

Guilherme Mendes Resende

**Testes de Robustez e Externalidades Espaciais:
O Caso dos Estados Brasileiros e dos Municípios Mineiros**

Belo Horizonte, MG
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional
Faculdade de Ciências Econômicas – UFMG
2005

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

Guilherme Mendes Resende

**Testes de Robustez e Externalidades Espaciais:
O Caso dos Estados Brasileiros e dos Municípios Mineiros**

Dissertação apresentada ao curso de mestrado do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do Título de Mestre em Economia.

Orientadora: Prof^ª. Dr^ª. Lízia de Figueiredo

Belo Horizonte, MG
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional
Faculdade de Ciências Econômicas – UFMG
2005

Agradecimentos

Agradeço a todas as pessoas que direta ou indiretamente me ajudaram para que este trabalho fosse concluído.

Primeiramente, gostaria de agradecer aos meus pais, Aloísio e Cleuza, pelo apoio, ajuda e incentivo que sempre me deram. Muito obrigado por confiar em mim, vocês foram fundamentais.

Agradeço ao meu amor, Josy, pelo companheirismo, incentivo e alegria em todos os momentos. Obrigado por abdicar do nosso tempo de lazer para a realização deste trabalho

À minha orientadora Lízia de Figueiredo, agradeço pela dedicação, carinho e paciência demonstrada em todos os momentos da elaboração desta dissertação.

Aos professores Samuel Pessôa (EPGE/FGV) e Alexandre Xavier Ywata de Carvalho (IPEA/DF), pela participação em minha banca examinadora. Agradeço, ainda às suas sugestões e críticas, que em muito contribuirão para o aprimoramento de meus trabalhos futuros.

Aos funcionários do CEDEPLAR/UFMG que contribuíram de diversas formas. Também expressei minha gratidão pela amizade de toda a turma de mestrado e doutorado de 2003 e 2004. Aos amigos de sempre, agradeço pelos momentos de alegria, descontração e divertimento.

Por fim, sou muito grato ao apoio institucional recebido pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Além disso, os ensinamentos e incentivo de toda a diretoria e colegas do IPEA foram, e continuam sendo, fundamentais para o meu aprendizado e minha formação acadêmica.

Apresentação

A presente dissertação está organizada na forma de dois artigos. Ambos têm como objetivo entender os determinantes das taxa de crescimento econômico. O primeiro artigo aplica testes de robustez nos determinantes das taxas de crescimento do PIB *per capita* dos estados brasileiros. No segundo, é discutida a questão das externalidades espaciais e sua importância para o crescimento econômico dos municípios de Minas Gerais.

Em relação ao primeiro artigo, este tem como objetivo determinar quais variáveis possuem uma correlação robusta com as variações do Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* dos estados brasileiros entre 1960 e 2000. Com esse intuito, propusemos a execução de dois testes de robustez sugeridos pela literatura. A primeira abordagem é proposta por Levine & Renelt (1992) que usaram o teste chamado *Extreme Bounds Analysis* (EBA) para identificarem variáveis robustas relacionadas com o crescimento econômico. Um enfoque alternativo ao anterior foi proposto por Sala-i-Martin (1997). Este autor argumenta que ao invés de analisar os extremos das estimativas dos coeficientes de uma variável específica, é necessário fazer a análise de toda a distribuição desses coeficientes. Tendo em vista que a teoria econômica nos sugere uma gama de determinantes para o crescimento econômico, e que a literatura empírica nos mostra um número ainda maior de determinantes para as variações nas taxas de crescimento do PIB *per capita* dos estados brasileiros, este artigo teve o intuito de clarificar esse assunto verificando a robustez de tais determinantes.

O segundo artigo discute a importância das externalidades espaciais no crescimento econômico dos municípios de Minas Gerais entre 1991 e 2000. No *mainstream* da teoria econômica, a discussão dos efeitos de transbordamentos (*spillovers*) no espaço é um tema recente, trazido pela Nova Geografia Econômica (Fujita *et alli*, 1999). Assim, o objetivo deste artigo foi verificar quais são as variáveis que estão correlacionadas com o crescimento econômico dos municípios de Minas Gerais, além de investigar se essas variáveis apresentam efeitos de transbordamento para os municípios vizinhos. Nessa investigação utilizamos técnicas de econometria espacial, com o intuito de captar os *spillovers* que afetaram as taxas de crescimento da renda *per capita* dos municípios mineiros. O resultado deste estudo foi importante, pois indicou quais variáveis apresentam externalidades espaciais, apontando, assim, indicações de políticas públicas mais eficazes.

Artigo 1: Testes de Robustez: Uma aplicação para os determinantes das taxas de crescimento do PIB *per capita* dos estados brasileiros

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS	05
LISTA DE GRÁFICOS	05
SINOPSE.....	08
ABSTRACT	09
1 INTRODUÇÃO	10
2 REVISÃO DA LITERATURA	12
2.1 Revisão da Literatura Teórica.....	12
2.2 Revisão da Literatura Empírica	19
3 METODOLOGIA	24
3.1 O Modelo Básico.....	24
3.2 Dados.....	25
3.3 Teste de Robustez 1: Extreme Bounds Analysis (EBA)	30
3.4 Teste de Robustez 2: Teste da Distribuição Inteira das Variáveis Explicativas	31
4 RESULTADOS.....	33
5 CONCLUSÕES	40
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	43
ANEXO A	46
ANEXO B.....	48

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Descrição das variáveis.....	26
Tabela 2 – Resultados dos testes de robustez	35
Tabela 3 – Matriz de correlação	47

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Taxa anual média de crescimento do PIB <i>per capita</i> estadual-1960/00.....	33
Gráfico 2 – PIB <i>per capita</i> estadual no início das décadas (X4).....	49
Gráfico 3 – Taxa de crescimento da população – média anual das décadas (X5).....	49
Gráfico 4 – Participação do setor industrial em relação ao PIB (X6).....	49
Gráfico 5 – Participação do setor agropecuário em relação ao PIB (X7).....	50
Gráfico 6 – Participação do setor de comércio em relação ao PIB (X8)	50
Gráfico 7 – Participação do setor de serviços em relação ao PIB (X9).....	50
Gráfico 8 – Densidade populacional (X10).....	51
Gráfico 9 – Taxa de urbanização estadual (X11)	51
Gráfico 10 – Taxa de matrícula no ensino primário (X12).....	51
Gráfico 11 – Taxa de matrícula no ensino secundário (X13).....	52
Gráfico 12 – N° médio de anos de estudo das pessoas de 25 ou + anos de idade (X14)....	52
Gráfico 13 – Densidade rodoviária (X15).....	52
Gráfico 14 – Inverso da média ponderada das distâncias entre as capitais (X16).....	53
Gráfico 15 – Mortalidade infantil por mil nascidos vivos (X17)	53
Gráfico 16 – Fecundidade (X18).....	53
Gráfico 17 – Expectativa de vida (X19)	54
Gráfico 18 – Temperatura (X20).....	54
Gráfico 19 – Latitude (X21).....	54
Gráfico 20 – Índice pluviométrico (X22).....	55
Gráfico 21 – Consumo de energia elétrica (X23).....	55
Gráfico 22 – Percentagem de domicílios com instalações sanitárias rede geral (X24).....	55
Gráfico 23 – Percentagem de domicílios com água canalizada rede geral (X25).....	56
Gráfico 24 – Percentagem de domicílios com iluminação elétrica (X26)	56
Gráfico 25 – Índice L de Theil (X27)	56
Gráfico 26 – Carga tributária global (X28).....	57
Gráfico 27 – Taxa líquida de migração (X30).....	57

**Artigo 2: Crescimento econômico dos municípios mineiros:
as externalidades importam?**

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS	07
LISTA DE GRÁFICOS	07
LISTA DE FIGURAS	07
SINOPSE.....	58
ABSTRACT	59
1 INTRODUÇÃO	60
2 REVISÃO DA LITERATURA TEÓRICA E EMPÍRICA.....	62
3 DESCRIÇÃO SÓCIO-ECONÔMICA DOS MUNICÍPIOS MINEIROS	65
4 ANÁLISE ESPACIAL EXPLORATÓRIA DE DADOS	73
4.1 Estatística <i>I</i> de Moran.....	73
4.2 LISA (<i>Local Indicator of Spatial Association</i>)	76
5 METODOLOGIA	79
5.1 Econometria Espacial.....	79
5.2 O Modelo.....	82
5.3 Base de Dados.....	83
6 RESULTADOS.....	85
7 CONCLUSÕES	91
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	93

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Descrição Sócio-Econômica	68
Tabela 2 – Resultados das estimativas	86

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Moran <i>scatterplot</i>	75
--	----

