,070	2,130			0,410	0,860			0,810	1,150
DEDUCPC91			0,116 ^a	-0,047 ^a			0,031 ^a	-0,034 ^a			-0,077 ^a	-0,146 ^a
			0,910	-0,350			0,220	-0,240			-0,570	-1,030
Constante	0,162	0,184	0,153	0,183	0,181	0,184	0,167	0,185	0,169	0,183	0,182	0,207
	6,740	7,480	5,400	6,220	7,910	7,970	6,040	6,520	7,380	7,830	6,610	7,220
Dummies	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Est.</i>	<i>Est.</i>	<i>Est.</i>	<i>Est.</i>	<i>Reg.</i>	<i>Reg.</i>	<i>Reg.</i>	<i>Reg.</i>
R ² ajustado	<i>0,348</i>	<i>0,390</i>	<i>0,357</i>	<i>0,396</i>	<i>0,430</i>	<i>0,445</i>	<i>0,432</i>	<i>0,446</i>	<i>0,393</i>	<i>0,414</i>	<i>0,398</i>	<i>0,418</i>
Observações	<i>3659</i>	<i>3659</i>	<i>2669</i>	<i>2669</i>	<i>3659</i>	<i>3659</i>	<i>2669</i>	<i>2669</i>	<i>3659</i>	<i>3659</i>	<i>2669</i>	<i>2669</i>
F	<i>178,24</i>	<i>154,23</i>	<i>103,51</i>	<i>95,2</i>	<i>82,17</i>	<i>77,84</i>	<i>57,17</i>	<i>54,27</i>	<i>140,77</i>	<i>121,86</i>	<i>82,82</i>	<i>75,36</i>
White	<i>190,78</i>	<i>287,12</i>	<i>185,91</i>	<i>232,56</i>	<i>304,83</i>	<i>449,57</i>	<i>328,28</i>	<i>356,05</i>	<i>229,17</i>	<i>348,09</i>	<i>183,57</i>	<i>265,49</i>
AIC	<i>-17,976</i>	<i>-18,213</i>	<i>-13,227</i>	<i>-13,388</i>	<i>-18,427</i>	<i>-18,518</i>	<i>-13,520</i>	<i>-13,581</i>	<i>-18,230</i>	<i>-18,347</i>	<i>-13,394</i>	<i>-13,478</i>

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados do Ipeadata.

Obs.: Em itálico os valores das estatísticas-t.

^a Não-significativo a 10%.

Os resultados dos coeficientes estimados de POPR mostram que estes não são significativos a 10%, isto é, o percentual de pessoas que vivem no meio rural não está relacionado com o crescimento subsequente das AMCs. Outra variável com essa mesma característica é a do gasto *per capita* em educação. Seus coeficientes estimados também não são significativos em termos estatísticos, ou seja, gasto com educação não influencia no crescimento. Não era esperado que essa variável fosse irrelevante.

Com relação a RAZÃO_{DR}, os sinais de seus coeficientes estimados são positivos, mas não são estatisticamente significativos em todas as regressões. Já os sinais dos coeficientes estimados da variável de despesa *per capita* em educação não são estáveis.

Quanto ao poder explicativo das regressões, os valores do R^2 ajustado são os maiores. O que indica que a relação entre desigualdade e crescimento é melhor expressada na forma de U-invertido; e o melhor controle para educação são as faixas educacionais.

O teste F para o conjunto das binárias rejeita a hipótese nula em todas as regressões,¹¹ ou seja, as *dummies* são estatisticamente significativas em seu conjunto.

4.2.2 Intervalo ótimo de desigualdade para o crescimento econômico

Depois de mostrado estatisticamente que é possível representar a relação entre desigualdade de renda e crescimento econômico na forma de U-invertido, busca-se agora saber quantas AMCs encontram-se no nível ótimo de desigualdade para crescimento econômico.

