

**Universidade de Brasília**

Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Ciência da Informação e  
Documentação

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

Autor: Leonardo Alves Rangel  
Orientador: Joaquim Andrade

**Brasília, maio de 2007**



**Universidade de Brasília**

Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Ciência da Informação e  
Documentação

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

Autor: Leonardo Alves Rangel  
Orientador: Joaquim Andrade

Dissertação apresentada ao  
Programa de Pós-Graduação em  
Economia da Universidade de  
Brasília como requisito parcial para  
obtenção do título de Mestre em  
Economia

**Brasília, maio de 2007**



“Dêem-me um ponto de apoio e eu moverei o mundo”.  
Arquimedes, cientista grego.



## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço, primeiramente, todo o apoio, críticas e cobranças recebidos de meu orientador, professor Joaquim Andrade.

Agradeço àqueles que sempre me incentivaram e acreditaram que eu era capaz. Mesmo correndo o risco de esquecer de mencionar alguns nomes, não posso deixar de agradecer ao Daniel da Mata por ter me iniciado no uso do STATA, ao Matheus e ao Nogueira pela leitura atenta e crítica das versões iniciais e ao Sergei por ter me ensinado alguns comandos mais avançados do STATA.

Não posso me esquecer de minha querida Luanda, que entrou na minha vida de maneira mais intensa impossível, que sempre me incentivou e me cobrou ao longo de mais essa etapa, que sempre esteve ao meu lado nos momentos de dúvidas e desespero durante a realização desta dissertação. Muito obrigado por tudo, meu amor!





## **RESUMO**

Esta dissertação trata do tema crescimento econômico e desigualdade de renda. Ela 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 (forma de agregação de municípios) para 1991 e o crescimento da renda per capita entre 1991 e 2000, foram estimadas via Mínimos Quadrados Ordinários diversas regressões. O objetivo dessas regressões era apresentar as diversas formas de se controlar para a relação entre desigualdade e crescimento. Como controle, foram utilizadas diversas variáveis socioeconômicas.

Os resultados mostram que é possível relacionar desigualdade e crescimento tanto na forma linear como na forma de U-invertido. Entretanto, o critério de informação de Akaike mostra que a melhor forma seria a de U-invertido.

## **PALAVRAS-CHAVE**

Crescimento econômico; desigualdade de renda; áreas mínimas comparáveis; U-invertido



## **ABSTRACT**

This dissertação 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, I estimate by Ordinary Least Squares several regressions. The objective of these regressions was to present the diverse forms for controlling for the relation between inequality and growth. As controls, some socio-economics variables had been used. The results show that it is possible in such a way to relate inequality and growth in the linear form as in the invert-U form. However, the Akaike information criteria shows that the best form would be of inverted-U.

## **KEYWORDS**

Economic growth; income inequality; minimum comparable areas; inverted-U shape.



## SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	14
2 REVISÃO DE LITERATURA .....	17
2.1 Literatura teórica.....	17
2.2 Literatura Empírica.....	27
3 DESCRIÇÃO DA BASE DE DADOS .....	37
4 ANÁLISE ECONOMÉTRICA .....	38
4.1 Investigação da relação linear entre crescimento e desigualdade.....	39
4.1.1 Regressões com o uso de Faixas Educacionais .....	46
4.2 Investigação da Relação entre Crescimento e Desigualdade: A Hipótese do U- Invertido .....	51
4.2.1 Regressão com uso de Faixas Educacionais.....	57
4.2.2 Intervalo ótimo de desigualdade para o crescimento econômico .....	61
4.3 Busca do melhor modelo de regressão .....	62
4.4 Teste de Hausman para endogeneidade de regressores .....	64
4.5 Considerações parciais .....	65
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	68
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	71

## 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 (1986) e Lucas (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 serviu como motivação para diversos trabalhos. Destaque para as contribuições de Barro (1991, 1999 e 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 a que será utilizada nesta dissertação.

Desta forma, a análise da relação entre desigualdade e crescimento econômico, juntamente com alguns dos determinantes do crescimento econômico é um dos objetivos desta dissertação, 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 desta 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 AMCs<sup>1</sup> é um avanço em comparação aos demais trabalhos que utilizavam dados de municípios, uma vez seu uso mostra-se 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*<sup>2</sup>. São utilizados dados diversos para os anos de 1991 e 2000, desagregados para AMCs de 1970-2000. A vantagem de se utilizar uma única fonte para os dados é basicamente a sua padronização e confiabilidade.

---

<sup>1</sup> O conceito de Áreas Mínimas Comparáveis será explicado e, principalmente, explorado mais adiante neste trabalho.

<sup>2</sup> [www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br).

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 outros; 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.

É importante ressaltar que o estudo dos determinantes do crescimento econômico trás importantes elementos que motivam a realização de análises e políticas públicas. A atualidade desse campo de pesquisa pode ser percebida, sob a ótica brasileira, quando o Governo Federal propõe um conjunto de medidas que visa acelerar o crescimento econômico de longo prazo do país, o Programa de Aceleração do Crescimento (PAC).

Além desta introdução, o presente trabalho foi organizado em mais quatro capítulos. No próximo, será apresentada uma breve resenha da literatura teórica e empírica sobre os determinantes do crescimento econômico. No terceiro capítulo, será apresentada, de forma sucinta, a base de dados utilizada nos exercícios econométricos, bem como a justificativa por se escolher trabalhar com áreas mínimas comparáveis e não com municípios. No quarto capítulo serão apresentados 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. Por fim, no quinto e último capítulo serão apresentadas 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. Como forma de facilitar a compreensão da mesma dividiu-se este capítulo em duas grandes seções: literatura teórica e literatura empírica. Cabe ressaltar que tal divisão é apenas um instrumento para facilitar a leitura e compreensão do tema crescimento econômico, pois a teoria e a aplicação empírica, na maioria das vezes, se complementam.

### 2.1 Literatura teórica

Nos anos 50 do Século XX, o trabalho de Solow (1956) trouxe grandes contribuições para o estudo do crescimento econômico. De forma breve, o (que ficou conhecido como) Modelo de Solow (1956) é baseado em uma função de produção e uma equação de acumulação de capital. Tem-se como hipótese que a função de produção é neoclássica, onde os retornos de escala são constantes e os produtos marginais dos insumos são positivos e decrescentes. Por sua vez, a equação de acumulação de capital é dada pelo acréscimo de capital em cada período, diminuída de sua constante depreciação. A economia é, por hipótese, fechada. Sendo assim, o total investido é igual ao total poupado, e essa poupança é uma fração da renda. Então, dada a hipótese de crescimento populacional constante, o autor concluiu que no longo prazo as economias convergirão para um estado estacionário. Ou seja, dados crescimento populacional e taxa de poupança, pelo modelo de Solow (1956) é possível concluir que os países mais pobres terão taxa de crescimento maior que a dos países mais ricos. A partir de então, os modelos com essas características passaram a ter o nome de Modelos Neoclássicos de Crescimento.

Uma das predições desse tipo de modelo, que foi largamente utilizada como hipótese em testes empíricos, é a convergência condicional de renda<sup>3</sup>. Quanto menor o nível inicial do PIB per capita, maior é a taxa de crescimento. Essa propriedade é derivada

---

<sup>3</sup> Para maior compreensão sobre a diferença entre convergência condicional de renda, ver Barro e Sala-i-Martin (1995, cap. 1).

da hipótese de retorno marginal decrescente para o capital, ou seja, economias com baixas relações capital/trabalho tendem a observarem altas taxas de retorno para o capital e, assim, altas taxas de crescimento. Diz-se taxa de convergência condicional porque os níveis de capital e produto por trabalhador no estado-estacionário dependem da taxa de poupança e taxa de crescimento populacional e, mais recentemente, de políticas governamentais e capital humano inicial (Barro ; Sala-i-Martin, 1995 p.10). Mas o que pode ser considerado crucial para o sucesso de tais modelos é o fato de apresentarem grande aplicabilidade empírica.

Mais adiante no tempo, Cass (1965) e Koopmans (1965) trouxeram a análise de otimização do consumo iniciada em Ramsey (1928) de volta ao modelo neoclássico de crescimento, o que resultou na determinação endógena da taxa de poupança. Esta é resultado da interação entre famílias e firmas. Sendo que as famílias escolhem consumo e poupança de forma a maximizar sua utilidade intertemporal restrita a restrição orçamentária intertemporal e as firmas buscam a maximização do lucro. Desta forma, diferentemente do modelo proposto por Solow (1956), a taxa de poupança não é fixa, mas uma função do estoque de capital per capita<sup>4</sup>.

A partir de então, a Teoria do Crescimento tornou-se excessivamente técnica e perdeu contato com a aplicabilidade empírica. Provavelmente por causa da falta de relevância empírica para os novos caminhos da Teoria, o estudo do crescimento econômico tornou-se raro na academia nos anos de 1970. Em paralelo, ocorria o desenvolvimento da teoria das expectativas racionais e os choques do petróleo, que fizeram com que durante aproximadamente 15 anos a macroeconomia focasse nas flutuações de curto-prazo (Barro ; Sala-i-Martin, 1995 p.12).

Nos anos da década de 1980, observou-se uma retomada nos estudos sobre crescimento econômico, principalmente com os trabalhos de Romer (1986) e Lucas (1988). Com esses trabalhos, a base teórica deixou de ser o *set-up* dos modelos neoclássicos de crescimento, nos quais a taxa de crescimento do PIB per capita em estado estacionário depende do progresso técnico (exógeno). Nesses trabalhos, a taxa de crescimento de longo-

---

<sup>4</sup> Para maiores detalhes sobre modelos de crescimento com consumidor otimizador, ver Barro e Sala-i-Martin (1995, cap. 2) e Blanchard e Fischer (1989, cap. 2).

prazo era determinada dentro dos modelos, por isso o nome de Modelos de Crescimento Endógeno.