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Regiões do Estado de Minas Gerais e Cidades Mineiras.....	65
Figura 2 – Taxas médias de crescimento das rendas <i>per capita</i> municipais 1991/00.....	69
Figura 3 – Renda <i>per capita</i> em 1991 e em 2000 (R\$ de 2000)	70
Figura 4 – N° médio de anos de estudo das pessoas com 25 ou mais anos de idade em 1991 e 2000	70
Figura 5 – Taxa de mortalidade infantil em 1991 e em 2000	71
Figura 6 – Mapas de <i>clusterização</i>	77

Artigo 1: Testes de Robustez: Uma aplicação para os determinantes das taxas de crescimento do PIB *per capita* dos estados brasileiros

SINOPSE

Este trabalho tem por objetivo determinar quais variáveis possuem uma correlação robusta com as variações do Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* dos estados brasileiros entre 1960 e 2000. Com esse intuito, propusemos a execução de dois testes de robustez sugeridos pela literatura. A primeira abordagem é proposta por Levine & Renelt (1992) que usaram o teste chamado *Extreme Bounds Analysis* (EBA) para identificarem variáveis robustas relacionadas com o crescimento econômico. Um enfoque alternativo ao anterior foi proposto por Sala-i-Martin (1997). Este autor argumenta que ao invés de analisar os extremos das estimativas dos coeficientes de uma variável específica, é necessário fazer a análise de toda a distribuição desses coeficientes. Em resumo, com base nos testes efetuados, podemos afirmar que urbanização, mortalidade infantil, fecundidade, pluviometria, carga tributária e migração têm uma correlação robusta com as taxas de crescimento do PIB *per capita* dos estados brasileiros. Além disso, de acordo com os testes, confirmou-se a ocorrência de convergência condicional dos PIBs *per capita* estaduais.

Palavras-chave: robustez, crescimento econômico, convergência.

JEL No. O47, R11.

ABSTRACT

The main goal of this paper is to determine which variables have a robust correlation with the growth rate of per capita Gross Domestic Product (GDP) of Brazilian states between 1960 and 2000. We have run two tests of robustness suggested by the literature. The first approach is the Extreme Bounds Analysis (EBA) test proposed by Levine & Renelt (1992). An alternative approach to the previous one was considered by Sala-i-Martin (1997). The latter author argues that instead of analyzing the extremities of the coefficients estimates of a specific variable, it is necessary to make the analysis of the distribution of all coefficients of this variable. In sum, based on those tests, we can affirm that urbanization, mortality rates, fertility rates, pluviometer, tax burden and migration have a robust correlation with the growth rates of per capita GDP of the Brazilian states. Moreover, it was not denied the occurrence of conditional convergence for the Brazilian states.

Key words: robustness, economic growth, convergence hypothesis.

JEL No. O47, R11.

1. INTRODUÇÃO

O tema principal deste estudo será o crescimento econômico, mais especificamente, o crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* dos estados brasileiros. No *mainstream* da teoria econômica o modelo de crescimento de Solow de 1956 é o ponto de partida para a discussão dos possíveis fatores que afetam o crescimento do produto *per capita* no longo prazo. Posteriormente, procurou-se uma alternativa para a teoria neoclássica de crescimento [dois artigos seminais são os de Romer (1986) e Lucas (1988)], incorporando retornos não-decrescentes para o capital e dando explicações endógenas para o crescimento tecnológico. Esses são os chamados modelos de crescimento endógeno.

A partir dos avanços da teoria de crescimento econômico, seguiu-se uma vasta literatura empírica. Um problema enfrentado pelos pesquisadores, que fazem trabalhos empíricos sobre o crescimento, é determinar de forma precisa quais as variáveis pertencem à regressão que realmente explica as taxas de crescimento do PIB *per capita*. Os trabalhos empíricos incluem variáveis que se acredita serem importantes para o crescimento, com base na literatura teórica. Nessa tentativa de encontrar variáveis significativas, chega-se a um dilema. Muitas vezes, verifica-se que a variável x_1 é significativa quando as variáveis x_2 e x_3 estão incluídas no modelo, entretanto ela torna-se insignificante quando x_4 é incluída. Como não se sabe *a priori* as variáveis realmente robustas a serem incluídas, tem-se o problema: quais as variáveis possuem uma correlação robusta com o crescimento?

Mais especificamente, este artigo procura responder a seguinte questão: quais as variáveis possuem uma correlação robusta com as taxas de crescimento do PIB *per capita* dos estados brasileiros?

Para responder a essa pergunta, seguiremos duas abordagens. A primeira abordagem é proposta por Levine & Renelt (1992) que usaram o teste chamado *Extreme Bounds Analysis* (EBA) para identificarem variáveis robustas relacionadas com o crescimento econômico. Um enfoque alternativo ao anterior foi proposto por Sala-i-Martin (1997). O autor argumenta que ao invés de analisar os extremos das estimativas dos coeficientes de uma variável específica, é necessário fazer a análise de toda a distribuição desses coeficientes.

Na literatura ainda não foi feito nenhum teste de robustez para o caso dos estados brasileiros. Os trabalhos empíricos sobre os determinantes das taxas de crescimento da renda *per capita* dos estados brasileiros mostram uma gama de possíveis variáveis explicativas. Por exemplo, podemos citar a densidade populacional, mortalidade infantil, carga tributária e a participação do setor industrial no produto de cada estado. Todas essas variáveis em pelo

menos uma das regressões estimadas foram significativas. Entretanto, não se sabe como elas se comportam quando é feito um teste sistemático, fazendo a combinação de uma variável específica com uma gama de outras variáveis. É possível que muitos dos coeficientes das variáveis testadas se tornem estatisticamente iguais a zero. Por outro lado, podem existir variáveis que, de acordo com a literatura empírica, não são correlacionadas com as taxas de crescimento do PIB *per capita*, e após os testes, podemos verificar que são importantes na sua determinação. Assim o objetivo deste artigo foi determinar quais variáveis possuem uma correlação robusta com as variações do PIB *per capita* dos estados brasileiros entre 1960 e 2000. Em resumo, com base nos testes efetuados, podemos afirmar que urbanização, taxa de mortalidade infantil, fecundidade, pluviometria, carga tributária e migração têm uma correlação robusta com as taxas de crescimento do PIB *per capita* dos estados brasileiros. Além disso, de acordo com os testes, confirmou-se a ocorrência de convergência condicional dos PIBs *per capita* estaduais.

Este artigo está dividido em cinco seções. Além desta introdução, a segunda parte busca fazer uma revisão da literatura teórica sobre os modelos de crescimento, bem como da literatura empírica. Na terceira seção é mostrada a metodologia, incluindo a definição do modelo econométrico, a descrição dos dados e a metodologia usada para os testes de robustez. Já a quarta seção é reservada para a análise dos resultados empíricos verificados a partir deste trabalho. E na última seção são feitas as conclusões.

2. REVISÃO DA LITERATURA:

Nesta seção, mostraremos o referencial teórico em que se baseia a discussão dos determinantes do crescimento econômico. Para tanto, é analisada uma gama de modelos, a começar pelo modelo de Solow (1956). Em seguida, é feita uma revisão da literatura empírica sobre os determinantes do crescimento econômico dos estados brasileiros. Nesta parte do trabalho, buscou-se coletar todas as variáveis explicativas sugeridas pela literatura empírica para os posteriores testes de robustez (os resultados dos testes estão na seção 4).

2.1. Revisão da Literatura Teórica¹

O modelo de maior importância no debate sobre crescimento econômico no pós-guerra é, certamente, o de Solow. O modelo de Solow é construído em torno de duas equações, uma função de produção e uma equação de acumulação de capital. Na sua forma neoclássica, a função de produção apresenta retornos constantes de escala e retornos decrescentes para cada insumo (trabalho e capital). Já a equação de acumulação de capital *per capita* descreve a variação no estoque de capital *per capita*, sendo essa variação igual ao investimento² bruto *per capita* menos o montante da depreciação *per capita* que ocorre durante o processo produtivo e descontado o crescimento populacional. Portanto, variações no estoque de capital *per capita* resultam da combinação de duas forças opostas: poupança vs depreciação e crescimento populacional. Assim, o modelo nos diz que há um único nível de estoque de capital *per capita* no qual a quantidade do investimento iguala o montante da depreciação (mais o crescimento populacional). Se tal estoque existe na economia, o capital *per capita* será apenas alterado pelo crescimento da tecnologia, pois as três forças que atuam para modificá-lo – investimento, depreciação e crescimento populacional – se equilibram no nível de estoques. Denomina-se este nível de estado estacionário do capital. Estando a economia em estado estacionário, o investimento tem duas finalidades: uma parcela substitui o capital depreciado e o restante provê os novos habitantes com o volume de capital em estado estacionário. Conclui-se que, no estado estacionário, as variáveis capital, produto e consumo

¹ Esta seção baseia-se em Barro & Sala-i-Martin (1995), Fujita et alli (1999) e Jones (2000), além de artigos selecionados.