Para todas as regressões apresentadas nas tabelas 3 e 4 foram calculados os pontos ótimos de desigualdade para o crescimento econômico. Os resultados encontrados foram ranqueados. Em seguida, foram selecionados os valores máximo e mínimo entre os ótimos calculados. Esses dois valores passaram a ser os limites superior e inferior do que será chamado intervalo ótimo de desigualdade para o crescimento econômico. Dessa forma, afirma-se que todas as AMCs que tiverem o coeficiente de Gini em 1991 situado nesse intervalo estão numa situação favorável para o crescimento econômico futuro em termos de desigualdade de renda. Isto é, essas AMCs não possuem desigualdade alta ou baixa demais a ponto de prejudicar o crescimento futuro. A tabela 5 sumariza algumas informações importantes.

TABELA 5

Posição relativa das AMCs quanto ao intervalo ótimo de desigualdade

Dentro do intervalo	926
Abaixo do intervalo	640
Acima do intervalo	2.093
Total	3.659

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados do Ipeadata.

A partir dos resultados da tabela 5, observa-se que há um considerável número de AMCs fora do que é chamado intervalo ótimo de desigualdade. Sendo que, destes, a maioria observou coeficiente de Gini em 1991 acima do limite superior do intervalo.

4.3 BUSCA DO MELHOR MODELO DE REGRESSÃO

Ao longo das subseções 4.1 e 4.2 foram feitas diversas regressões cujos resultados foram apresentados em quatro tabelas. As tabelas 1 e 2 apresentam os resultados da investigação

11. Os valores das estatísticas de teste, respectivamente, para as regressões de (5) a (12), são: 188,28, 185,08, 71,20, 65,59, 52,64, 31,48, 37,41 e 22,19.

de uma relação linear entre crescimento e desigualdade de renda, controladas, entre outras variáveis, pelo logaritmo dos anos médios de estudo (tabela 1); e por variáveis de faixas educacionais (tabela 2) que substituem a citada anteriormente.

Nas demais tabelas (3 e 4) são apresentados os resultados da investigação da relação entre crescimento e desigualdade na forma de U-invertido. Sendo que essa relação é controlada, entre outras variáveis, pela variável *proxy* de capital humano (tabela 3) e pelas variáveis de faixas educacionais (tabela 4).

O problema que surge, então, é saber qual a melhor representação da relação entre desigualdade e crescimento econômico e qual é a variável educacional que representa o melhor controle (faixas educacionais ou a variável *proxy* de capital humano?).

Antes de se começar a busca do melhor (ou melhores) modelo(s) é preciso classificar os modelos utilizados em aninhados e não-aninhados.¹² As regressões com resultados apresentados na tabela 1 podem ser classificadas como modelos de regressão aninhados às regressões apresentadas na tabela 3. Também são classificadas como aninhadas às regressões apresentadas na tabela 2 respectivamente aos resultados apresentados na tabela 4. Para todos os dois grupos de modelos aninhados, a diferença reside apenas na inclusão ou não da variável $G91^2$ e das faixas educacionais.

O critério de seleção do melhor modelo aninhado pode ser apenas através da comparação dos valores de R^2 ajustado de cada regressão. A tabela 6 resume os resultados.

TABELA 6
Comparação entre modelos aninhados

Resultados comparados		Melhores resultados	
Tabela 1	e	Tabela 3	Tabela 3
Tabela 2	e	tabela 4	Tabela 4

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados mostram que, entre os modelos aninhados, os que testam a relação de U-invertido entre crescimento e desigualdade apresentam melhores resultados, mantendo-se o mesmo controle em termos de variável educacional. Entretanto, caso se queira decidir sobre o melhor modelo levando em consideração a melhor representação da relação entre crescimento e desigualdade e a variável de controle educacional simultaneamente, este é o caso de modelos não-aninhados.

Pode-se afirmar que as regressões dos modelos cujos resultados são apresentados na tabela 1 são não-aninhados com os apresentados nas tabelas 2 e 4; e os resultados da tabela 3 são não-aninhados com os das tabelas 2 e 4. Para a seleção do melhor modelo não-aninhado foram feitos três testes.

O primeiro foi o teste F não-aninhado. Este consiste basicamente em criar um modelo híbrido contendo todos os regressores dos dois modelos, dos quais se busca conhecer o melhor. É feita a regressão e testado se os coeficientes estimados das variáveis não comuns são conjuntamente iguais a 0. O resultado de todos os testes

12. Para maiores detalhes de testes de modelos aninhados e não-aninhados, ver Gujarati (2000, cap. 14) e Griffiths, Hill e Judge (1992, cap. 10).

rejeita a hipótese nula para os coeficientes. Isso significa que, por meio desse teste, não é possível afirmar qual o melhor modelo.