Uma clara distinção que pode ser feita entre as teorias de crescimento dos anos de 1960 e as teorias dos anos de 1980 e 1990 é que as mais recentes, geralmente, estão preocupadas com as implicações empíricas e com as relações entre teoria e dados. Essa perspectiva de procurar maior uso empírico da teoria não engloba apenas as implicações da teoria do crescimento endógeno (papel do retorno crescente, capital humano entre outros), mas também de aspectos do modelo neoclássico de crescimento como a possibilidade de convergência condicional (Barro ; Sala-i-Martin, 1995 p.13).

Dessa forma, pode-se dizer que os textos revisados neste capítulo utilizam como arcabouço teórico os modelos Neoclássicos de Crescimento e os modelos de Crescimento Endógeno. A partir desta divisão, procurar-se-á explicitar os resultados esperados das regressões apresentados no capítulo seguinte. Em suma, os objetivos desta seção do capítulo 4 são: (i) apresentar parte da literatura que trata da questão dos determinantes do crescimento econômico; e, (ii) procurar investigar qual o papel de diversas variáveis *vis-à-vis* o crescimento econômico, focando nas que serão utilizadas como variáveis explicativas nas regressões do capítulo seguinte deste trabalho.

Pode-se afirmar que o trabalho de Barro e Becker (1989) foi um dos primeiros estudos relevantes sobre a relação entre fertilidade e crescimento econômico com o uso de um modelo de Crescimento Endógeno. Neste trabalho, os autores desenvolvem um modelo com fertilidade endógena no qual 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, que há 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 disto, 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). Neste estudo, os autores desenvolvem 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 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 capital humano é abundante, a taxa de retorno sobre o investimento em capital humano é alta em relação ao retorno em cada um dos filhos e vice-versa. Desta forma, em sociedades com pouco capital humano as famílias são maiores que nas sociedades com capital humano mais abundante.

Desta 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 o crescimento econômico Zhang e Zhang (2005) a partir de um modelo de gerações superpostas (OLG) chegam a conclusão 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 sobre os efeitos da expectativa de vida sobre fertilidade, poupança, escolaridade e crescimento econômico. No que tange a esta dissertação, 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 setenta e seis países. Zhang e Zhang (2005) estimam, por meio de mínimos quadrados ordinários, regressões com diversas variáveis dependentes, dentre 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 et al. (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. Dentre 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 a 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 da 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) que 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. Conquanto aos gastos do governo, os autores assumiram como produtivos. Além disso, o modelo proposto seguia 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. A taxa de crescimento em estado estacionário 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 a produção privada. O autor propõe a divisão dos gastos do governo entre gastos improdutivos e produtivos. Desta forma, o gasto público é de característica improdutiva quando é 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 enfatizam os mecanismos de transmissão entre desigualdade de renda e crescimento econômico.

Foi a partir do arcabouço teórico do estudo de Solow (1956) que foram feitas 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 norteador de uma vasta gama de textos, há autores que consideram o modelo de Solow restrito, pois consideram que não apenas a taxa de poupança e o crescimento populacional 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. Este último fator, pode-se dizer que foi na década de noventa, quando observada a persistência de baixo crescimento em países em desenvolvimento, que foi reconhecido seu papel fundamental. Desta forma, buscou-se compreender os mecanismos de transmissão da influência da distribuição de renda sobre o crescimento econômico.

Tomando emprestada a classificação utilizada por Barro (1999), podem-se dividir os mecanismos de transmissão em: (A) imperfeições no mercado de crédito; (B) viés 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. Este tipo de assimetria, junto às limitações institucionais, levam, muitas vezes, o mercado de crédito à imperfeição. Estas 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. Desta forma, o acesso ao crédito e sua subsequente alocação de investimentos depende da riqueza e do nível de renda dos indivíduos. Assim, indivíduos pobres (poucos ativos ou 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 a 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 sendo, o efeito da desigualdade no crescimento econômico, *ceteris paribus*, tende a ser mais perverso em países pobres que nos ricos.

Sobre este 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 a 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 esta 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 gleba mais pobre da população tendem a ser desiguais e ineficientes. Dessa forma, o nível educacional tende a estar aquém do ótimo paretiano, implicando em 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 subseqüente crescimento econômico, deverá ser mais rápida. Saint-Paul e Verdier (1993) afirmam que se a redistribuição de renda for feita via cobrança



de impostos, e esses impostos forem utilizados em gastos educacionais, a redistribuição será benéfica para o crescimento, uma vez que existe uma correlação positiva entre crescimento e esse tipo de gasto público.

### **C- Conflitos Sociais**

Este elemento de transmissão ressalta que uma distribuição de renda perversa pode gerar instabilidades políticas e sociais, acarretando em 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, revoluções entre outras. Tais atividades representam alocação ineficiente de recursos, uma vez que os dispêndios nessas atividades poderiam, alternativamente, ser utilizados de forma mais produtiva. Outrossim, a existência de tais atividades implica no gasto de recursos governamentais para coibi-las, ou seja, 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 sócio-política, 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 piora na distribuição de renda, instabilidade política e 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 porque nos anos da 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 porque o crescimento permanece 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 70 do século anterior 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 a 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 seção são apresentados alguns relevantes estudos com viés empírico a cerca do crescimento econômico e o papel de seus determinantes.

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 desta dissertação, este estudo também é valioso, pois seus autores investigaram o crescimento populacional e da renda das 203 maiores cidades dos Estados Unidos entre 1960 e 1990. Ou seja, a unidade de análise é cidades, semelhante a adotada nesta dissertação. Dentre as diversas variáveis explicativas utilizadas, pode-se destacar renda inicial, escolaridade, desemprego, e algumas variáveis fiscais.

Conforme pode ser observado nas tabelas que apresentam os resultados das regressões realizadas pelos autores, 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 esta variável há uma relação inversa com crescimento futuro. Os autores apontam duas possíveis explicações: i) cidades com altas taxas de desemprego vêem seus trabalhadores emigrarem para buscar melhores

oportunidades alhures; ii) 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 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 a 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 o crescimento das cidades 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, que são 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 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 micro-dados dos Censos de 1970, 1980, 1991 e 2000, utilizam os métodos econométricos de 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 uma elevação na oferta de população rural e melhora na qualidade da força de trabalho elevam a taxa de crescimento das cidades em termos populacionais. 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 tem efeitos negativos sobre o crescimento das cidades. Os demais resultados são semelhantes aos apresentados anteriormente.

Seguindo na linha dos trabalhos empíricos sobre os determinantes do crescimento econômico, o estudo de Ramis, Stewart e Ramirez (2000) examinou a relação entre desenvolvimento humano e crescimento econômico e obteve alguns importantes resultados. Foi examinada uma amostra de 35 a 76 países em desenvolvimento para o período de 1960 a 1992. No tocante aos efeitos do desenvolvimento humano sobre o crescimento econômico, os autores utilizaram como variáveis explicativas 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 adultos alfabetizados em 1970. Também como regressores a variação das variáveis de desenvolvimento humano no período, taxa de investimento para o período, 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, Ramis, Stewart e Ramirez (2000), também focando na análise da influência das condições iniciais sobre o crescimento econômico subsequente, conseguem mostrar que há uma 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, 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 consumo do governo e o PIB, um índice de manutenção das leis, uma medida de abertura internacional de cada economia, a 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 sub-utilização 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 o 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 esta 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 com a renda per capita inicial pode-se analisar a existência de convergência de renda e com o 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 significantes, 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 significantes. 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 as 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), De la Fuente (1997) entre outros.

Quanto à instabilidade política, foram incluídas duas variáveis como *proxies* para tal medição: 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. Conquanto a medida de sistema econômico, foi feita divisão entre países Socialistas, Capitalistas e um misto entre os sistemas. Mas os resultados não se mostraram confiáveis a ponto do autor fazer análises sobre o mesmo. 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 são resultados que merecem 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 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 acima. 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 empilhados 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 gasto 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. Desta 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.

Os trabalhos empíricos sobre a relação entre crescimento econômico e desigualdade são vastos. São utilizados como unidades de análise diversos países, períodos de tempo, diferentes medidas de desigualdade, formas funcionais variadas e diferentes métodos de estimação. Mas a principal característica desses trabalhos, é que mesmo quando adotando diversos métodos econométricos de estimação, em sua maioria eles regrediram 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, a definição de cada variável pesquisada e, além disso, ainda podem apresentar mudanças de metodologias de país para país e entre os anos de coleta. Portanto, as análises estarão cada vez mais sujeitas às críticas de cunho estatístico conforme as séries se tornam 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 ser coletadas em pesquisas domiciliares, cuja amostra seja representativa de toda a população do país e clara definição do critério de cálculo da renda, para que todos os possíveis vieses sobre os índices de desigualdade tornem-se conhecidos. No entanto, mesmo sem seguirem alguns dos critérios adotados pelos autores referidos acima, há alguns trabalhos bastante interessantes.

Iniciando pela produção acadêmica cujo objeto de estudo são estados ou municípios brasileiros, Lledó (1996) 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 70 e 80. Como medida de desigualdade, foram utilizados 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 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 a 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 Mínimos Quadrados Ordinários 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 regrediu 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, 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), conforme 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, em quanto que nos países de menor renda per capita, o coeficiente é negativo (e estatisticamente significativo). Resultado este que vai de encontro a teoria na 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 contrastante do pós-guerra entre América Latina, com forte desigualdade de renda inicial e baixo crescimento econômico subsequente, e 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 seguindo a linha de Barro (1991) para estimar o efeito da distribuição de renda inicial sobre o crescimento de longo prazo de 45 países no período de 1961 a 1990. Além de um termo linear e de um termo quadrático da desigualdade de renda, utilizou-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 de estudo desta dissertação - a análise dos dados será feita a partir do critério de áreas mínimas comparáveis (AMCs). As AMCs de 1970 a 2000, que foram concebidas pelo Ipea e pelo 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<sup>5</sup>.