² A economia é fechada, de modo que a poupança é igual ao investimento, e a única utilização do investimento na economia é a acumulação de capital. Assim, o investimento líquido é função da renda, ou seja, é uma proporção constante da renda descontada a depreciação e o necessário para a manutenção do estoque de capital *per capita* (devido ao crescimento populacional).

per capita crescem à taxa exógena do progresso tecnológico. E os níveis das variáveis – capital, produto e consumo – crescem à taxa da soma do crescimento populacional e progresso tecnológico. Observe que deslocamentos na taxa de poupança, do crescimento populacional ou no nível da função de produção afetam os níveis de longo prazo das variáveis, mas não as taxas de crescimento no estado estacionário. Esses tipos de distúrbios influenciam apenas as taxas de crescimento durante a transição de sua posição inicial para o valor de estado estacionário (efeito de nível). Assim, o nível da renda *per capita* de equilíbrio é determinado positivamente pela taxa de poupança, pelo nível da tecnologia e, negativamente, pela taxa de depreciação e pela taxa de crescimento populacional.

Logo, se um país aumenta sua taxa de poupança, durante algum tempo (que pode ser longo), o investimento supera a depreciação, gerando taxas de crescimento acima da taxa de progresso tecnológico. O valor dessa taxa será tanto maior, quanto menor o estoque de capital desse país. Dito isso parece que o modelo nos diz algo sobre a possibilidade de regiões mais pobres alcançarem rapidamente a renda *per capita* das regiões mais ricas. Esse é um caso bem particular de convergência, a convergência beta absoluta³. Mais realisticamente, temos que permitir uma heterogeneidade entre as economias, ou seja, temos que relaxar a hipótese que todos as regiões têm parâmetros idênticos e, portanto, as mesmas posições de estado estacionário. Se o estado estacionário for diferente, então nós temos que modificar a análise para introduzir o conceito de convergência beta condicional. A idéia principal é que uma economia crescerá mais rapidamente para seu próprio estado estacionário. Logo, o modelo não prevê convergência em todas as circunstâncias; um país pobre pode crescer mais devagar que um país rico. Nesse sentido, Barro & Sala-i-Martin (2003) afirmam:

“The neoclassical model does predict that each economy converges to its own steady state and that speed of this convergence relates inversely to the distance from the steady state ” (Barro & Sala-i-Martin, 2003, p.48).

Tendo analisado o modelo padrão de Solow, podem-se tirar algumas proposições de política a fim de elevar as taxas de crescimento das economias (ainda que temporariamente). Elevação da taxa de poupança, do nível da tecnologia e redução do crescimento populacional seriam intervenções óbvias. Entretanto, tais recomendações não param por aí, tendo em vista

³ Considerando um grupo de regiões (ou países) que são estruturalmente similares (tenham parâmetros idênticos: taxa de poupança, crescimento populacional, depreciação e a mesma função de produção), elas terão os mesmos valores de estado estacionário para o capital (k) e produto *per capita* (y). Sendo que a única diferença entre as regiões é a quantidade inicial de capital *per capita*, o modelo então sugere que economias menos avançadas – com menores valores de k e y – têm maiores taxas de crescimento de k e y .

que esse modelo foi “ampliado” propiciando outras formas de atuação para alavancar o crescimento econômico. Mankiw, Romer e Weil (1992) propuseram um modelo de Solow “ampliado” pela inclusão de uma variável que representa a acumulação de capital humano⁴. Assim, a variável capital, presente no modelo original, poderia ser desmembrada em duas: capital físico e capital humano. Reconhece-se então, que a mão-de-obra de diferentes regiões tem diferentes níveis de instrução e qualificação. A inclusão dessa variável no modelo eleva o grau de explicação dos diferenciais de renda *per capita* entre os países de 59% para 78% no período de 1960-1985. Portanto, mais uma proposição de política é considerada. Uma elevação da escolaridade da população pode elevar (transitoriamente) as taxas de crescimento da renda *per capita* e (permanentemente) o nível da renda *per capita*.

Outra maneira de ampliar o modelo de Solow é analisar a relação entre o estado de saúde⁵ médio da economia e o estoque de capital humano. Essa é a forma mais tradicional de se incorporar o estado de saúde em modelos de crescimento⁶. Assim, o estado de saúde é considerado parte do estoque de capital humano, alterando diretamente a capacidade produtiva dos indivíduos. Conclui-se que regiões com maiores níveis de saúde teriam maiores taxas de crescimento da renda *per capita* na transição e maiores níveis de renda *per capita* permanentemente.

Um último ponto que abordaremos, em relação ao modelo de Solow, é o modelo com migração⁷ (Barro & Sala-i-Martin, cap.9, 2003). A migração de pessoas é um dos mecanismos para alterações na população e na oferta de trabalho. A diferença entre a mobilidade de capital e a de trabalho, é que enquanto o capital tende a fluir de regiões com baixas taxas de retorno para aquelas com altas taxas de retorno, os trabalhadores tendem a sair de regiões com baixos salários (ou outras características desfavoráveis) para lugares onde o salário é alto (ou onde há outros elementos favoráveis). Sabemos que a mobilidade do capital acelera o processo de convergência das economias em direção ao seu estado estacionário. Concluiremos, também, que a mobilidade da mão-de-obra atua na mesma direção. Primeiro, é importante ressaltar que a migração difere em alguns aspectos de mudanças no crescimento natural da população, isto é, a diferença entre nascimentos e óbitos. Visto que, no caso da migração, ganhos de população para a economia de destino representam perdas para a economia de onde saiu essa

⁴ No artigo, os autores usam como *proxy* para capital humano a percentagem da população economicamente ativa matriculada no ensino secundário.

⁵ Geralmente, como *proxy* para o estado de saúde, usa-se nos trabalhos empíricos, taxa de mortalidade infantil e expectativa de vida.

⁶ Ver, por exemplo, Bloom *et alli* (2001).

⁷ O modelo apenas postula uma forma funcional para a função de migração.

população e, diferentemente de indivíduos recém-nascidos, os migrantes podem ter capital humano acumulado.

Podemos, então, analisar o modelo da seguinte forma: se estivermos pensando no caso brasileiro (migração nordeste-sudeste, por exemplo), pessoas que migram do nordeste para o sudeste, levam consigo menos capital humano do que encontram no lugar de destino⁸. Assim, um aumento na quantidade de migrantes para o sudeste faz com que o estado estacionário do capital *per capita* dessa região seja menor. Isso representa taxa de crescimento do capital *per capita* negativa, *ceteris paribus*, e, por conseguinte, taxa de crescimento do produto *per capita* também negativa. Por sua vez, está ocorrendo uma emigração de pessoas menos qualificadas do nordeste, ocasionando uma elevação do capital por trabalhador e da renda *per capita* de equilíbrio, e um aumento na taxa de crescimento de transição do produto *per capita* da região. Logo, podemos ver que processo de convergência das rendas *per capita* se acelera com a inclusão de migração no modelo de Solow.

Como visto, o modelo de Solow não explica a taxa de crescimento do progresso tecnológico, por isso é chamado de modelo de crescimento exógeno. Mas a partir da década de 80, iniciam-se os estudos para dar uma explicação teórica para o crescimento de longo prazo do progresso tecnológico, e, por conseguinte, da taxa de crescimento de longo prazo do produto *per capita*. Tais modelos são chamados de modelos de crescimento endógeno e fazem parte do *hall* das novas teorias do crescimento econômico.

Os artigos seminais que endogenizam o progresso tecnológico foram os de Romer (1986), Lucas (1988) e Romer (1990). Na análise de Romer (1986), os retornos decrescentes para o capital são cessados assumindo-se que a criação de conhecimento é um produto do investimento, ou seja, um aumento no estoque de capital da firma leva a um igual aumento no estoque de conhecimento. O modelo baseia-se no fato que o conhecimento de cada firma é um bem público, podendo outras firmas ter acesso a um custo zero (o conhecimento transborda, *spillover*, por toda a economia). Assim, uma firma que aumenta seu capital físico aprende simultaneamente como produzir mais eficientemente. Esse efeito positivo na produtividade é chamado de aprender-fazendo (*learning-by-doing*) ou, nesse caso, *learning-by-investing*. É nesse sentido que o capital continua apresentando retornos decrescentes, mas esses são totalmente compensados pela maior produtividade que decorre do avanço tecnológico da economia.

⁸ Podemos verificar isso analisando os anos de escolaridade das pessoas que vivem na região nordeste e aquelas que vivem na região sudeste. Ver no anexo 2 os gráficos das *proxies* para capital humano.