Em seguida foi feito o teste J de Davidson e MacKinnon. Este, por sua vez, consiste em tomar uma equação de regressão como base e rodá-la. Em seguida, tomam-se os valores preditos da variável dependente, os quais são adicionados a outra equação como se fora uma variável explicativa. Roda-se a nova equação, e a partir de um teste t testa-se a hipótese de ser 0 o coeficiente estimado da variável dos valores preditos da outra regressão. Caso não se rejeite essa hipótese nula, pode-se afirmar que o segundo modelo é o melhor.

Ao se realizar o teste, a hipótese nula foi sempre rejeitada. Isso significa que também o teste J não pode fornecer a informação de qual é o melhor modelo.

Dada a incapacidade dos dois testes anteriores em apontar o eventual melhor modelo de regressão, foi aplicado o critério de informação de Akaike. De acordo com esse critério, as regressões apresentadas na tabela 4 foram as melhores. Entre elas, a melhor foi a da coluna (6). Isso significa que a relação de U-invertido mostrou-se a melhor forma de se relacionar desigualdade de renda e crescimento econômico subsequente. Quanto à variável de controle educacional, as faixas educacionais mostraram-se como melhor controle. Ainda sobre as variáveis de controle, na regressão cujo resultado é apresentado na segunda coluna, também há as variáveis de desenvolvimento humano e *dummies* estaduais como controle.

4.4 TESTE DE HAUSMAN PARA ENDOGENEIDADE DE REGRESSORES

Um dos principais problemas que podem ser encontrados em regressões de dados *cross-section* por meio do método de MQO é a endogeneidade dos regressores. Estimar por MQO uma equação que possua uma ou mais variáveis explicativas endógenas resulta em estimadores viesados e inconsistentes (WOOLDRIDGE, 2002, cap. 5).

Sendo assim, foi utilizado o teste de Hausman para verificar se há endogeneidade de alguns regressores. Foram escolhidas as regressões cujos resultados são apresentados na tabela 4 para se realizar o teste de endogeneidade. As regressões escolhidas, como visto na subseção 4.3, foram as que apresentaram os melhores resultados de acordo com o critério de informação de Akaike. Note-se que apenas as variáveis educacionais tiveram sua eventual endogeneidade testada, pois apenas para elas se conseguiu construir os instrumentos necessários para a realização do teste de Hausman.

Como instrumentos para as variáveis de faixas educacionais foram escolhidas as mesmas variáveis, mas relativas ao ano de 1980. Tal procedimento de escolher variáveis defasadas como instrumentos segue Barro (1991, 2000), entre outros autores.

Os resultados do teste de Hausman obtidos por meio do STATA[®] não permitem rejeitar a hipótese nula nas regressões. Ou seja, os regressores de faixas educacionais são exógenos. A tabela 7 apresenta os valores das estatísticas de teste.

TABELA 7

Valores das estatísticas do teste de Hausman

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
TesteH	9,06	3,88	0,01	11,35	0,89	0,53	1,61	0,10	3,09	0,35	0,72	7,28
Valor-p	0,33	0,97	1,00	0,58	1,00	1,00	1,00	1,00	0,99	1,00	1,00	0,97

Fonte: Elaboração própria.

4.5 CONSIDERAÇÕES PARCIAIS

Apesar de os resultados das regressões apresentadas nas subseções 4.1 e 4.2 serem bastante satisfatórios, certamente há outras variáveis relevantes, como a taxa de investimento e a produtividade, por exemplo, omitidas devido à indisponibilidade de dados.