Os dados utilizados no estudo de caso para o Brasil foram todos extraídos da base de dados regionais no endereço eletrônico do Ipea<sup>6</sup>.

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

---

<sup>5</sup> Cf. Deininger e Squire (1996) e Barro (1999) entre outros.

<sup>6</sup> [www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)

## 4 ANÁLISE ECONOMETRICA

O presente capítulo desta dissertação tem como objetivo 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 Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para regredir a taxa de crescimento da renda per capita<sup>7</sup> contra diversas variáveis explicativas.

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, há variáveis de renda per capita, desigualdade de renda, 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) e, utilizando dados de estados brasileiros, Lledó (1996), 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.

Este 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), Ramis, Stewart e Ramirez (2000) e Zilberman (2004) entre outros.

---

<sup>7</sup> Pode-se argumentar que esta variável não é a melhor para tal tipo de estudo, mas Da Mata et al. (2006, pg.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.

Para todas as estimações, foi aplicado o teste de White para presença de heterocedasticidade. Em todos os casos, a hipótese nula foi rejeitada, ou seja, os resíduos eram heterocedásticos. Como forma de corrigir este problema foi utilizado o método de White<sup>8</sup>. Assim, em todas as tabelas, o valor do coeficiente já está calculado com o uso do desvio padrão robusto a heterocedasticidade.

#### 4.1 Investigação da relação linear entre crescimento e desigualdade

Nesta parte serão feitas regressões testando a relação linear entre crescimento e desigualdade. O modelo empírico a ser utilizado nas regressões desta seção 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  $\Delta y_i$  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,  $\mu_i$  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 enfatizada recentemente, foram adicionadas: renda per capita inicial e uma medida de capital humano inicial<sup>9</sup>. A partir da renda per capita inicial, pode-se analisar a possibilidade de existir  $\beta$ -convergência<sup>10</sup> 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

<sup>8</sup> Cf. Gujarati (2000, cap.11).

<sup>9</sup> 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.

<sup>10</sup> Para maiores detalhes sobre os tipos de convergência de renda, ver Barro e Sala i Martin (1995, cap. 1).

em Barro (2000), compreende-se que capital humano é um conceito amplo que inclui educação, 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, segue 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 Demográfico de 1991.
2. *LNEDUC91*: logaritmo natural dos anos médios de estudo em 1991, para pessoas com 25 ou mais anos 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*: Porcentagem da população que vive em áreas rurais em 1991. Calculado para AMCs pelo Ipea, com base nos dados do Censo do referido ano.
6. *LNFECOND91*: 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. Calculadas para AMCs pelo Ipea, com base nos dados do Censo de 1991.
7. *RAZÃODR*: 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 um para AMCs pertencentes ao mesmo estado. Seu objetivo é controlar os possíveis efeitos individuais de cada estado.
10. Variáveis binárias regionais: conjunto de variáveis que recebe o valor um 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 três grandes grupos, que são 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 no capítulo anterior desta dissertação.

As variáveis *IDHLONGE91*, *POPR* e *LNFECOND91*, 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 *RAZÃODR* e *DEDUCPC91*, que têm como propósito controlar para 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 mesmas políticas de desenvolvimento econômico, compartilhamento de algumas instituições, existência de atividades econômicas afins e mesmas políticas tributárias; Para regiões geográficas há possíveis efeitos específicos não captados pelas demais variáveis devido a políticas

regionais diferenciadas, fundos constitucionais, diferentes dotações de fatores de produção entre outros.

A Tabela 1, a seguir, mostra os resultados do primeiro conjunto de regressões. A coluna (1) mostra a estimação base para as AMCs, enquanto que a segunda e terceira colunas mostram os resultados quando adicionados, isoladamente, cada conjunto de variável. Por fim, a última coluna mostra o resultado da regressão com todas as variáveis. Conforme pode ser visto em cada uma das colunas, o número de observações varia em cada regressão de acordo com a disponibilidade dos dados.

Tabela 1 – Determinantes do crescimento econômico – 1991/2000

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Coef. t-value	Coef. t-value	Coef. t-value	Coef. t-value
<i>LNRPC91</i>	-0,044 -26,700	-0,051 -27,750	-0,042 -21,240	-0,050 -22,210
<i>G91</i>	-0,061 -8,960	-0,045 -6,540	-0,054 -6,200	-0,040 -4,740
<i>LNEDUC91</i>	0,057 25,000	0,045 18,960	0,051 19,620	0,040 14,890
<i>IDH_LONGE_91</i>		0,065 8,730		0,063 7,190
<i>POPR</i>		0,011 4,440		0,007 2,300
<i>LNFECOND91</i>		-0,025 -10,650		-0,027 -10,670
<i>RAZÃO DR</i>			0,010 2,430	0,010 2,630
<i>DEDUCPC91</i>			0,057* 0,420	-0,204* -1,420
<i>CONSTANTE</i>	0,216 29,250	0,236 25,910	0,197 20,550	0,228 20,400
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	<b>0,297</b>	<b>0,365</b>	<b>0,293</b>	<b>0,361</b>
<b>Observações</b>	<b>3659</b>	<b>3659</b>	<b>2669</b>	<b>2669</b>
<b>F</b>	<b>238,61</b>	<b>185,39</b>	<b>94,88</b>	<b>93,69</b>
<b>White</b>	<b>328,32</b>	<b>471,34</b>	<b>466,01</b>	<b>577,65</b>
<b>AIC</b>	<b>-17706,15</b>	<b>-18074,08</b>	<b>-12979,77</b>	<b>-13245,31</b>

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

\* Não significativo a 10%.

Da Tabela 1, algumas observações merecem destaque. Primeiramente, observa-se que nas quatro 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, destacando sua importância na explicação do crescimento econômico subsequente. O coeficiente de regressão do índice de Gini inicial apresentar

valor negativo destaca o efeito perverso da desigualdade de renda sobre o crescimento. Em seguida, foram incluídas outras variáveis na equação linear.

Na regressão que inclui as variáveis *IDHLONGE91*, *POPR* e *LNFECOND91* conjuntamente, os sinais dos coeficientes de expectativa de vida e a da fecundidade estão de acordo com o esperado. Entretanto, o sinal do coeficiente da variável percentual da população rural está positivo, o contrário do esperado. Os três coeficientes são estatisticamente significantes.

Com relação ao poder de explicação do modelo, a inclusão destas três variáveis elevou o  $R^2$  ajustado em 6,8 pontos percentuais.

Como terceira regressão, foram adicionadas à regressão base as variáveis *RAZÃODR* e *DEDUCPC91*. A variável *RAZÃODR* apresentou coeficiente positivo e significativo em termos estatísticos, o que trás evidência keynesianas para a política fiscal, isto é, políticas expansionistas têm relação positiva com o crescimento. Por outro lado, o sinal do coeficiente *DEDUCPC91* é positivo, mas não estatisticamente significativo a 10%.

Em termos de poder de explicação da regressão, o  $R^2$  ajustado foi de 29,3%, logo, inferior ao da regressão base.

Na quarta coluna encontram-se os resultados da regressão na qual todas as variáveis são inseridas simultaneamente. Seu poder de explicação só é menor que o da regressão da segunda coluna (36,1% e 36,5% respectivamente). Os coeficientes estimados das variáveis da estimação base conservaram mais uma vez seus sinais e suas significâncias estatísticas. Com relação às variáveis adicionadas na segunda regressão, seus coeficientes também permaneceram com seus sinais e sua significância estatística, apesar do coeficiente de *POPR* ter sofrido forte redução. Por fim, entre as variáveis fiscais, o coeficiente da variável *RAZÃODR* manteve seu sinal e significância estatística enquanto o coeficiente de *DEDUCPC91* apresentou sinal negativo, mas não estatisticamente significativo a 10%.

Na Tabela 2 encontram-se os resultados das mesmas regressões apresentadas na Tabela 1, mas com a adição de variáveis binárias para estados.

Tabela 2 – Determinantes do crescimento econômico com a adição de *dummies* para estados – 1991/2000

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Coef. t-value	Coef. t-value	Coef. t-value	Coef. t-value
<i>LNRPC91</i>	-0,049 -23,580	-0,052 -22,460	-0,046 -17,910	-0,050 -17,620
<i>G91</i>	-0,062 -9,080	-0,052 -7,400	-0,061 -7,260	-0,051 -6,080
<i>LNEDUC91</i>	0,047 21,540	0,042 17,760	0,044 17,310	0,038 14,710
<i>IDH_LONGE_91</i>		0,046 6,120		0,038 4,580
<i>POPR</i>		0,002* 0,780		0,000* -0,130
<i>LNFECOND91</i>		-0,013 -5,240		-0,015 -5,540
<i>RAZÃODR</i>			0,000* 0,050	0,002* 0,640
<i>DEDUCPC91</i>			-0,159* -1,050	-0,234* -1,490
<i>CONSTANTE</i>	0,251 27,02	0,253 20,27	0,251 18,700	0,265 15,850
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	<b>0,407</b>	<b>0,423</b>	<b>0,405</b>	<b>0,421</b>
<b>Observações</b>	<b>3659</b>	<b>3659</b>	<b>2669</b>	<b>2669</b>
<b>F</b>	<b>76,87</b>	<b>72,47</b>	<b>53,29</b>	<b>49,9</b>
<b>White</b>	<b>522,37</b>	<b>650,7</b>	<b>705,49</b>	<b>774,33</b>
<b>AIC</b>	<b>-18290,61</b>	<b>-18379,68</b>	<b>-13403,88</b>	<b>-13466,69</b>

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

\* Não significativo a 10%.

Antes de começar as análises, convém destacar que o teste F, para a significância das *dummies* estaduais, rejeita a hipótese nula em todas as regressões<sup>11</sup>, ou seja, elas são conjuntamente significativas para as regressões.