Já o modelo de Lucas (1988) acrescenta capital humano ao modelo de crescimento neoclássico (Solow), mas de forma distinta de Mankiw, Romer & Weil (1992). Por capital humano, ele quer dizer nível de qualificação dos trabalhadores. A teoria do capital humano trabalha com o fato que um indivíduo aloca seu tempo em várias atividades no período corrente que afeta sua produtividade no período futuro. No modelo de Lucas, uma política que conduz a um aumento permanente no tempo que as pessoas despendem obtendo qualificações gera um aumento permanente no crescimento do produto por trabalhador. Quando o indivíduo aumenta sua qualificação, há a geração de externalidades para a economia, cujos efeitos sobre a produtividade novamente compensam o declínio da produtividade do capital oriundo dos rendimentos decrescentes. Uma conclusão desse modelo é que uma economia com baixos níveis de capital humano e capital físico ficará permanentemente abaixo de uma economia inicialmente mais bem dotada.

Em outro modelo de Romer (1990), o progresso tecnológico é movido pela pesquisa e desenvolvimento (P&D) nos países avançados. A função de produção no modelo de Romer descreve como o estoque de capital e o trabalho se combinam para gerar o produto usando o estoque de idéias. Assim, quando admitimos que as idéias também são um insumo da produção, a função apresenta retornos crescentes. Logo, o desenvolvimento da tecnologia depende das atividades de pesquisa que visam a remuneração do pesquisador pelo seu esforço, inclusive conferindo-lhe um poder monopolista durante um determinado período sobre o fruto de sua inovação. Havendo sempre a possibilidade de novas inovações, a taxa de crescimento pode manter-se para sempre.

Analisando os três modelos descritos acima podemos notar que há duas maneiras básicas de tratar os retornos crescentes à escala que são exigidos caso se deseje tornar endógena a acumulação do conhecimento (progresso tecnológico): concorrência imperfeita ou externalidade. Pode-se abandonar a hipótese da concorrência perfeita e modelar a acumulação de conhecimento como resultado de esforços intencionais de pesquisadores que buscam novas idéias [Romer (1990)]. Aqui a fonte do crescimento é diretamente o progresso tecnológico. Ou, pode-se manter a concorrência perfeita e supor que a acumulação de conhecimento é um subproduto acidental, tal como a acumulação de capital [Romer (1986) e Lucas (1988)]. Nesse caso, o crescimento volta a ser fruto do investimento na economia.

Outros modelos endógenos dizem respeito aos efeitos da política fiscal, infra-estrutura e desigualdade de renda sobre o crescimento econômico⁹. Na literatura de crescimento

⁹ Dentre a vasta gama de modelos endógenos, selecionamos estes por terem uma contrapartida no nosso trabalho econométrico.

endógeno existem dois enfoques para se tratar de tais relações. Um primeiro enfoque considera a política fiscal como determinada exogenamente. Rebelo (1991) estuda o efeito de longo prazo sobre o crescimento provocado pela introdução de um imposto proporcional sobre a renda. Formula um modelo que estabelece uma relação de longo prazo linear e negativa entre política tributária e crescimento, uma vez que a taxaço reduz o retorno do investimento e a renda dos fatores. Nesse modelo, a função de produção é linear no seu único fator, que pode ser definido como uma combinação de capital físico e humano. Sendo que a presença de retornos constantes de escala na acumulação desse fator é o mecanismo capaz de gerar o crescimento de forma endógena. Já Barro (1990) construiu um modelo onde os gastos do governo financiados por taxaço entram na função de produção da economia. Assim, de forma análoga ao modelo anterior, o crescimento é gerado endogenamente através da presença de retornos constantes de escala na acumulação conjunta de capital e gastos do governo, fatores produtivos na função de produção. O autor introduz capital público financiado via taxaço sobre a renda derivando uma relação não-linear entre política fiscal e crescimento. O efeito negativo da taxaço sobre a renda dos fatores seria compensado por um efeito positivo de gastos públicos em infra-estrutura – financiados pela receita tributária – sobre os mesmos fatores, gerando a não-linearidade da relação.

Um segundo enfoque deriva endogenamente no modelo a política fiscal a ser implementada pelo governo. O grau de concentração de renda é um fator determinante para escolha dessa política. Alesina e Rodrick (1994) constroem um modelo de crescimento e política fiscal endógenos onde a carga tributária é escolhida através do voto direto pelos indivíduos. A política fiscal adotada pelo governo é formalizada a partir do teorema do eleitor mediano. Esse teorema estabelece que, em democracias, quando se escolhe por voto majoritário uma única questão, a opção escolhida pela sociedade será a opção mediana, ou seja, a opção capaz de maximizar a utilidade do eleitor mediano. Assim, quanto mais pobre em capital for o eleitor mediano, maior será a alíquota resultante. Logo, quando mais concentrada for a distribuição de renda, mais elevada a carga tributária escolhida democraticamente, já que essa incidiria majoritariamente sobre o capital. Distribuição de renda e crescimento apresentam, conseqüentemente, uma relação de longo prazo linear e negativa.

Um campo da economia que desde o início dos anos 90 tem acrescentado elementos à discussão do crescimento econômico e feito vários estudos teóricos e empíricos sobre as estruturas regionais e urbanas é a Nova Geografia Econômica (NGE).

Um resultado de tais estudos seria que regiões aglomeradas tendem a ter maiores taxas de crescimento econômico¹⁰. Os autores dessa área têm desenvolvido a teoria regional e urbana a partir da literatura teórica tradicional: o modelo de von Thünen (1826) de uso da terra, a idéia de economias externas de Alfred Marshall (1920) e a teoria da área central desenvolvida por Christaller (1933) e Lösch (1940).

Entretanto, a literatura da NGE argumenta que a economia urbana e regional tradicional apresenta algumas limitações. Apesar dos economistas regionais e urbanos possuírem algumas histórias plausíveis sobre aglomeração, elas são, *grosso modo*, de caráter *ad hoc* a seus modelos. Assim, a NGE tenta dar uma fundamentação microeconômica para a organização da produção no espaço, adicionando os avanços teóricos advindos da organização industrial, da nova teoria do comércio internacional e da nova teoria do crescimento econômico (Fujita *et alli*, 1999).

As soluções dos modelos da NEG dependem do equilíbrio entre as forças centrípetas, forças essas que tendem a promover a concentração espacial da atividade econômica, e forças centrífugas, que se opõe a tal concentração. Resumidamente, podemos dizer que os efeitos mercado local (a oferta extra de mão-de-obra aumenta a demanda local e permite a entrada de novas firmas e um aumento da variedade ofertada, por exemplo) e índice de preços (quanto maior a variedade de produtos produzidos em determinado local, menos se necessita importar. Logo, o custo de vida é menor) representam as forças centrípetas que são responsáveis pelo elevado salário real nas regiões industrializadas. A força centrífuga que bloqueia a concentração espacial é a população espacialmente fixa, ou seja, a agricultura (mercados periféricos), e a competição entre os trabalhadores.

Segundo a NGE, a existência de regiões centrais e periféricas é oriunda do nível dos custos de transporte ao interagirem com a extensão do mercado (processo migratório) ou com as economias externas (P&D e encadeamentos para frente e para trás no setor industrial). A teoria prediz uma forma de U para os custos de transporte. Custos intermediários de transporte beneficiam as regiões mais ricas, pois seria vantajoso para as firmas de bens finais aumentarem a produção, aproveitando, assim, as economias externas de escala. Logo, a região atrairia migrantes e firmas produtoras de bens intermediários, tendo em vista sua maior renda

¹⁰ O foco dos modelos da NGE é, essencialmente, em estruturas estáticas, isto é, modelos onde a taxa de crescimento econômico de longo prazo é, por hipótese, zero. Em Fujita & Thisse (cap. 11, 2002) mostra-se um modelo onde é feito o elo entre crescimento econômico de longo prazo e aglomeração. A análise confirma a idéia que aglomeração e crescimento se reforçam.

e seu maior mercado¹¹. Custos de transporte mais baixos (ou muito alto) beneficiariam as regiões mais pobres (Fujita *et alli*, 1999).

Em suma, uma das principais contribuições da NGE é mostrar como as interações entre os retornos crescentes no nível da empresa individual, os custos de transporte e a mobilidade de fatores podem fazer a estrutura espacial econômica surgir e se modificar (Fujita *et.alli*. 1999).

Portanto, é com base nessa variedade de modelos que os pesquisadores fazem seus trabalhos empíricos. Na próxima subseção, veremos o que os trabalhos empíricos dizem a respeito das variações do PIB *per capita* dos estados brasileiros.

2.2. Revisão da Literatura Empírica

Como dito na introdução deste estudo, na década de 90, houve uma diversidade de artigos que buscavam mostrar quais os fatores que determinavam as diferenças de taxas de crescimento *per capita* entre países ou regiões. Entre alguns estudos, podemos citar Barro (1991), Barro (1996) e Hall & Jones (1996). Todos esses estudos, com base em uma *cross-section* de cerca de 100 países, identificaram um número grande de variáveis que são correlacionados com as taxas de crescimento econômico ou com o nível da renda. A metodologia básica consiste em fazer regressões em *cross-section* na forma:

$$\Delta y = \alpha + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_n x_n + \varepsilon, \quad (1)$$

onde Δy é o vetor das taxas de crescimento econômico e x_1, x_2, \dots, x_n são os vetores das variáveis explicativas, os quais variam entre pesquisadores e entre os artigos. É bom observar que na literatura pode-se encontrar mais de 60 variáveis que foram significativamente correlacionadas com as taxas crescimento *per capita* entre os países (Sala-i-Martin, 1997).