Entretanto, sob a ótica da análise econométrica, os resultados das regressões são bastante robustos. Como pode ser observado em todas as regressões da subseção 4.1, os coeficientes estimados de G91 sempre foram estatisticamente significativos. Ou seja, a relação linear entre desigualdade de renda e crescimento econômico subsequente é estatisticamente possível. Por sua vez, os coeficientes estimados das variáveis renda *per capita* inicial e LNEUC91 também foram estatisticamente significativos. O primeiro, em todas as regressões, se apresentou negativo, ou seja, não se pode negar a hipótese da convergência de renda entre as AMCs no longo prazo; para o segundo, os coeficientes estimados sempre foram positivos, o que evidencia a importância da educação no processo de crescimento econômico de longo prazo.

Por sua vez, os coeficientes estimados das variáveis de expectativa de vida e fertilidade mantiveram os mesmos sinais e significâncias estatísticas em todas as regressões. O primeiro sempre apresentou sinal positivo e o segundo sinal negativo. Tais sinais estão de acordo com o que prevê a literatura apresentada anteriormente.

Os coeficientes estimados das variáveis fiscais não se mostraram robustos às diversas regressões feitas – ou mudavam de sinal ou se tornavam não-significativos em termos estatísticos. A partir daí, pode ser um erro primário concluir sumariamente que, por seus coeficientes estimados estarem com sinais negativos, é melhor reduzir os gastos fiscais e os gastos em educação. É possível que as AMCs que cresceram mais lentamente tenham sido *a)* as que mais investiram em educação ou mais gastaram justamente para poderem crescer mais rapidamente em seguida; ou *b)* que investiram em educação, mas a falta de boas ofertas de emprego localmente forçou as pessoas a migrar. Outrossim, o que é mais um indício de que propostas de políticas públicas não podem ser feitas baseadas apenas nos resultados das regressões apresentadas, os coeficientes das variáveis fiscais não apresentaram estabilidade nos sinais, assim como nem sempre se mostraram estatisticamente significativos.

A situação apresentada no parágrafo anterior também se encaixa no coeficiente estimado do percentual da população rural. Pelo fato de a economia urbana ser mais dinâmica que a rural, esperava-se que o coeficiente de POPR fosse negativo. No entanto, seu sinal não apresentou estabilidade nas diversas regressões, sendo ainda não-significativo em termos estatísticos em algumas delas.

Na subseção 4.1.1, as regressões com as faixas educacionais mostraram alguns resultados esperados. Destaque para os sinais dos coeficientes estimados da variável que representa o percentual de analfabetos e o percentual de pessoas com pelo menos o ensino médio completo. Para o primeiro, o coeficiente é sempre negativo enquanto para o segundo, positivo. Além disso, entre os coeficientes positivos das faixas educacionais, o que apresentou maior valor foi justamente o da variável EDUCMAIS11. Isso significa que esta é a faixa educacional que mais contribui para o crescimento econômico.

Na subseção 4.2, foram feitas diversas regressões com o objetivo de se testar a hipótese de U-invertido entre desigualdade de renda e crescimento econômico. Os resultados não permitem negar a existência de tal relação.

Quanto às *dummies* utilizadas, o resultado do R^2 ajustado foi sempre maior em sua presença. E, na comparação entre os dois tipos utilizados, as estaduais apresentaram maior poder de explicação que as regionais.

Para se buscar a melhor representação da relação entre desigualdade de renda e crescimento econômico – seja uma relação linear ou em forma de U-invertido foram realizados três testes: o critério de informação de Akaike, F não-aninhado e o J de Davidson e MacKinnon.

Dos três, o único que permite alguma conclusão é o critério de informação de Akaike. De acordo com esse teste, as regressões cujos resultados são apresentados na tabela 4 são as melhores. Ou seja, representação na forma de U-invertido entre desigualdade e crescimento e, como controle educacional, variáveis de faixas educacionais.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve dois objetivos primordiais: *a)* verificar econometricamente se é possível a relação linear entre desigualdade de renda e crescimento econômico das AMCs brasileiras na década de 1990; e *b)* testar a possível relação entre crescimento econômico e desigualdade de renda na forma de U-invertido, ou seja, muita ou pouca desigualdade sendo prejudicial ao crescimento econômico. Convém destacar que para as regressões presentes no trabalho, foram utilizados dados em *cross-section* e a técnica econométrica dos MQO, sendo a variável dependente a variação da renda *per capita*, e as variáveis explicativas – além de uma medida de desigualdade de renda de cada AMC –, as diversas variáveis de controle.