Como pode ser observado, a inclusão das variáveis binárias, para os estados, incrementou sensivelmente o poder de explicação de todas as regressões. Na primeira, a que serve como base, os coeficientes têm os mesmos sinais apresentados na Tabela 1 e também são estatisticamente significantes. Já na segunda regressão, apesar de maior poder de explicação e mesmos sinais se comparada à mesma regressão da Tabela 1, o coeficiente da variável *POPR* deixa de ser significativo ao nível de 10%. Para a terceira regressão, os coeficientes das variáveis adicionadas à regressão base tornaram-se não significantes em termos estatísticos. Por fim, na quarta regressão, os coeficientes de *POPR*, *RAZÃODR* e *DEDUCPC91* não são estatisticamente significantes a 10%.

<sup>11</sup> Os valores das estatísticas de teste para as regressões 1, 2, 3 e 4 são, respectivamente: 640,9, 459,23, 165,35 e 103,58.

As regressões com variáveis binárias para estados apresentam  $R^2$  ajustado maiores que os resultados apresentados na Tabela 1. Isso indica que os fatores específicos de cada estado têm relativa importância na explicação do crescimento econômico.

Terminada a análise das regressões com o uso de variáveis binárias para estados, serão feitas as regressões com variáveis binárias para regiões geográficas. A Tabela 3 apresenta os resultados.

Tabela 3 – Determinantes do crescimento econômico com a adição de *dummies* para regiões geográficas – 1991/2000

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Coef. t-value	Coef. t-value	Coef. t-value	Coef. t-value
<i>LNRPC91</i>	-0,050 -29,840	-0,054 -28,130	-0,048 -23,720	-0,052 -22,720
<i>G91</i>	-0,049 -7,430	-0,040 -6,010	-0,043 -5,180	-0,035 -4,330
<i>LNEDUC91</i>	0,048 23,370	0,042 18,220	0,044 19,130	0,037 14,740
<i>IDH_LONGE_91</i>		0,050 6,700		0,040 4,750
<i>POPR</i>		0,004* 1,510		0,001* 0,230
<i>LNFECOND91</i>		-0,017 -7,140		-0,020 -7,360
<i>RAZÃOODR</i>			0,004* 1,04	0,006* 1,520
<i>DEDUCPC91</i>			-0,24* -1,61	-0,316 -2,040
<i>CONSTANTE</i>	0,226 27,98	0,239 21,83	0,244 22,16	0,266 19,160
<b><math>R^2</math> ajustado</b>	<b>0,366</b>	<b>0,390</b>	<b>0,364</b>	<b>0,389</b>
<b>Observações</b>	<b>3659</b>	<b>3659</b>	<b>2669</b>	<b>2669</b>
<b>F</b>	<b>151,36</b>	<b>122,07</b>	<b>75,76</b>	<b>67,68</b>
<b>White</b>	<b>357,63</b>	<b>495,44</b>	<b>477,66</b>	<b>568,78</b>
<b>AIC</b>	<b>-18074,19</b>	<b>-18211,52</b>	<b>-13256,25</b>	<b>-13359,07</b>

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

\* Não significativo a 10%.

O teste F para significância global das variáveis *dummies* rejeita a hipótese nula nas quatro regressões<sup>12</sup>, isto é, as variáveis *dummies* são conjuntamente significativas em termos estatísticos. De maneira geral, as regressões com uso de binárias regionais apresentam resultados, em termos de poder de explicação, melhores do que os apresentados na Tabela 1, mas piores do que os com *dummies* estaduais.

<sup>12</sup> Os valores das estatísticas de teste para as regressões 1, 2, 3 e 4 são, respectivamente: 84,29 , 32,47 , 62,79 e 27,88.

Nas quatro regressões, os coeficientes das variáveis da regressão base são estatisticamente significativos. Seus sinais são os mesmos das regressões apresentadas nas Tabelas 1 e 2. Na segunda equação, o coeficiente da variável que representa o percentual da população rural passa a não ser significativo em termos estatísticos. O mesmo ocorre na regressão (3) com os coeficientes das variáveis que têm como papel controlar os efeitos das políticas fiscais. Na quarta e última regressão, os coeficientes de *POPR* e *RAZÃODR* não são significativos a 10%. O destaque fica para o sinal do coeficiente de *DEDUCPC91*. Este é negativo e significativo em termos estatísticos, o que indica que gastos com educação estão negativamente relacionados com o crescimento econômico, o contrário do que era esperado.

#### **4.1.1 Regressões com o uso de Faixas Educacionais**

Nos três conjuntos de regressões anteriores, foi utilizado o logaritmo dos anos médios de estudo como uma medida de capital humano. Nos próximos três conjuntos de regressões, esta 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 4 apresenta os resultados das primeiras regressões, nas quais não há uso de variáveis *dummies*. Como pode ser observado nas quatro 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.

Tabela 4 – Determinantes do crescimento econômico com uso de faixas de educação – 1991/2000

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Coef. t-value	Coef. t-value	Coef. t-value	Coef. t-value
<i>LNRPC91</i>	-0,054 -27,810	-0,059 -27,840	-0,056 -23,660	-0,061 -23,330
<i>G91</i>	-0,034 -5,230	-0,025 -3,810	-0,022 -2,680	-0,017 -2,200
<i>ANALF</i>	-0,092 -10,960	-0,065 -7,730	-0,085 -8,960	-0,063 -6,580
<i>EDUC4A8</i>	0,066 6,810	0,050 5,450	0,086 6,700	0,058 4,730
<i>EDUC8A11</i>	0,037 3,310	0,049 3,820	0,004* 0,380	0,014* 1,030
<i>EDUCMAIS11</i>	0,257 11,650	0,224 10,330	0,342 13,260	0,298 11,610
<i>IDH_LONGE_91</i>		0,052 7,130		0,051 5,940
<i>POPR</i>		0,002* 0,630		-0,001* -0,420
<i>LNFECUND91</i>		-0,025 -10,920		-0,024 -9,550
<i>RAZÃODR</i>			0,008 2,220	0,008 2,270
<i>DEDUCPC91</i>			0,013* 0,100	-0,147* -1,060
<i>CONSTANTE</i>	0,311 24,36	0,322 23,29	0,300 19,980	0,316 19,130
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	<b>0,333</b>	<b>0,378</b>	<b>0,342</b>	<b>0,383</b>
<b>Observações</b>	<b>3659</b>	<b>3659</b>	<b>2669</b>	<b>2669</b>
<b>F</b>	<b>152,93</b>	<b>132,33</b>	<b>79,61</b>	<b>76,94</b>
<b>White</b>	<b>382,38</b>	<b>458,35</b>	<b>426,98</b>	<b>499,28</b>
<b>AIC</b>	<b>-17894,84</b>	<b>-18139,35</b>	<b>-13165,87</b>	<b>-13334,11</b>

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

\* Não significativo a 10%.

Observa-se que em todas as regressões os coeficientes das variáveis relacionadas às faixas educacionais são estatisticamente significativos e, com exceção ao 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 este 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 esta qualificação está positivamente relacionada com o crescimento econômico futuro.

Também observado em todas as regressões, os coeficientes estimados da renda per capita inicial são sempre negativos e estatisticamente significantes. Isto significa que não se pode negar a hipótese da convergência condicional de renda no longo prazo; para os coeficientes estimados do índice de Gini, percebe-se que todos são negativos e estatisticamente significativos, o que mostra mais uma vez que desigualdade de renda e crescimento econômico caminham em sentidos contrários.

Na segunda coluna, as variáveis que medem expectativa de vida e fecundidade têm coeficientes estatisticamente significativos e apresentam os sinais esperados. Para esta segunda regressão, o coeficiente de *POPR* não é significativo a 10%, ou seja, não se pode afirmar que o percentual de pessoas que vivem no meio rural está relacionada com o crescimento econômico futuro.

Na coluna 3, o coeficiente de *RAZÃODR* apresenta sinal positivo e é estatisticamente significativo, ao contrário da variável de gasto per capita em educação com coeficiente positivo, mas não estatisticamente significativo.

A última coluna apresenta o resultado da regressão com todas as variáveis simultaneamente. Nesta, os coeficientes de *POPR* e *DEDUCPC91* não são estatisticamente significantes a 10%.

O poder explicativo das quatro regressões, em relação aos resultados apresentados na Tabela 1, é melhor. Destaca-se o resultado da quarta regressão com o maior  $R^2$  ajustado entre as regressões apresentadas na Tabela 4.

Parte-se agora para análise das mesmas regressões adicionando *dummies* estaduais e depois regionais. A Tabela 5, a seguir, apresenta os resultados das regressões com *dummies* estaduais.



Tabela 5 – Determinantes do crescimento econômico com uso de faixas de educação e *dummies* estaduais – 1991/2000

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Coef. t-value	Coef. t-value	Coef. t-value	Coef. t-value
<i>LNRPC91</i>	-0,056 -24,200	-0,060 -24,090	-0,055 -18,760	-0,059 -19,180
<i>G91</i>	-0,044 -6,860	-0,036 -5,390	-0,040 -5,050	-0,033 -4,180
<i>ANALF</i>	-0,047 -5,390	-0,036 -4,030	-0,048 -4,830	-0,037 -3,660
<i>EDUC4A8</i>	0,075 6,670	0,065 5,890	0,070 4,660	0,058 3,850
<i>EDUC8A11</i>	0,061 4,840	0,053 3,740	0,052 3,580	0,038 2,510
<i>EDUCMAIS11</i>	0,317 13,220	0,305 12,830	0,345 11,660	0,329 11,320
<i>IDH_LONGE_91</i>		0,048 6,410		0,040 4,830
<i>POPR</i>		-0,002* -0,700		-0,005* -1,600
<i>LNFECOND91</i>		-0,014 -5,540		-0,014 -5,550
<i>RAZÃO DR</i>			0,002* 0,430	0,003* 0,890
<i>DEDUCPC91</i>			-0,084* -0,590	-0,146* -0,990
<i>CONSTANTE</i>	0,313 24,090	0,314 20,710	0,650 16,330	0,317 16,200
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	<b>0,419</b>	<b>0,435</b>	<b>0,419</b>	<b>0,435</b>
<b>Observações</b>	<b>3659</b>	<b>3659</b>	<b>2669</b>	<b>2669</b>
<b>F</b>	<b>73,43</b>	<b>69,9</b>	<b>50,7</b>	<b>48,46</b>
<b>White</b>	<b>465,4</b>	<b>579,73</b>	<b>591,25</b>	<b>651,81</b>
<b>AIC</b>	<b>-18357,09</b>	<b>-18450,82</b>	<b>-13461,24</b>	<b>-13525,86</b>

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

\* Não significativo a 10%.