A partir da década de 90, pesquisas usando a metodologia acima começaram a ser desenvolvida para estudar o crescimento econômico dos estados brasileiros. Segundo Ferreira & Diniz (1994), a partir de meados da década de 50, começou a ganhar importância, no âmbito dos estudos sobre tendências espaciais ou regionais do desenvolvimento econômico, o debate sobre a relação entre etapas do desenvolvimento e a tendência divergente ou convergente das rendas absoluta e *per capita* de diferentes regiões. No caso brasileiro, como

¹¹ Aqui percebemos que a migração afeta positivamente o crescimento econômico, tendo em vista que, uma maior quantidade de trabalhadores implica um maior mercado consumidor, atraindo mais firmas e reduzindo seus custos. Esta predição é a oposta do modelo de Solow com migração discutido anteriormente. Naquele modelo, a migração para regiões mais ricas diminuiria a taxa de crescimento econômico daquelas regiões. Logo, a relação entre crescimento e migração teria sinal negativo.

se encontra analisado em uma ampla literatura, o crescimento econômico, desde meados dos séculos XIX e até recentemente, se fez acompanhar de uma grande concentração das atividades produtivas em um número restrito de estados e regiões, especialmente no Rio de Janeiro e em São Paulo. Embora esse processo tenha provocado uma forte corrente migratória das regiões de ocupação antiga e de menor dinamismo, vale dizer, do Nordeste brasileiro e de Minas Gerais, para as regiões dinâmicas, o movimento migratório não foi suficiente para compensar as diferenças nas taxas de crescimento econômico, gerando um processo de divergência inter-estadual e inter-regional das rendas absolutas e *per capita* e uma marcante desigualdade regional no Brasil. Na década de setenta e primeira metade da década de oitenta, no entanto, observou-se uma significativa alteração no padrão regional brasileiro, com a unificação do mercado nacional, uma relativa desconcentração geográfica da produção e um melhor desempenho relativo das regiões com menor nível de renda (Ferreira & Diniz, 1994). Como consequência, ocorreu uma inversão da tendência histórica de divergência inter-estadual e inter-regional das rendas *per capita*. É nesse contexto, que os autores apresentam os indicadores quantitativos da evolução da distribuição inter-estadual e inter-regional da renda no Brasil nesse último período, bem como as principais explicações para esta inversão de tendência. Analisando o período 1970-85, os autores mostram uma tendência à convergência sigma¹². Segundo eles, tal convergência decorreu de um conjunto de fatores relacionados com a ação da política econômica e com a lógica econômica da competição e localização. Entre esses, cabe ressaltar (Ferreira & Diniz, 1994): o desenvolvimento e a ampliação da infra-estrutura básica; o movimento das fronteiras agrícola e mineral; a ação direta do Estado em termos de investimentos e concessão de subsídios e incentivos fiscais; a crise econômica e política do Rio de Janeiro; a reversão da polarização industrial da área metropolitana de São Paulo; e os movimentos migratórios e as alterações na distribuição regional da população. Por fim a análise desenvolvida pelos autores do impacto regional das mudanças estruturais que vêm ocorrendo na economia brasileira sugere uma tendência à continuação da convergência entre as rendas *per capita* estaduais.

Ferreira & Ellery Jr. (1996), analisando o período de 1970-90, salientaram a existência de um processo de convergência sigma entre o PIB *per capita* dos diversos estados brasileiros. Observaram também a ocorrência de convergência beta, ou seja, estados mais pobres cresceram mais rapidamente do que os mais ricos.

¹² A redução da dispersão das rendas *per capita* é conhecida na literatura como convergência sigma (Barro & Sala-i-Martin, 1995).

Azzoni (1994), na análise das desigualdades regionais de renda no Brasil, utilizando os dados de 1939 até 1990, calcula indicadores de desigualdade, mostrando sua evolução no tempo e comparando o crescimento da renda *per capita* com os níveis iniciais de renda per capita de estados e regiões. Iniciando-se pela convergência beta, os resultados não permitem concluir pela existência da convergência absoluta de rendas *per capita* entre as regiões brasileiras, embora a rejeição desta idéia tenha ocorrido por decisão situada próximo do limite estatístico de rejeição e aceitação (significância ao nível de 8%). Quanto à convergência sigma, observa-se uma oscilação ao longo do tempo no indicador geral de desigualdades de renda *per capita* entre as regiões no país. Após 1970, as indicações são de diminuição na desigualdade, mas períodos como esses já ocorreram no passado no país, havendo reversão posterior. Sendo assim, é temerário, segundo o autor, aceitar os resultados presentes como indicadores da tendência futura.

Em outro estudo do caso dos estados brasileiros, Ferreira (1995) tenta esclarecer como as variáveis sugeridas pela literatura de crescimento econômico se relacionariam com os níveis de renda *per capita* estaduais. Utilizando os dados de 1980, a renda *per capita* dos estados foi regredida contra as variáveis: taxa estadual de fecundidade, escolaridade da população estadual, parcela da população estadual residente em grandes áreas urbanas, densidade rodoviária, participação da renda do setor agrícola no total da renda interna estadual e participação da renda do setor industrial no total da renda interna estadual. A fim de captar a influência de fatores regionais específicos, foram ainda incluídas *dummies* regionais na regressão. A equação estimada explicou 88% da variação observada na variável dependente. A hipótese de que todos os coeficientes são, em conjunto, iguais a zero é rejeitada pelo teste F, ao nível de significância de 1%. Apenas duas variáveis explicativas apresentam coeficientes não significativos estatisticamente: a variável *proxy* para as economias de aglomeração – urbanização (percentagem da população do estado residente em áreas metropolitanas, aglomerações urbanas ou municípios de mais de 100 mil habitantes) – e a variável *dummy* relativa à região Centro-Oeste. Todas as demais variáveis explicativas apresentaram coeficientes com os sinais esperados e significativamente diferentes de zero, ao nível de significância de 10% ou melhor.

O estudo feito por Llédó & Ferreira (1997) investigou as relações de longo prazo existente entre crescimento econômico, distribuição de renda e política fiscal, obtidas a partir de modelos de crescimento endógeno. Fazendo uma análise *cross-section* para os estados brasileiros entre 1970 e 1990, obteve-se uma relação de longo prazo não-linear em forma de U-invertido entre carga tributária global incidente em cada estado e o crescimento da renda

per capita. A relação linear entre taxação e crescimento não foi aceita. Também, o grau de concentração de renda estadual não apresentou um efeito de longo prazo significativo sobre o crescimento.

Azzoni, Menezes, Menezes Filho & Silveira Neto (2000) utilizam os dados das PNADs entre 1981 a 1996, sendo considerados apenas 19 estados brasileiros devido às limitações de dados. Em todas as especificações, exceto em uma, o coeficiente da renda defasada é negativo e significativo, revelando que os estados com menores níveis de renda inicial tendem a apresentar um crescimento mais rápido da renda. Entretanto, o que se verifica é convergência beta condicional, isto é, cada estado converge para sua própria situação de estado estacionário, visto que, as diferentes provisões dos estados para educação, infraestrutura e variáveis geográficas impedem a equalização dos níveis de renda entre os estados. Os principais resultados revelam que as variáveis geográficas (clima, latitude, índice pluviométrico) são importantes para a explicação das diferenças nos níveis e no crescimento de renda dos estados brasileiros. Também, variáveis de capital humano (nível de escolaridade do chefe da família), bem como de infra-estrutura (esgoto, abastecimento de água, coleta de lixo), mortalidade infantil e densidade populacional aparecem de modo geral como significativas.

Bleaney & Figueirêdo (2002) fazem uma estimação (em painel de tempo fixo) das taxas de crescimento da renda total, da população e da taxa de crescimento da renda *per capita* para os estados brasileiros, no período de 1950 até 1995. Os autores testaram se as idéias da Nova Geografia Econômica (NGE) ajudam a explicar as desigualdades regionais no Brasil. Encontraram que os determinantes do crescimento da renda *per capita* foram: nível da renda no início do período (convergência beta), participação da indústria e do setor serviços na renda do estado (*proxies* para economias de escala) e custos de transporte.

Figueirêdo, Noronha & Viegas (2003) fizeram um estudo sobre os impactos da saúde sobre o crescimento durante os anos 1990. Concluíram que os fatores que afetaram positivamente o crescimento do produto dos estados brasileiros foram: o maior nível de escolaridade, menor mortalidade infantil, maior densidade demográfica, proximidade a grandes mercados, maior uso de energia elétrica e maior participação da indústria no PIB.