Quanto à investigação da relação linear entre desigualdade e crescimento, com base nos resultados das diversas regressões realizadas, não se pode negar a hipótese da convergência de renda entre as AMCs no longo prazo. Em todas as regressões, os coeficientes estimados da renda *per capita* inicial foram negativos e estatisticamente significativos. Assim como também foram os coeficientes do índice de Gini, que mede a desigualdade de renda. Ou seja, é possível uma relação linear entre desigualdade e crescimento. Outra variável de suma importância na literatura mais recente sobre crescimento econômico, que manteve a robustez ao longo das regressões, é o logaritmo dos anos médios de estudo em cada AMC (*proxy* para capital humano). Seu coeficiente sempre foi positivo e estatisticamente significativo.

Para as variáveis de desenvolvimento humano, os resultados para os coeficientes da medida de expectativa de vida e da taxa de fecundidade estão de acordo com o esperado a partir da literatura teórica e empírica resenhada. Entretanto, para o percentual da população rural não se pode fazer grandes considerações, pois seu coeficiente apresentou mudança de sinal de uma regressão para outra e não se mostrou significativo em termos estatísticos para a maioria delas. O mesmo pode ser dito para as variáveis de cunho fiscal. Para estas últimas, há duas possíveis explicações *a)* a AMC com baixo estoque de capital humano decide investir com vistas à aceleração do crescimento econômico; ou (não de maneira excludente) *b)* a AMC investe em educação, mas a mão-de-obra qualificada migra em busca de melhores oportunidades de trabalho.

As faixas educacionais – um conjunto de variáveis que tentavam medir os diferentes níveis educacionais – foram incluídas em algumas regressões. Essa foi, talvez, uma das mais relevantes contribuições deste trabalho. Sua importância enquanto variável de controle em relação à variável de capital humano sucitou a realização de testes para revelar qual o melhor modelo de regressão. Adiante, o resultado dos testes será mais explorado.

Também foram incluídas variáveis binárias regionais e estaduais. A inclusão destas resultou em um incremento no R^2 ajustado maior que o alcançado com aquelas. Ou seja, fatores específicos de cada estado têm maior importância que os regionais na explicação do crescimento econômico.

No tocante à investigação da relação de U-invertido entre desigualdade de renda e crescimento econômico, as diversas regressões realizadas não permitem negar sua existência. Além disso, na comparação entre regressões similares, a especificação que testava a relação de U-invertido sempre apresentou R^2 ajustado superior à que previa relação linear entre desigualdade de renda e crescimento econômico.

Para buscar o eventual melhor modelo de regressão, ou seja, qual a melhor relação entre desigualdade e crescimento, foram feitos os testes F não-aninhado, J de Davidson e MacKinnon e o critério de informação de Akaike. Apenas o último se mostrou conclusivo e revelou que a relação na forma de U-invertido, com controle educacional sendo as faixas educacionais, é o melhor modelo de regressão.

Os resultados das regressões feitas neste estudo são interessantes, mas, como quase todos os resultados encontrados a partir do ferramental econométrico, são passíveis de críticas.

Primeiramente, o número de variáveis explicativas utilizadas, apesar dos relativamente altos valores para o poder de explicação das regressões, pode ser maior. Mesmo sua ausência não comprometendo os resultados finais, variáveis como taxa de investimento, produtividade ou capital físico poderiam melhorar os resultados obtidos. Outra observação que pode ser feita é quanto à possível endogeneidade dos regressores. Uma possível forma de se “garantir” contra tal problema seria com o uso de variáveis explicativas defasadas. E isso foi feito para as variáveis de educação no que se mostrou o melhor modelo, segundo o critério de Akaike. O resultado não rejeita a hipótese de exogeneidade dos regressores educacionais. Ou seja, os regressores de faixas educacionais são exógenos.