Para esse conjunto de regressões, o teste F para o conjunto das binárias sempre rejeita a hipótese nula<sup>13</sup>, ou seja, as *dummies* são estatisticamente significativas em seu conjunto.

Como pode ser observado nas quatro regressões, os coeficientes das variáveis da regressão base apresentam sinal de acordo com o previsto e são estatisticamente significativos. Na segunda regressão, o coeficiente de *POPR* não é significativo a 10%, ou seja, não é possível afirmar que está relacionado com o crescimento econômico. O resultado da coluna 3 mostra que a adição das variáveis fiscais também não apresenta relação com o crescimento econômico subsequente. Tanto que o R<sup>2</sup> ajustado é semelhante ao da regressão base. Quando todas as variáveis são regredidas conjuntamente, mais uma vez os coeficientes das variáveis de cunho fiscal não são estatisticamente significativos a

<sup>13</sup> Os valores das estatísticas de teste, respectivamente para cada regressão, são: 199,17 , 196,47 , 74,26 , 69,57.

10%. Por sua vez, os coeficientes da variável de desigualdade de renda apresentam-se inferiores aos apresentados na Tabela 2, o que ressalta a importância da desigualdade da educação e sua relação com o crescimento econômico futuro.

Quanto ao poder explicativo das regressões, as de melhor desempenho são as regressões da segunda e quarta colunas. Relativamente aos resultados apresentados na Tabela 4, os atuais são sempre melhores, o que indica certo poder explicativo do conjunto de variáveis *dummies* adicionadas.

Adicionando agora variáveis *dummies* regionais às regressões apresentadas na Tabela 4, têm-se os resultados apresentados na Tabela 6 a seguir.

Tabela 6 – Determinantes do crescimento econômico com uso de faixas de educação e *dummies* para regiões geográficas – 1991/2000

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Coef. t-value	Coef. t-value	Coef. t-value	Coef. t-value
<i>LNRPC91</i>	-0,058 -30,160	-0,062 -29,130	-0,058 -24,510	-0,062 -24,040
<i>G91</i>	-0,031 -4,930	-0,025 -3,910	-0,022 -2,910	-0,018 -2,420
<i>ANALF</i>	-0,065 -7,840	-0,048 -5,720	-0,067 -7,300	-0,053 -5,470
<i>EDUC4A8</i>	0,054 5,870	0,046 5,010	0,049 3,850	0,035 2,770
<i>EDUC8A11</i>	0,078 6,770	0,076 5,840	0,061 4,740	0,053 3,750
<i>EDUCMAIS11</i>	0,264 11,950	0,250 11,350	0,306 11,680	0,284 10,910
<i>IDH_LONGE_91</i>		0,045 6,090		0,038 4,550
<i>POPR</i>		0,000* 0,140		-0,004* -1,120
<i>LNFEUND91</i>		-0,018 -7,530		-0,018 -7,020
<i>RAZÃO DR</i>			0,003* 0,920	0,005* 1,260
<i>DEDUCPC91</i>			-0,181* -1,290	-0,246 -1,680
<i>CONSTANTE</i>	0,300 25,240	0,310 22,670	0,316 21,190	0,332 19,190
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	<b>0,382</b>	<b>0,403</b>	<b>0,385</b>	<b>0,407</b>
<b>Observações</b>	<b>3659</b>	<b>3659</b>	<b>2669</b>	<b>2669</b>
<b>F</b>	<b>115,64</b>	<b>100,7</b>	<b>63,44</b>	<b>59,6</b>
<b>White</b>	<b>358,29</b>	<b>460,5</b>	<b>402,54</b>	<b>485,05</b>
<b>AIC</b>	<b>-18163,78</b>	<b>-18284,94</b>	<b>-13340,6</b>	<b>-13429,53</b>

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

\* Não significativo a 10%.

O teste F para as *dummies* sempre rejeita a hipótese nula<sup>14</sup>, ou seja, elas são conjuntamente significativas em termos estatísticos.

Os coeficientes das variáveis da regressão base são todos negativos e estatisticamente significativos. Na segunda regressão, como pode ser observado, a variável *POPR* não está relacionada ao crescimento econômico subsequente. De acordo com a terceira regressão, os coeficientes das variáveis fiscais não são significativos ao nível de 10%. Os resultados da última regressão, na qual todas as variáveis são inseridas simultaneamente, mostram que os coeficientes de *POPR* e *RAZÃODR* não são estatisticamente significativos a 10%. Outra observação vai para o sinal do coeficiente da variável de despesa per capita com educação que é negativo, o que indica relação inversa com o crescimento econômico. O contrário do esperado.

Quanto ao poder explicativo das regressões, as apresentadas na Tabela 6 têm  $R^2$  ajustado superiores aos da Tabela 4, mas inferiores aos das regressões com *dummies* estaduais.

#### **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 seção 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  $G9I^2$  e  $G9I$  servirão justamente para analisar se a relação entre o crescimento econômico e a desigualdade de renda segue a forma de *U-invertido*.

Sendo assim, o modelo empírico a ser utilizado nas regressões desta seção propõe o seguinte:

---

<sup>14</sup> Os valores das estatísticas de teste, respectivamente para cada regressão, são: 52,26 , 31,42 , 37,57 , 22,21.

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

onde  $\Delta y_i$  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  $\mu_i$  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:

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

onde  $\text{gini}_0$  é o índice de gini inicial (1991) e  $\text{deltarenda}$  é a variação da renda per capita.

A Tabela 7 apresenta os resultados de regressões sem a utilização de variáveis *dummies* para estados ou regiões geográficas.

Tabela 7 – Determinantes do crescimento econômico – 1991/2000

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value
<i>LNRPC91</i>	-0,042	-30,400	-0,049	-32,920	-0,040	-25,360	-0,047	-27,920
<i>G91</i>	0,453	5,200	0,442	4,950	0,520	4,750	0,472	4,160
<i>G91<sup>2</sup></i>	-0,478	-5,850	-0,453	-5,400	-0,531	-5,160	-0,474	-4,450
<i>LNEDUC91</i>	0,053	27,740	0,043	19,510	0,047	22,460	0,037	15,440
<i>IDH_LONGE_91</i>			0,063	8,810			0,058	7,050
<i>POPR</i>			0,012	4,800			0,008	2,520
<i>LNFECOND91</i>			-0,024	-10,280			-0,026	-10,610
<i>RAZÃODR</i>					0,009	2,260	0,009	2,480
<i>DEDUCPC91</i>					0,185*	1,410	-0,081*	-0,590
<i>CONSTANTE</i>	0,072	3,080	0,098	4,050	0,037*	1,250	0,085	2,790
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	<b>0,313</b>		<b>0,380</b>		<b>0,313</b>		<b>0,377</b>	
<b>Observações</b>	<b>3659</b>		<b>3659</b>		<b>2669</b>		<b>2669</b>	
<b>F</b>	<b>258,77</b>		<b>252,73</b>		<b>120,48</b>		<b>114,47</b>	
<b>White</b>	<b>113,16</b>		<b>212,64</b>		<b>160,51</b>		<b>226,93</b>	
<b>AIC</b>	<b>-17787,41</b>		<b>-18154,64</b>		<b>-13056,36</b>		<b>-13312,15</b>	

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

\* Não significativo a 10%.

Como pode ser observado na coluna (1), 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 *G91<sup>2</sup>* mostram que existe a relação de *U-invertido* entre crescimento econômico e desigualdade de renda.

Para a segunda regressão, a observação que pode ser feita é quanto ao coeficiente estimado da variável *POPR* que é negativo e significativo em termos estatísticos, o que trás evidências de que maior população rural está relacionada com maior crescimento econômico futuro. Resultado contrário do esperado.

Na terceira regressão, na qual as variáveis fiscais são incluídas, o coeficiente da variável *RAZÃODR* é estatisticamente significante e seu sinal é positivo, o que mostra evidências keynesianas, isto é, expansão do gasto público é positivamente relacionada com o crescimento econômico subsequente. Por outro lado, o coeficiente da variável *DEDUCPC91*, apesar de ter o sinal esperado, não é significativo em termos estatísticos.

A quarta coluna apresenta os resultados de regressão com todas as variáveis conjuntamente. O destaque vai para os sinais dos coeficientes de *POPR* e de *DEDUCPC91* que são o contrário do esperado.

Quanto ao poder explicativo das regressões, os resultados são bastante satisfatórios. A segunda regressão apresentou o maior  $R^2$  ajustado (40,1%). No geral, os resultados foram superiores aos apresentados na Tabela 1. O que indica que talvez a melhor forma de se representar a relação entre desigualdade e crescimento econômico seja por meio do U-invertido.

Em seguida, as mesmas regressões apresentadas na Tabela 7 serão feitas com a inserção de variáveis binárias para estados e, depois, para regiões geográficas. Os resultados das regressões com a utilização de *dummies* estaduais estão na Tabela 8.