Após essa resenha de alguns trabalhos empíricos sobre os determinantes do crescimento dos estados brasileiros, temos uma grande diversidade de possíveis variáveis que podem estar afetando o crescimento da renda absoluta e renda *per capita* dos estados. Entretanto, como dito anteriormente, um problema enfrentado por aqueles que fazem trabalhos empíricos sobre o crescimento, é que muitas vezes, verifica-se, na equação (1), que

a variável x_1 é significativa quando as variáveis x_2 e x_3 estão incluídas no modelo, entretanto ela torna-se insignificante quando x_4 é incluída. Como não se sabe *a priori* as variáveis realmente importantes a serem incluídas no modelo, é difícil determinar quais as variáveis são correlacionadas, de forma robusta, com o crescimento.

Assim, apesar de existirem trabalhos que buscam entender os fatores que influenciam as taxas de crescimento da renda *per capita* dos estados brasileiros, nenhum deles faz testes para verificar se as variáveis explicativas encontradas são estatisticamente robustas, ou seja, são realmente importantes para explicar as variações nas taxas de crescimento da renda *per capita*.

Portanto, a sugestão, pela literatura empírica brasileira, de uma gama de variáveis para a explicação das taxas de crescimento estaduais, juntamente com a existência de testes de robustez, torna nosso trabalho pertinente. Logo, o estudo proposto tentou clarificar a questão de quais variáveis são “robustas” na determinação das taxas de crescimento da renda *per capita* dos estados brasileiros.

3. METODOLOGIA

Investigamos os determinantes das taxas de crescimento do PIB *per capita* dos estados brasileiros. O objetivo foi determinar dentre um gama de possíveis variáveis aquelas que realmente influenciaram as taxas de crescimento dos estados brasileiros no período de 1960 a 2000. Para tentar resolver essa questão, fizemos dois tipos de testes nas variáveis que buscam explicar os diferenciais nas taxas de crescimento do PIB *per capita* dos estados brasileiros. A metodologia do primeiro teste, que será discutido na seção 3.3, é proposta por Levine & Renelt (1992), que usaram o chamado *Extreme Bounds Analysis* (EBA) para identificar variáveis “robustas” relacionadas com o crescimento econômico. Um segundo teste foi proposto por Sala-i-Martin (1997). O autor critica a severidade do teste feito por Levine & Renelt (1992), e argumenta que ao invés de se analisar os extremos das estimativas de uma variável específica, é necessário fazer a análise de toda a distribuição da variável explicativa, calculando-se, assim, a média dos coeficientes e dos desvios-padrão. Esse teste será discutido na seção 3.4.

3.1. O Modelo Básico

A metodologia básica consistiu em fazer regressões em painel de tempo fixo (tendo em vista que controlamos a especificação por variáveis de tempo) na forma:

$$y_{it} = \alpha_0 + \gamma_1 + \gamma_2 + \dots + \gamma_{t-1} + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \dots + \beta_n x_{nit} + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

onde y é o vetor das taxas de crescimento do PIB *per capita* de cada estado brasileiro em cada período (o subscrito i se refere a unidade federativa e t ao ano), $\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_t$ são os vetores das variáveis *dummies* de tempo (começando na década 1960, e com periodicidade de 10 em 10 anos, até a década de 1990) e $x_{1it}, x_{2it}, \dots, x_{nit}$ são os vetores das variáveis explicativas. Na forma matricial podemos escrever o modelo desta maneira:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{D}\boldsymbol{\gamma} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (3)$$

Esse modelo é chamado de modelo de mínimos quadrados de variável *dummy* (MQVD), embora a parte do nome “mínimos quadrados” refere-se à técnica geralmente usada para a estimação, e não ao modelo propriamente dito (Greene, 2003). Esse modelo é o modelo de regressão clássico, portanto, as suas propriedades e resultados continuam valendo. No caso deste trabalho, a variável *dummy* incluída foi o tempo. É importante observar que se devem incluir $t-1$ variáveis *dummies*. Assim, um dos efeitos de tempo deve se retirado para evitar perfeita colinearidade – quando os efeitos de tempo somam um. Ao se incluir variáveis

dummies como proposto (três colunas de 1's para as décadas de 70, 80 e 90), essas *dummies* vão captar os efeitos marginais de cada década em relação à década de 1960. Visto que a década de 60 não tem uma *dummy* específica, o efeito para essa década será captado pelo termo constante.

É importante salientar que o uso de dados em painel em estudos de crescimento econômico, permite-nos fazer um controle para a omissão de variáveis que estão presentes ao longo do tempo. Segundo observa Temple (1999), a princípio, se estivéssemos usando dados em *cross-section*, para um modelo de crescimento estar completo, o nível da tecnologia deveria ser incluído nas regressões. Entretanto, essa variável não pode ser observável e tem que ser omitida. Existindo um problema de omissão de variável (no caso, nível da tecnologia), os outros parâmetros estimados são viesados se um ou mais regressores são correlacionados com o nível da tecnologia¹³. Na prática, regiões (ou países) que são relativamente menos eficientes, provavelmente têm níveis de renda menores, e assim podemos facilmente pensar em outras correlações com variáveis explicativas. Em resumo, Temple (1999) afirma:

“In the absence of a suitable proxy for the level of technology, the only way to obtain consistent estimates of conditional convergence regression is to use panel data methods. Since initial efficiency is an omitted variable that is constant over time, it can be treated as a fixed effect, and the time dimension of a panel used to eliminate its influence” (Temple, p. 123, 1999)

Assim, utilizando um modelo econométrico em painel de tempo fixo, o estudo consistiu em testar a “robustez” das variáveis explicativas implementando duas abordagens: *Extreme Bounds Analysis* (EBA) e o teste da distribuição inteira das variáveis explicativas. Antes de comentar a metodologia de cada teste, vamos determinar nossa amostra e descrever a base de dados.

3.2. Dados

A amostra consistiu em 18 estados do Brasil (são excluídos os estados do norte e o Distrito Federal e agrega-se Mato Grosso com Mato Grosso do Sul e Goiás com Tocantins, devido à inexistência de dados ou precariedade dos mesmos), para os períodos de 1960/70,

¹³ Em um modelo geral do tipo $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + e_i$, a omissão da variável explicativa relevante, X_2 , para explicar a variável dependente, Y_i , torna a estimativa dos coeficientes β_0 e β_1 tendenciosa e inconsistente, se somente se, a variável omitida X_2 , for correlacionada com a variável incluída X_1 .

70/80, 80/90 e 90/2000¹⁴. Na Tabela 1 são apresentadas as variáveis dependente e explicativas, bem como a fonte de dados, sua descrição, o sinal do coeficiente previsto pela teoria e o referencial teórico e/ou empírico¹⁵ em que nos baseamos para incluí-la no modelo econométrico.

TABELA 1
Descrição das variáveis

Código	Variável	Fonte dos dados	Descrição	Sinal esperado	Referencial teórico (T) e empírico (E)
Variável dependente	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i>	IPEADATA	Produto Interno Bruto (PIB) a preços constantes de 2000. Taxas anuais médias de crescimento para os períodos 60/70, 70/80, 80/90 e 90/2000.		
X1, X2 e X3	<i>Dummies</i> de tempo		<i>Dummies</i> de tempo para as décadas de 70, 80 e 90 respectivamente. X1 é um vetor de com 1's para a década de 70, X2 é um vetor de com 1's para a década de 80 e X3 é um vetor de com 1's para a década de 90.		
X4	Ln (PIB <i>per capita</i>)	IPEADATA	Logaritmo neperiano do PIB a preços constantes. Unidade: R\$ de 2000(mil). PIB no início do período (1960, 1970, 1980 e 1990).	-	T: (Solow, 1956) E: (Azzoni, 1994), (Ferreira & Ellery Jr, 1996), (Azzoni <i>et alli</i> , 2000)
X5	Taxa de crescimento da população	IPEADATA	Taxas anuais médias de crescimento para os períodos 60/70, 70/80, 80/90 e 90/2000.	-	T: (Solow, 1956) E: (Bleaney & Figueirêdo, 2002)
X6	Participação do setor industrial no PIB	IPEADATA	Parcela do PIB industrial estadual em relação ao PIB total de cada Estado. PIB no início do período (1960, 1970, 1980 e 1990).	+	T: (NGE, 1999) E: (Ferreira, 1995), (Llédo & Cavalcanti, 1997), (Figueirêdo <i>et alli</i> , 2003)
X7	Participação do setor agropecuário no PIB	IPEADATA	Parcela do PIB agropecuário estadual em relação ao PIB total de cada Estado. PIB no início do período (1960, 1970, 1980 e 1990).	-	T: (NGE, 1999) E: (Ferreira 1995)
X8	Participação do setor de comércio no PIB	IPEADATA	Parcela do PIB do setor de comércio em relação ao PIB total de cada Estado. PIB no início do período (1960, 1970, 1980 e 1990).	+	T: (NGE, 1999)
X9	Participação do setor de serviços no PIB	IPEADATA	Parcela do PIB do setor de serviços estadual em relação ao PIB total de cada Estado. PIB no início do período (1960, 1970, 1980 e 1990).	+	T: (NGE, 1999) E: (Bleaney & Figueirêdo, 2002)
X10	Densidade populacional (<i>Proxy</i> para efeitos de congestão)	IPEADATA	Densidade populacional = pop. total de cada estado/área total do estado. Densidade populacional no início do período (1960, 1970, 1980 e 1990).	-	T: (NGE, 1999) E: (Figueirêdo <i>et alli</i> , 2003), (Azzoni <i>et alli</i> , 2000)
X11	Taxa de urbanização (<i>Proxy</i> para economias de aglomeração)	IPEADATA	Taxa de urbanização = pop. urbana estadual/pop. total estadual. Taxa de urbanização no início do período (1960, 1970, 1980 e 1990).	+	T: (NGE, 1999) E: (Ferreira 1995)
X12	<i>Proxy</i> 1 para capital humano	Anuário Estatístico do Brasil (AEB)	Taxa de matrícula no ensino primário (número total de matrículas dividido pela população total) no início do período. Para o ano de 1960 o cálculo foi feito por extrapolação.	+	T: (Lucas, 1988), ("Solow amplido", MRW, 1992) E: (Ferreira, 1995), (Azzoni <i>et alli</i> , 2000)