Mesmo com todas as ressalvas, a partir deste trabalho pode-se afirmar que uma das formas de se promover a aceleração do crescimento de longo prazo é a elevação do capital humano da população. E tal elevação se dará com investimentos em educação, mesmo que, a partir das regressões, o resultado da despesa *per capita* em educação seja ambíguo em relação ao crescimento econômico. Outra forma bastante eficaz de se estimular o crescimento econômico de longo prazo é a instituição e o aprimoramento de políticas que promovam a melhora da distribuição de renda da população. Como visto nas regressões e comprovado pelo critério de Akaike, desigualdade de renda elevada ou baixa é bastante prejudicial ao crescimento econômico. Admitindo-se que há um nível ótimo de desigualdade de renda para promover o crescimento de longo prazo, a maioria das AMCs encontram-se além desse nível, conforme pôde ser visto.

REFERÊNCIAS

- ALESINA, A.; OZLER, S.; ROUBINI, N.; SWAGEL, P. Political instability and economic growth. *Journal of Economic Growth*, v. 1, n. 2, p. 189-211, Jun. 1996.
- ALESINA, A.; PEROTTI, R. Income distribution, political instability and investment. *European Economic Review*, v. 40, n. 2, p. 1.203-1.228, June 1996.
- ALESINA, A.; RODRIK, D. Distributive politics and economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 109, n. 109, p. 465-490, May 1994.
- ARROW, K.; KURZ, M. *Public investment, the rate of return and optimal fiscal policy*. John Hopkins Press, 1970.
- BARRO, R. J. Government spending in a simple model of endogenous growth. *The Journal of Political Economy*, v. 98, n. 5, p. S103-S125, Oct. 1990.
- _____. Economic growth in a cross-section of countries. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 106, n. 2, p. 407-443, May 1991.
- _____. *Inequality, growth and investment*. NBER Working Paper Series, n. 7.038, Mar. 1999.
- _____. Inequality and growth in a panel of countries. *Journal of Economic Growth*, v. 5, n. 1, p. 5-32, Mar. 2000.
- BARRO, R. J.; BECKER, G. Fertility choice in a model of economic growth. *Econometrica*, v. 57, n. 2, p. 481-501, Mar. 1989.
- BARROA, R.; LEE, J. *Date set for a panel of 138 countries*. 1994. Disponível em: <www.ox.ac.uk/economics/growth/barlee.htm>.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, J. *Economic growth*. 1sted. Cambridge: MIT Press, caps. 1 e 2, 1999.
- BECKER, G. S.; MURPHY, K. M.; TAMURA, R. Human capital, fertility and economic growth. *The Journal of Political Economy*, v. 98, n. 5, p. S12-S37, Oct. 1990.
- CASTRO, P. A. *Crescimento e desigualdade dos municípios brasileiros durante a década de 90*. Brasília, DF: UnB, 2006. Dissertação (mestrado em economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade de Brasília, Brasília, 2006.