Tabela 8 – Determinantes do crescimento econômico com adição de *dummies* para estados  
– 1991/2000

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value
<i>LNRPC91</i>	-0,046	-29,090	-0,049	-28,200	-0,043	-23,510	-0,047	-23,560
<i>G91</i>	0,431	5,340	0,434	5,210	0,461	4,500	0,453	4,330
<i>G91</i> <sup>2</sup>	-0,459	-6,070	-0,453	-5,820	-0,482	-5,020	-0,466	-4,750
<i>LNEDUC91</i>	0,044	24,210	0,039	18,040	0,041	20,920	0,035	15,470
<i>IDH_LONGE_91</i>			0,046	6,130			0,036	4,350
<i>POPR</i>			0,003*	1,090			0,000*	0,050
<i>LNFECOND91</i>			-0,012	-4,870			-0,014	-5,370
<i>RAZÃO DR</i>					0,000*	0,040	0,002*	0,620
<i>DEDUCPC91</i>					-0,017*	-0,120	-0,096*	-0,640
<i>CONSTANTE</i>	0,110	5,120	0,111	5,000	0,101	3,710	0,119	4,230
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	<b>0,422</b>		<b>0,437</b>		<b>0,422</b>		<b>0,436</b>	
<b>Observações</b>	<b>3659</b>		<b>3659</b>		<b>2669</b>		<b>2669</b>	
<b>F</b>	<b>89,08</b>		<b>82,64</b>		<b>61,02</b>		<b>56,13</b>	
<b>White</b>	<b>356,63</b>		<b>400,25</b>		<b>302,78</b>		<b>391,02</b>	
<b>AIC</b>	<b>-18378,12</b>		<b>-18467,29</b>		<b>-13457,53</b>		<b>-13537,15</b>	

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

\* Não significativo a 10%.

Primeiramente, para testar a relevância conjunta das variáveis binárias, foi feito o teste F para cada regressão. Os resultados rejeitam a hipótese nula nas quatro regressões<sup>15</sup>.

As observações que podem ser feitas a partir dos resultados apresentados são o sinal do coeficiente de *POPR* na segunda regressão, que não está de acordo com o esperado, indicando que maior população rural contribui positivamente para o crescimento; a segunda observação vai para o fato de nenhuma das variáveis fiscais terem seus coeficientes significativos a 10%. Por fim, na quarta regressão, o coeficiente de *POPR* e das variáveis fiscais não são estatisticamente significativos a 10%.

Com relação ao poder de explicação das regressões apresentadas na Tabela 8, estes são sempre superiores aos apresentadas na Tabela 7, o que trás evidências de fatores específicos em cada estado que ajudam a explicar o crescimento econômico de cada AMC. O valor do  $R^2$  ajustado da segunda regressão é o maior encontrado até o momento.

Após o uso de variáveis binárias para estados, foram inseridas *dummies* regionais para as mesmas regressões apresentadas na Tabela 7. Os resultados estão na Tabela 9.

---

<sup>15</sup> Os valores das estatísticas de teste, respectivamente para cada regressão, são: 592,64 , 421,50 , 173,90 e 102,87.

Tabela 9 – Determinantes do crescimento econômico com binárias para regiões geográficas – 1991/2000

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value
<i>LNRPC91</i>	-0,048	-34,810	-0,051	-33,780	-0,045	-29,180	-0,050	-28,920
<i>G91</i>	0,430	5,280	0,430	5,120	0,475	4,600	0,456	4,280
<i>G91</i> <sup>2</sup>	-0,446	-5,830	-0,437	-5,560	-0,479	-4,940	-0,454	-4,540
<i>LNEDUC91</i>	0,045	24,760	0,039	18,000	0,041	21,300	0,035	14,780
<i>IDH_LONGE_91</i>			0,049	6,700			0,037	4,440
<i>POPR</i>			0,005	1,910			0,001*	0,460
<i>LNFECOND91</i>			-0,016	-6,780			-0,019	-7,210
<i>RAZÃODR</i>					0,003*	0,900	0,005*	1,390
<i>DEDUCPC91</i>					-0,109*	-0,770	-0,191*	-1,290
<i>CONSTANTE</i>	0,090	4,050	0,103	4,46	0,097	3,480	0,127	4,340
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	<b>0,379</b>		<b>0,403</b>		<b>0,381</b>		<b>0,404</b>	
<b>Observações</b>	<b>3659</b>		<b>3659</b>		<b>2669</b>		<b>2669</b>	
<b>F</b>	<b>185,54</b>		<b>148,74</b>		<b>98,75</b>		<b>85,25</b>	
<b>White</b>	<b>196,52</b>		<b>309,52</b>		<b>165,39</b>		<b>233,52</b>	
<b>AIC</b>	<b>-18151,86</b>		<b>-18289,09</b>		<b>-13324,87</b>		<b>-13422,95</b>	

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

\* Não significativo a 10%.

O teste F para significância conjunta das variáveis *dummies* inseridas aponta para a significância estatística das mesmas<sup>16</sup>. De maneira geral, os poderes explicatórios destas regressões são superiores aos apresentados na tabela 7, mas são inferiores aos das regressões com *dummies* estaduais.

Particularmente, podem ser destacados os sinais dos coeficientes de *POPR* na segunda e quarta regressões. Estes indicam que maior população rural está relacionado positivamente com maior crescimento econômico, o contrário do esperado; também se destacam as variáveis fiscais na terceira regressão, que, mais uma vez, não apresentam coeficientes significativos ao nível de 10%. Finalmente, na quarta regressão, apenas a variável *RAZÃODR* possui coeficiente significativo a 10%. Outro fato a ser destacado é o sinal negativo para o coeficiente da variável *DEDUCPC91*, o que indica que maior investimento em educação está relacionado com menor crescimento econômico, o contrário do esperado.

<sup>16</sup> Os valores das estatísticas de teste, respectivamente para cada regressão, são: 99,64 , 37,83 , 73,74 e 33,52.



#### 4.2.1 Regressão com uso de Faixas Educacionais

Parte-se agora para o estudo da influência das faixas de educação no crescimento futuro. Para tal, substitui-se a variável *LNEDUC91* por *ANALF*, *EDUC4A8*, *EDUC8A11* e *EDUCMAIS11* cujos significados já foram explicados anteriormente na seção 4.1.1.

Serão apresentados, primeiramente, os resultados das regressões sem o uso de variáveis *dummies*, seguidas pelas quais são inseridas *dummies* estaduais e, por fim, regionais.

Tabela 10 - Determinantes do crescimento econômico – 1991/2000

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Coef. t-value	Coef. t-value	Coef. t-value	Coef. t-value
<i>LNRPC91</i>	-0,051 -31,940	-0,056 -33,010	-0,053 -28,810	-0,058 -29,260
<i>G91</i>	0,469 5,870	0,440 5,270	0,479 4,950	0,441 4,380
<i>G91</i> <sup>2</sup>	-0,469 -6,260	-0,433 -5,530	-0,464 -5,120	-0,425 -4,490
<i>ANALF</i>	-0,086 -10,680	-0,060 -7,450	-0,081 -8,840	-0,060 -6,550
<i>EDUC4A8</i>	0,067 6,980	0,052 5,650	0,082 6,560	0,056 4,610
<i>EDUC8A11</i>	0,033 2,950	0,047 3,560	0,000* 0,000	0,009* 0,700
<i>EDUCMAIS11</i>	0,228 11,110	0,199 9,670	0,313 13,940	0,272 11,960
<i>IDH_LONGE_91</i>		0,050 6,980		0,046 5,550
<i>POPR</i>		0,002* 0,880		-0,001* -0,300
<i>LNFECOND91</i>		-0,024 -10,550		-0,024 -9,580
<i>RAZÃO DR</i>			0,008 2,070	0,008 2,130
<i>DEDUCPC91</i>			0,116* 0,910	-0,047* -0,350
<i>CONSTANTE</i>	0,162 6,740	0,184 7,480	0,153 5,400	0,183 6,220
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	<b>0,348</b>	<b>0,390</b>	<b>0,357</b>	<b>0,396</b>
<b>Observações</b>	<b>3659</b>	<b>3659</b>	<b>2669</b>	<b>2669</b>
<b>F</b>	<b>178,24</b>	<b>154,23</b>	<b>103,51</b>	<b>95,2</b>
<b>White</b>	<b>190,78</b>	<b>287,12</b>	<b>185,91</b>	<b>232,56</b>
<b>AIC</b>	<b>-17976,04</b>	<b>-18212,99</b>	<b>-13227,14</b>	<b>-13388,41</b>

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

\* Não significativo a 10%.

Percebe-se que nas quatro 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 *G91*<sup>2</sup>, 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. Para as outras variáveis de faixas educacionais, percebe-se que o coeficiente estimado de *EDUCMAIS11* é sempre positivo, estatisticamente significativo e superior aos demais. Ou seja, quanto maior o percentual de pessoas com pelo menos o ensino médio completo, maior o crescimento econômico esperado.

Os resultados dos coeficientes estimados de *POPR* (colunas 2 e 4) mostram 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 (colunas 3 e 4) também não são significativos em termos estatísticos, ou seja, gasto com educação não influencia no crescimento. Não se esperava que essa variável fosse irrelevante.

Com relação à outra variável fiscal, *RAZÃO*, apesar dos pequenos valores dos coeficientes estimados, há evidências estatísticas indicando que elevação do gasto público contribuiu positivamente com o crescimento.

O poder explicativo das quatro regressões é bastante satisfatório. O valor do  $R^2$  ajustado só não é maior que os apresentados na tabela 7 para a segunda regressão. Nas demais, os resultados na Tabela 10 são melhores.

Parte-se agora, para regressões com o uso de variáveis binárias estaduais. Os resultados estão na Tabela 11.