¹⁴ Sendo os dados decenais, a mostra contou com 72 observações.

¹⁵ Vale ressaltar que, as variáveis citadas não foram necessariamente significativas nos trabalhos relacionados na coluna de referencial empírico (E), apenas foram incluídas nos modelos estimados por cada autor.

X13	Proxy 2 para capital humano	AEB	Taxa de matrícula no ensino secundário (número total de matrículas dividido pela população total) no início do período. Para o ano de 1960 o cálculo foi feito por extrapolação.	+	T: (Lucas, 1988), ("Solow amplido", MRW, 1992) E: (Ferreira, 1995), (Azzoni <i>et alli</i> , 2000)
X14	Proxy 3 para capital humano	IPEADATA	Número médio de anos de estudo das pessoas de 25 ou + anos de idade, no início do período (1960, 1970, 1980 e 1990). Unidade: Ano. Comentário: Razão entre o somatório do número de anos de estudo completos das pessoas nessa faixa etária e o total dessas pessoas. Obs. do autor: 1960 foi calculado através de extrapolação.	+	T: (Lucas, 1988), ("Solow amplido", MRW, 1992) E: (Ferreira, 1995), (Azzoni <i>et alli</i> , 2000)
X15	Proxy 1 para benefício de transporte (Densidade rodoviária)	AEB	Densidade rodoviária = extensão das estradas dentro do estado dividido por unidade da área daquele estado(x1000), no início do período (1960, 1970, 1980 e 1990).	+	T: (NGE, 1999) E: (Ferreira 1995)
X16	Proxy 2 para benefício de transporte	AEB	Inverso da média ponderada das distâncias entre as capitais dos estados, sendo que o peso é o produto da região de destino com relação ao produto brasileiro no período [início do período (1960, 1970, 1980 e 1990)].	+	T: (NGE, 1999) E: (Bleaney & Figueirêdo, 2002)
X17	Taxa de mortalidade infantil (Proxy1 para o estado de saúde)	IPEADATA	Número de crianças que não irão sobreviver ao primeiro ano de vida em cada mil crianças nascidas vivas [início do período (1960, 1970, 1980 e 1990)]. Unidade: P/1000 nascidos vivos. Para o ano de 1960 o cálculo foi feito por extrapolação.	-	T: (Bloom <i>et alli</i> , 2001) E: (Figueiredo <i>et alli</i> , 2003), (Azzoni <i>et alli</i> , 2000)
X18	Taxa de fecundidade	IPEADATA	Número médio de filhos que uma mulher teria ao terminar o período reprodutivo. Para os anos de 1960, 1970 e 1980 o cálculo foi feito por extrapolação.	-	T: (Solow, 1956) E: (Figueirêdo <i>et alli</i> , 2003), (Ferreira 1995)
X19	Expectativa de vida (Proxy2 para o estado de saúde)	IPEADATA	Número de anos de vida que uma pessoa nascida hoje esperaria viver, se todas as taxas de mortalidade por idade se mantivessem idênticas ao que são hoje. Dado para o início das décadas (1960, 1970, 1980 e 1990). Para o ano de 1960 o cálculo foi feito por extrapolação.	+	T: (Bloom <i>et alli</i> , 2001) E: (Azzoni <i>et alli</i> , 2000)
X20	Temperatura	AEB	Temperaturas (°C) médias das capitais para os períodos 60/70, 70/80, 80/90 e 90/2000.	?*	E: (Azzoni <i>et alli</i> , 2000)
X21	Latitude	AEB	Foi informado o grau (x°) da latitude das capitais de cada estado.	?*	E: (Azzoni <i>et alli</i> , 2000)
X22	Índice pluviométrico	AEB	Altura total (mm) (soma dos doze meses) média (das capitais) para os períodos 60/70, 70/80, 80/90 e 90/2000.	?*	E: (Azzoni <i>et alli</i> , 2000)
X23	Consumo de energia elétrica (Proxy para estoque de capital físico)	AEB	Consumo de energia elétrica (GWh) estadual no início de cada década (1960, 1970, 1980 e 1990).	+	T: (Solow, 1956) E: (Figueiredo <i>et alli</i> , 2003)
X24	Proxy1 para infraestrutura (Esgoto)	IPEADATA	Porcentagem de domicílios com instalações sanitárias rede geral. Dado para o início das décadas (1960, 1970, 1980 e 1991).	+	T: (Barro, 1990) E: (Azzoni <i>et alli</i> , 2000)
X25	Proxy2 para infraestrutura (Abastecimento de água)	IPEADATA	Porcentagem de domicílios com água canalizada rede geral. Dado para o início das décadas (1960, 1970, 1980 e 1991).	+	T: (Barro, 1990) E: (Azzoni <i>et alli</i> , 2000)
X26	Proxy3 para infraestrutura (Iluminação elétrica)	IPEADATA	Porcentagem de domicílios com iluminação elétrica. Dado para o início das décadas (1960, 1970, 1980 e 1991).	+	T: (Barro, 1990)
X27	Proxy para desigualdade na distribuição de renda (Índice L de Theil)	IPEADATA	Índice L de Theil. Comentário: Mede a desigualdade na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar <i>per capita</i> . É o logaritmo da razão entre as médias aritmética e geométrica das rendas individuais, sendo nulo quando não existir desigualdade de renda entre os indivíduos e tendente ao infinito quando a desigualdade tender ao máximo. Para seu cálculo, excluem-se do universo os indivíduos com renda domiciliar <i>per capita</i> nula. Dado para o início das décadas (1970, 1980 e 1991).	-	T: (Alesina & Rodrick, 1994) E: (Llédó & Cavalcanti, 1997)

X28	Carga tributária global	Blanco & Reis (1996)	A carga tributária global é calculada baseada na arrecadação tributária real média do triênio centrada nos anos censitários em relação ao PIB desses anos. É o somatório da arrecadação Federal, Estadual e Municipal em cada Estado da Federação. Unidade: %. Dado para o início das décadas (1970, 1980 e 1990).	-	T: (Rebelo, 1991), (Alesina & Rodrick, 1994) E: (Lledo & Cavalcanti, 1997)
X29	(Carga tributária global) ²	Blanco & Reis (1996)	A carga tributária global elevada ao quadrado é calculada baseada na arrecadação tributária real média do triênio centrada nos anos censitários em relação ao PIB desses anos. Unidade: %. Dado para o início das décadas (1970, 1980 e 1990).	-	T: (Barro, 1990) E: (Lledo & Cavalcanti, 1997)
X30	Taxa líquida de migração	CEDEPLAR	Taxa líquida de migração = (saldo migratório/população esperada)*100. Saldo migratório = Imigrantes - Emigrantes. Imigrante = indivíduo que há cinco anos atrás não residia na UF que reside no ano da pesquisa. Emigrante = onde residia há cinco anos atrás dado que não morava nesta data na UF de residência. Dado para as décadas de 1960, 1970 e 1980.	+ (NGE) ou - (Solow)	T: (NGE, 1999), (Solow com Migração) E: (Ferreira & Diniz, 1994)

Observação: *Não existe uma teoria que dê suporte ao sinal esperado do coeficiente.