- CHEN, B. An Inverted-U relationship between inequality and long-run growth. *Economic Letters*, v. 78, n. 2, p. 205-212, Feb. 2003.
- DA MATA, D.; DEICHMANN, U.; HENDERSON, J. V.; LALL, S. V.; WANG, H. G. *Determinants of city growth in Brazil*. Brasília: Ipea, 2005 (Texto para discussão, n. 1.112).
- _____. Um exame dos padrões de crescimento das cidades brasileiras. Brasília: Ipea, 2006 (Texto para discussão, n. 1.155).
- DEININGER, K.; SQUIRE, L. A new data set measuring income inequality. *The World Bank Economic Review*, v. 10, n. 3, p. 565-591, Nov. 1996.
- _____. New ways of looking at old issues. *Journal of Development Economics*, v. 57, n. 2, p. 259-287, Dec. 1998.
- DEVARAJAN, S.; SWAROOP, V.; ZOU, H. The composition of public expenditure and economic growth. *Journal of Monetary Economics*, v. 37, n. 2, p. 313-344, Apr. 1996.
- EHRlich, I.; LUI, F. Intergenerational trade, longevity and economic growth. *Journal of Political Economy*, v. 99, n. 5, p. 1.029-1.059, Oct. 1991.
- GALOR, O.; ZEIRA, J. Income distribution and macroeconomics. *Review of Economics Studies*, v. 60, n. 1, p. 35-52, Jan. 1993.
- GLAESER, E. L.; SCHEINKMAN, J. A.; SHLEIFER, A. *Economic growth in a cross-section of cities*. NBER, Feb. 1995 (Working paper series, n. 5.013).
- GRIFFITHS, W. E.; HILL, R. C.; JUDGE, G. G. *Learning and practicing econometrics*. 1st ed. New York: John Wiley e Sons Inc, cap. 10, 1992.
- GUJARATI, D. N. *Econometria Básica*. 1st ed. São Paulo: Makron Books, caps. 11 e 14, 2000.
- HANSSON, P.; HENREKSON, M. A new framework for testing the effect of government spending on growth and productivity. *Public Choice*, n. 81, p. 381-401, 1994.
- LLEDÓ, V. D. *Distribuição de renda, crescimento endógeno e política fiscal: uma análise cross-section para os estados brasileiros*. Rio de Janeiro: Ipea, 1996 (Texto para discussão, n. 441).
- LORENTZEN, P.; McMILLAN, J.; WACZIARG, R. *Death and development*. NBER Sep. 2005 (Working paper series, n. 11.620).
- LUCAS JR., R. E. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, v. 22, n. 1, p. 3-42, July 1988.
- PASINETTI, L. L. Rate of profit and income distribution in relation to the rate of economic growth. *Review of Economic Studies*, v. 29, n. 4, p. 267-279, Oct. 1962.
- PERSON, T.; TABELLINI, G. Is inequality harmful for growth? *American Economic Review*, v. 84, n. 3, p. 600-621, June 1994.
- RANIS, G.; STEWART, F.; RAMIREZ, A. Economic growth and human development. *World Development*, v. 28, n. 2, p. 197-219, Feb. 2000.
- RODRIK, D. Where did all the growth go? External shocks, social conflict and growth collapses. *Journal of Economic Growth*, v. 4, n. 4, Dec. 1999.

- ROMER, P. Idea gaps and object gaps in economic development. *Journal of Monetary Economics*, v. 32, n. 3, p. 543-573, Dec. 1993.
- SAINT-PAUL, G.; VERDIER, T. Education, democracy and growth. *Journal of Development Economics*, v. 42, n. 2, p. 399-407, Dec. 1993.
- SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 70, n. 1, p. 65-94, Feb. 1956.
- SUMMERS, R.; HESTON, A. A new set of international comparisons of real product and price levels: estimates for 130 countries, 1950-1985. *Review of Income and Wealth*, v. 34, n. 2, p. 1-25, July 1988.
- WOOLDRIDGE, J. M. Instrumental variables estimation of single-equation linear models. In: WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross-section and panel data*. 1st ed. Cambridge: MIT Press, 2002.
- ZHANG, J.; ZHANG, J. The effect of life expectancy on fertility, saving, schooling and economic growth: theory and evidence. *Scandinavian Journal of Economics*, v. 107, n. 1, p. 45-66, Mar. 2005.
- ZHANG, J.; ZHANG, J.; LEE, R. Mortality decline and long-run economic growth. *Journal of Public Economics*, v. 80, n. 3, p. 485-507, June 2001.
- ZILBERMAN, E. Os efeitos da desigualdade no crescimento. *Prêmio Ipea-Caixa*, jul. 2004.

EDITORIAL

Coordenação

Iranilde Rego

Supervisão

Marcos Hecksher

Revisão

Lucia Duarte Moreira
Alejandro Sainz de Vicuña
Eliezer Moreira
Elisabete de Carvalho Soares
Míriam Nunes da Fonseca

Editoração

Roberto das Chagas Campos
Camila Guimarães Simas
Camila Oliveira de Souza
Carlos Henrique Santos Vianna

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,
9º andar – 70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 3315-5090
Fax: (61) 3315-5314
Correio eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

Rio de Janeiro

Av. Nilo Peçanha, 50, 6º andar — Grupo 609
20044-900 – Rio de Janeiro – RJ
Fone: (21) 3515-8433 – 3515-8426
Fax (21) 3515-8402
Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

COMITÊ EDITORIAL

Secretário-Executivo

Marco Aurélio Dias Pires
SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,
9º andar – sala 912
70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 3315-5406
Correio eletrônico: madp@ipea.gov.br

Tiragem: 135 exemplares