Tabela 11 - Determinantes do crescimento econômico com a adição de *dummies* para estados – 1991/2000

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Coef. t-value	Coef. t-value	Coef. t-value	Coef. t-value
<i>LNRPC91</i>	-0,053 -29,420	-0,057 -29,750	-0,052 -24,370	-0,056 -25,210
<i>G91</i>	0,397 5,110	0,391 4,930	0,425 4,510	0,412 4,330
<i>G91</i> <sup>2</sup>	-0,412 -5,660	-0,398 -5,370	-0,431 -4,890	-0,413 -4,640
<i>ANALF</i>	-0,045 -5,210	-0,034 -3,870	-0,046 -4,730	-0,036 -3,590
<i>EDUC4A8</i>	0,073 6,530	0,063 5,760	0,067 4,520	0,055 3,690
<i>EDUC8A11</i>	0,055 4,370	0,048 3,320	0,043 3,060	0,030 1,990
<i>EDUCMAIS11</i>	0,285 13,340	0,275 12,870	0,315 12,590	0,302 12,070
<i>IDH_LONGE_91</i>		0,048 6,370		0,038* 4,580
<i>POPR</i>		-0,001* -0,560		-0,005 -1,570
<i>LNFECOND91</i>		-0,013 -5,160		-0,014 -5,400
<i>RAZÃO DR</i>			0,002* 0,410	0,003* 0,860
<i>DEDUCPC91</i>			0,031* 0,220	-0,034* -0,240
<i>CONSTANTE</i>	0,181 7,910	0,184 7,970	0,167 6,040	0,185 6,520
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	<b>0,430</b>	<b>0,445</b>	<b>0,432</b>	<b>0,446</b>
<b>Observações</b>	<b>3659</b>	<b>3659</b>	<b>2669</b>	<b>2669</b>
<b>F</b>	<b>82,17</b>	<b>77,84</b>	<b>57,17</b>	<b>54,27</b>
<b>White</b>	<b>304,83</b>	<b>449,57</b>	<b>328,28</b>	<b>356,05</b>
<b>AIC</b>	<b>-18426,73</b>	<b>-18517,5</b>	<b>-13519,73</b>	<b>-13580,62</b>

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

\* Não significativo a 10%.

O teste F para significância global das *dummies* rejeita a hipótese nula nas quatro regressões<sup>17</sup>: as *dummies* têm significância estatística. Quanto ao poder de explicação das regressões, nota-se melhora significativa do R<sup>2</sup> ajustado em relação aos resultados apresentados na Tabela 10.

Analisando os resultados das regressões, mais uma vez os coeficientes estimados da variável de renda per capita inicial não permitem negar a existência de convergência de renda no longo prazo. São todos negativos e estatisticamente significativos.

Quanto as variáveis educacionais, percebe-se, novamente, que quanto maior o percentual de analfabetismo, maior a influência negativa sobre o crescimento subsequente da renda per capita. Já para as outras faixas educacionais, a elevação do percentual de

<sup>17</sup> Os valores das estatísticas de teste, respectivamente para cada regressão, são: 188,28 , 185,08 , 71,20 e 65,59.

peças com pelo menos o ensino médio completo apresenta grande relação com o crescimento da renda per capita.

O coeficiente estimado de *POPR* na segunda regressão não é estatisticamente significativo a 10%, assim como também não são os coeficientes das variáveis fiscais na terceira e quarta regressões. Isto permite afirmar que o percentual da população que vive no meio rural e as variáveis fiscais não explicam o crescimento econômico futuro.

A tabela seguinte apresenta os resultados das regressões quando são utilizadas binárias para regiões.

Tabela 12 - Determinantes do crescimento econômico com a adição de *dummies* para regiões geográficas – 1991/2000

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Coef. t-value	Coef. t-value	Coef. t-value	Coef. t-value
<i>LNRPC91</i>	-0,055 -35,190	-0,059 -34,660	-0,055 -30,340	-0,059 -30,260
<i>G91</i>	0,411 5,380	0,397 5,030	0,433 4,620	0,410 4,260
<i>G91</i> <sup>2</sup>	-0,412 -5,750	-0,393 -5,320	-0,422 -4,810	-0,397 -4,400
<i>ANALF</i>	-0,062 -7,630	-0,046 -5,530	-0,066 -7,240	-0,052 -5,460
<i>EDUC4A8</i>	0,054 5,870	0,046 5,030	0,046 3,670	0,033 2,620
<i>EDUC8A11</i>	0,073 6,310	0,072 5,460	0,054 4,320	0,047 3,350
<i>EDUCMAIS11</i>	0,234 11,510	0,222 10,820	0,277 12,050	0,258 11,050
<i>IDH_LONGE_91</i>		0,044 6,010		0,035 4,220
<i>POPR</i>		0,001* 0,360		-0,003* -1,020
<i>LNFECOND91</i>		-0,017 -7,180		-0,018 -6,920
<i>RAZÃO DR</i>			0,003* 0,810	0,004* 1,150
<i>DEDUCPC91</i>			-0,077* -0,570	-0,146* -1,030
<i>CONSTANTE</i>	0,169 7,380	0,183 7,83	0,182 6,610	0,207 7,220
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	<b>0,393</b>	<b>0,414</b>	<b>0,398</b>	<b>0,418</b>
<b>Observações</b>	<b>3659</b>	<b>3659</b>	<b>2669</b>	<b>2669</b>
<b>F</b>	<b>140,77</b>	<b>121,86</b>	<b>82,82</b>	<b>75,36</b>
<b>White</b>	<b>229,17</b>	<b>348,09</b>	<b>183,57</b>	<b>265,49</b>
<b>AIC</b>	<b>-18229,85</b>	<b>-18346,93</b>	<b>-13394,11</b>	<b>-13478,13</b>

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

\* Não significativo a 10%.

Mais uma vez o teste F para significância conjunta das *dummies* rejeita a hipótese nula para todas as regressões<sup>18</sup>, logo, o fato das AMCs pertencerem a determinadas regiões geográficas explicam o crescimento futuro.

Os valores para  $R^2$  ajustado das regressões da Tabela 12, ainda que melhores que os apresentados na Tabela 10, são piores que os da Tabela 11. Isto indica que os fatores específicos de cada estado influenciam mais no crescimento econômico das AMCs que as características de cada região geográfica.

Dentre as observações que podem ser feitas a respeito dos resultados apresentados, tem-se que os coeficientes de *POPR* na segunda e quarta regressões não são significativos estatisticamente, assim como os coeficientes das variáveis fiscais. O que indica que a política fiscal ao nível das AMCs, juntamente com o percentual de pessoas que vivem no campo, não explicam o crescimento econômico subsequente.

#### **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 7 a 12 foram calculados os pontos ótimos de desigualdade para o crescimento econômico. Os resultados encontrados foram ranqueados. Em seguida, selecionou-se o valor máximo e mínimo entre os ótimos calculados. Esses dois valores passaram os limites superior e o inferior do que será chamado intervalo ótimo de desigualdade para o crescimento econômico. Desta forma, afirma-se que todas as AMCs que tiverem o coeficiente de Gini em 1991 situados nesse intervalo estão numa situação favorável para o crescimento econômico futuro em termos de desigualdade de renda. Isto é, estas AMCs não possuem desigualdade alta ou baixa demais a ponto de prejudicar o crescimento futuro. A Tabela 13, a seguir, sumariza algumas informações importantes.

---

<sup>18</sup> Os valores das estatísticas de teste, respectivamente para cada regressão, são: 52,64 , 31,48 , 37,41 e 22,19.

Tabela 13 – Posição relativa das AMCs quanto ao intervalo ótimo de desigualdade

Dentro do intervalo	926
Abaixo do intervalo	640
Acima do intervalo	2093
<b>Total</b>	<b>3659</b>

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados do Ipeadata

A partir dos resultados da Tabela 13, 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 seções 4.1 e 4.2 foram feitas diversas regressões cujos resultados foram apresentados em doze tabelas. As Tabelas 1 a 6 apresentam os resultados da investigação de uma relação linear entre crescimento e desigualdade de renda, controladas, dentre outras variáveis, pelo logaritmo dos anos médios de estudo (Tabelas 1 a 3); e por variáveis de faixas educacionais (Tabelas 4 a 6) que substituem a citada anteriormente.

Nas demais tabelas (Tabelas 7 a 12), são apresentados os resultados da investigação da relação entre crescimento e desigualdade na forma de U-invertido. Sendo que esta relação é controlada, dentre outras variáveis, pela variável *proxy* de capital humano (Tabelas 7 a 9) e pelas variáveis de faixas educacionais (Tabelas 10 a 12).

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<sup>19</sup>. As regressões com resultados apresentados nas Tabelas 1, 2 e 3 podem ser classificadas como modelos de regressão aninhados as regressões apresentadas nas Tabelas 7, 8 e 9. Também são classificadas como aninhadas as regressões apresentadas nas Tabelas 4, 5 e 6

<sup>19</sup> Para maiores detalhes de testes de modelos aninhados e não-aninhados, ver Gujarati (2000, cap.14) e Griffiths, Hill e Judge (1992, cap.10).

respectivamente aos resultados apresentados nas Tabelas 10, 11 e 12. Para todos os dois grupos de modelos aninhados a diferença reside apenas na inclusão ou não da variável  $G9I^2$ .

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 14 resume os resultados.

Tabela 14 – Comparação entre modelos aninhados

Resultados comparados	Melhores resultados
Tabela 1 e Tabela 7	Tabela 7
Tabela 2 e Tabela 8	Tabela 8
Tabela 3 e Tabela 9	Tabela 9
Tabela 4 e Tabela 10	Tabela 10
Tabela 5 e Tabela 11	Tabela 11
Tabela 6 e Tabela 12	Tabela 12

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 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 nas Tabelas 1, 2 e 3 são não-aninhados com os apresentados nas Tabelas 4, 5 e 6 e os das Tabelas 10, 11 e 12. Com relação aos resultados apresentados nas Tabelas 7, 8 e 9, os modelos regredidos são não-aninhados com os apresentados nas Tabelas 10, 11 e 12 e nas Tabelas 4, 5 e 6. Para seleção do melhor modelo não-aninhado foram feitos três testes.

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

nula para os coeficientes. Isto significa que por meio deste 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, toma-se os valores preditos da variável dependente e o adiciona 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 do coeficiente estimado da variável dos valores preditos da outra regressão ser zero. Caso não se rejeite esta hipótese nula, pode-se afirmar que o segundo modelo é o melhor.

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

Dada a incapacidade dos dois teste anteriores em apontar o eventual melhor modelo de regressão, foi aplicado o critério de informação de Akaike. De acordo com este critério, as regressões apresentadas na Tabela 11 foram as melhores. Dentre elas, a melhor foi a da segunda coluna. Isto significa que a relação de U-invertido mostrou-se a melhor forma de se relacionar desigualdade de renda e crescimento econômico subsequente. Quanto a 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 Mínimos Quadrados Ordinários 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 11 para se realizar o teste de endogeneidade. Tais regressões foram escolhidas, pois,



como visto na seção 4.3, foram as que apresentaram os melhores resultados de acordo com o critério de informação de Akaike. Note 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) e Barro (2000) entre outros autores.

Os resultados do teste de Hausman obtidos por meio do STATA<sup>®</sup> não permitem rejeitar a hipótese nula nas quatro regressões. Ou seja, os regressores de faixas educacionais são exógenos. A Tabela 15 apresenta os valores das estatísticas de teste.

Tabela 15 – Valores das estatísticas do teste de Hausman

	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>H - test</b>	0,89	0,53	1,61	0,10
<b>g.l.</b>	31	34	30	32

Fonte: Elaboração própria.

#### 4.5 Considerações parciais

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

Entretanto, sob a ótica da análise econométrica, os resultados das regressões são bastante robustos. Como pode ser observado em todas as regressões da seção 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 *LNEDUC91* 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.

Sempre presentes nas colunas (2) e (4) das regressões, 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 significantes em termos estatísticos. A partir daí, concluir sumariamente que por seus coeficientes estimados estarem com sinais negativos é melhor reduzir os gastos fiscais e gastos em educação pode ser um erro primário. É possível que as AMC's que cresceram mais lentamente foram as que mais investiram em educação ou mais gastaram justamente para poderem crescer mais rápido posteriormente ou que investiram sim em educação, mas a falta de boas ofertas de emprego localmente forçaram que as pessoas migrassem. Outrossim, mais um indício de que propostas de políticas públicas não podem ser feitas baseadas apenas nos resultados das regressões apresentadas é que os coeficientes das variáveis fiscais não apresentaram estabilidade nos sinais, assim como nem sempre eram estatisticamente significativos.

A situação apresentada no parágrafo anterior também se encaixa no coeficiente estimado do percentual da população rural. Pelo fato da 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 seção 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 que 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 seção 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 as *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, se uma relação linear ou na 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 este teste, as regressões cujos resultados são apresentados na Tabela 11 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: i) verificar econometricamente se é possível a relação linear desigualdade de renda e crescimento econômico das AMCs brasileiras na década dos anos 1990; ii) 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 Mínimos Quadrados Ordinários, 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, 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 apresentou como 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: i) a AMC com baixo estoque de capital humano decide investir com vistas a aceleração do crescimento econômico; ou (não de

maneira excludente), ii) a AMC investe em educação, mas a mão-de-obra qualificada migra em busca de melhores oportunidades de trabalho.

Um conjunto de variáveis que tentavam medir a desigualdade na educação foi incluído em algumas regressões, as faixas educacionais. Esta foi, talvez, um das mais importantes contribuições deste trabalho. Sua importância enquanto variável de controle em relação a variável de capital humano suscitou a realização de testes para revelar qual o melhor modelo de regressão. Mais 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 a 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 nesta dissertação são interessantes, mas como quase todos os resultados encontrados a partir do ferramental econométrico, estão 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 a possível endogeneidade dos regressores. Uma possível forma de se 'garantir' contra tal problema seria com o uso de variáveis

explicativas defasadas. E isto 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.

Outra questão que não se pode deixar de citar é o fato de que trabalhos que procuram investigar determinantes do crescimento econômico sempre são possíveis fontes de diretrizes de políticas públicas. 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. Quer por meio de investimentos em saúde, ou, principalmente, 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 a que há um nível ótimo de desigualdade de renda para promover o crescimento de longo prazo, a maioria das AMCs encontram-se além deste nível, conforme pode ser visto.

**REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS**

ALESINA, A.; PEROTTI, R.. Income Distribution, Political Instability and Investment. *European Economic Review*, v. 40, n. 2, jun. 1996, p. 1203-1228.

ALESINA, A.; RODRIK, D.. Distributive Politics and Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 109, n. 109, mai. 1994, p. 465-490.

BARRO, Robert J.. Inequality, Growth and Investment. *NBER Working Paper Series*, n. 7038, mar. 1999.

\_\_\_\_\_. Inequality and Growth in a Panel of Countries. *Journal of Economic Growth*, v. 5, n. 1, mar. 2000, p. 5-32.

\_\_\_\_\_. Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. *The Journal of Political Economy*, v. 98, n. 5, out. 1990, p. S103-S125.

\_\_\_\_\_. Economic Growth in a Cross-Section of Countries. *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, n. 2, mai. 1991, p. 407-443.

BARRO, Robert J.; SALA-I-MARTIN, J.. *Economic Growth*. 1ª edição. Cambridge: MIT Press, 1999. Caps. 1 e 2.

BARRO, Robert J.; BECKER, G.. Fertility Choice in a Model of Economic Growth. *Econometrica*, v. 57, n. 2, mar. 1989, p. 481-501.

BANERJEE, A. V.. Inequality and Growth: What Can the Data Say?. *NBER Working Paper Series*, n. 7793, jul. 2000.

BECKER, Gary S.; MURPHY, Kevin M. ; TAMURA, R.. Human Capital, Fertility and Economic Growth. *The Journal of Political Economy*, v. 98, n. 5, out. 1990, p. S12-S37.

CASTRO, Pedro 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, fev. 2003, p. 205-212.

DA MATA, D. et al..Determinants of City Growth in Brazil. Brasília: Ipea, 2005 (Texto para Discussão nº 1112).

\_\_\_\_\_. Um Exame dos Padrões de Crescimento das Cidades Brasileiras. Brasília: Ipea, 2006 (Texto para Discussão nº 1155).

DEININGER, K.; SQUIRE, L.. A New Data Set Measuring Income Inequality. *The World Bank Economic Review*, v. 10, n. 3, nov. 1996, p. 565-591.

\_\_\_\_\_. New Ways of Looking at Old Issues. *Journal of Development Economics*, v. 57, n. 2, dez. 1998, p. 259-287.

DEVARAJAN, S.; SWAROOP, V.; ZOU, H.. The Composition of Public Expenditure and Economic Growth. *Journal of Monetary Economics*, v. 37, n. 2, abr. 1996, p. 313-344.

EHRlich, I.; LUI, F.. Intergenerational Trade, Longevity and Economic Growth. *Journal of Political Economy*, v. 99, n. 5, out. 1991, p. 1029-1059.

GALOR, O.; ZEIRA, J.. Income Distribution and Macroeconomics. *Review of Economics Studies*, v. 60, n. 1, jan. 1993, p. 35-52.

GLAESER, E. L.; SCHEINKMAN, J. A.; SHLEIFER, A.. Economic Growth in a Cross-Section of Cities. *NBER Working Paper Series*, n. 5013, fev. 1995.

GRIFFITHS, W. E.; HILL, R. C.; JUDGE, G. G..*Learning and Practicing Econometrics*. 1ª edição. Nova Iorque: John Wiley e Sons Inc, 1992. Cap 10.

GUJARATI, Damodar N..*Econometria Básica*. 1ª edição. São Paulo: Makron Books, 2000. Caps. 11 e 14.

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 nº 441).

LORENTZEN, P.; McMILLAN, J.; WACZIARG, R.. Death and Development. *NBER Working Paper Series*, n. 11620, set. 2005.

LUCAS, R. E. Jr.. On The Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, v. 22, n. 1, jul. 1988, p. 3-42.



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, out. 1962, p. 267-279.

PERSON, T.; TABELLINI, G.. Is Inequality Harmful for Growth?. *American Economic Review*, v. 84, n. 3, jun. 1994, p. 600-621.

RANIS, G.; STEWART, F.; RAMIREZ, A.. Economic Growth and Human Development. *World Development*, v. 28, n. 2, fev. 2000, p. 197-219.

RODRIK, D.. Where Did All the Growth Go?: External Shocks, Social Conflict and Growth Collapses. *Journal of Economic Growth*, v. 4, n. 4, dez. 1999.

ROMER, P.. Idea Gaps and Object Gaps in Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, v. 32, n. 3, dez. 1993, p. 543-573.

SAINT-PAUL, G.; VERDIER, T.. Education, Democracy and Growth. *Journal of Development Economics*, v. 42, n. 2, dez. 1993, p. 399-407.

SOLOW, Robert M.. A Contribution to The Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 70, n. 1, fev. 1956, p. 65-94.

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, jul. 1988, p. 1-25.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M.. Instrumental Variables Estimation of Single-Equation Linear Models. In: \_\_\_\_\_. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 1ª edição. 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, mar. 2005, p. 45-66.

ZHANG, J.; ZHANG, J.; LEE, R.. Mortality Decline and Long-Run Economic Growth. *Journal of Public Economics*, v. 80, n. 3, jun. 2001, p. 485-507.

ZILBERMAN, E.. Os Efeitos da Desigualdade no Crescimento. *Prêmio Ipea-Caixa*, jul. 2004.