A escolha das variáveis explicativas foi baseada na literatura empírica (e justificada pelos modelos teóricos) discutida na seção 2, entretanto restrita pela disponibilidade de dados. Essa restrição não afetou a obtenção da variável em si, mas a sua periodicidade. Isso quer dizer que, por exemplo, em algum estudo empírico, os dados são quinqüenais ou anuais, mas para a aplicação dos testes de robustez foi necessário uniformizar os dados em uma periodicidade decenal. Assim, a periodicidade escolhida levou em conta dois fatores, um prático e outro teórico. O fator prático, como já explicado, refere-se à disponibilidade de dados, visto que para uma gama enorme de variáveis que este trabalho propõe a trabalhar, apenas dados decenais estão disponíveis para todas elas. Já a questão teórica diz respeito à repercussão dos efeitos das variáveis explicativas sobre o crescimento do PIB estadual *per capita* ao longo do tempo. Um problema que surge quando utilizamos uma periodicidade menor (por exemplo, anual), é que inevitavelmente as variações nas taxas de crescimento vão ser dominadas pelos efeitos dos ciclos econômicos, e não pelas mudanças nas perspectivas de crescimento de longo-prazo. “*Only long time averages of growth rates, compared in the cross-section or using a panel, can allow us to address the determinants of long-run growth with any degree of confidence*” (Temple, p.133, 1999). Nesse sentido, este trabalho utiliza uma periodicidade decenal. Supomos, assim, que as variáveis levam até dez anos para influenciarem nas taxas de crescimento estaduais. Essa é uma hipótese um tanto plausível, tendo em vista, por exemplo, que os efeitos da educação não são imediatos.

Uma questão importante a ser ressaltada é que a relação entre crescimento econômico e muitas das variáveis explicativas é endógena, ou seja, determinada simultaneamente pelo modelo. Uma forma de controlar a endogeneidade é através da utilização das variáveis

explicativas no início de cada década, ao invés de utilizar uma média para a década. Assim, isto foi feito quando necessário, e explicitamos esse fato na Tabela 1.

A variável dependente do modelo é a taxa de crescimento médio anual de cada década do produto interno bruto (PIB) *per capita* medido a preços constantes (em mil reais) de 2000. Para esse cálculo foram usados os dados referentes ao PIB dos estados e de suas respectivas populações, obtidos no IPEADATA. A população total estadual é usada para o cálculo das seguintes variáveis explicativas: PIB *per capita* no início do período (para testar a existência de convergência beta condicional do crescimento econômico) e crescimento populacional. Também no IPEADATA são encontradas as participações do setor industrial, agropecuário, de comércio, de serviços no produto de cada estado, a taxa de urbanização (é a parcela da população urbana em relação a população total), número médio de anos de estudo das pessoas de 25 ou mais anos de idade (*proxy* 3 para capital humano), densidade populacional, taxa de mortalidade infantil, taxa de fecundidade, expectativa de vida e variáveis relativas à infraestrutura (esgoto, abastecimento de água e iluminação elétrica).

Para a variável benefício de transporte (que é o oposto de custo de transporte, sugerida pela teoria) foram usadas duas *proxies*: extensão das estradas dentro do estado por unidade da área daquele estado (densidade rodoviária) e o inverso da média ponderada das distâncias entre as capitais dos estados, sendo que o peso é o produto da região de destino com relação ao produto brasileiro no início do período. A extensão das estradas e as distâncias entre as capitais dos estados são encontradas no Anuário Estatístico do Brasil (AEB).

As taxas de matrícula no ensino primário e secundário (*proxies* 1 e 2 para capital humano) foram calculadas a partir dos dados de matrícula que constam no AEB. Outras variáveis explicativas encontradas no AEB são: consumo de energia elétrica, variáveis geográficas (temperatura, latitude, índice pluviométrico).

A *proxy* usada para desigualdade de renda foi o índice L de Theil, disponível no IPEADATA apenas para as décadas de 1970, 1980 e 1990. O mesmo período foi usado para a carga tributária global (Blanco & Reis, 1996) e carga tributária global ao quadrado. Essa variável é definida como a razão entre a receita advinda da arrecadação de todos os impostos federais, estaduais e municipais e o PIB, em cada estado. A carga tributária ao quadrado tenta captar a relação não linear entre tributação e crescimento econômico. Logo, os testes de robustez para essas variáveis foram feitos para o período de 1970 a 2000.

A variável taxa líquida de migração é calculada pelo CEDEPLAR/UFMG (Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional/UFMG). Entretanto para o período 1991/2000

está variável não foi encontrada, fazendo com que os testes de robustez para esta variável específica sejam realizados apenas para o período 1960 a 1990.

3.3. Teste de Robustez 1: Extreme Bounds Analysis (EBA)

Agora, passaremos a detalhar a metodologia utilizada para testar a robustez de cada variável explicativa. O primeiro teste empregado, proposto por Levine & Renelt (1992), é chamado *Extreme Bounds Analysis* (EBA). Em resumo, o teste EBA funciona assim: imagine que temos um *pool* de K variáveis, previamente identificadas como relacionadas com as variações das taxas de crescimento do produto. E o nosso interesse é saber se a variável z é robusta. Então, deve-se estimar a seguinte regressão:

$$\Delta y = \alpha_i + \beta_w w + \beta_z z + \beta_x x_i + \varepsilon, \quad (4)$$

onde w é um vetor de variáveis que ficam fixas, ou seja, aparecem em todas as regressões, z é a variável investigada e x_i é um vetor de três variáveis não fixas dentre o *pool* de K variáveis disponíveis. Então, é necessário estimar esse modelo para todas as combinações possíveis de x_i . É definido o limite do extremo superior como o maior valor de β_z somado a dois desvios-padrão, e definido como limite do extremo inferior o menor valor de β_z subtraído de dois desvios-padrão. Feito isso, o teste EBA para a variável z diz que se o limite do extremo inferior é negativo e o limite do extremo superior é positivo, então, a variável z é “frágil”. Para ser considerada robusta a variável z deve ter o mesmo sinal nos dois limites e ainda permanecer estatisticamente significativa em todas as regressões.

No trabalho foram feitas regressões em painel de tempo fixo. Nesse caso, a regressão (4) do teste EBA passou a ter a seguinte forma:

$$y_{it} = \alpha_0 + \gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_4 + \beta_w w_{it} + \beta_z z_{it} + \beta_x x_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

onde as *dummies* de tempo e w , são os vetores de variáveis que ficam fixas¹⁶, ou seja, aparecem em todas as regressões, z é a variável investigada e x é um vetor de três variáveis não fixas dentre um *pool* das K variáveis disponíveis, citadas anteriormente. Então, é necessário estimar esse modelo para todas as combinações possíveis de x , e identificar o maior e o menor valor para o coeficiente da variável investigada, β_z , que não pode ser rejeitado ao nível de significância de 5%. É definido o limite do extremo superior como o

¹⁶ No caso deste estudo, o vetor w é composto por duas variáveis: crescimento populacional e taxa de matrícula no ensino primário (*proxy1* para capital humano). Estas variáveis são mantidas fixas e, portanto, não testadas, visto que são consensuais na literatura (tanto teórica quanto empírica).

maior valor de β_z somado a dois desvios-padrão, e definido como limite do extremo inferior o menor valor de β_z subtraído de dois desvios-padrão. Assim, se β_z permanecer significativo e com o mesmo sinal nos limites extremos, a variável estudada será robusta. E se o coeficiente não permanecer significativo em todas as regressões ou se o coeficiente mudar de sinal nos limites extremos, então o resultado para a variável estudada será frágil. Tendo em vista os problemas de multicolinearidade entre as variáveis fizemos duas restrições ao teste EBA. Além de limitar o vetor x a combinações de três variáveis, também excluimos do *pool* de variáveis aquelas que podiam estar medindo o mesmo fenômeno da variável de teste e que tinham uma correlação acima de 0,70¹⁷. A matriz de correlação encontra-se no Anexo 1.

3.4. Teste de Robustez 2: Teste da Distribuição Inteira das Variáveis Explicativas

A segunda metodologia foi proposta por Sala-i-Martin (1997). O teste consistiu em fazer regressões na mesma forma que (5). Porém, ao invés de verificar os limites extremos, analisamos a distribuição dos coeficientes como um todo. Em seu artigo de 1997, Sala-i-Martin trabalha com duas hipóteses. Primeiro, supõe que os parâmetros β_z são distribuídos normalmente. Segundo, supõe que os parâmetros não são distribuídos normalmente. No caso deste trabalho usamos a hipótese de normalidade, tendo em vista que em seu artigo o autor conclui que o coeficiente de correlação entre os dois casos (normal e não normal) foi de 0,98. Assim, por serem bastante parecidos, adotamos apenas a hipótese de que os parâmetros são distribuídos normalmente¹⁸. Foi necessário, então, calcular a média e o desvio padrão dessa distribuição. Calculamos um β_z (z é a variável a ser testada) para todas as combinações possíveis de x (não fizemos restrições como no teste EBA), ou seja, estimamos M modelos¹⁹. Com todos os coeficientes β_z , nós construímos a estimativa média, $\hat{\beta}_z$, como sendo:

$$\hat{\beta}_z = \frac{\sum_{j=1}^M \beta_z}{M}. \quad (6)$$

¹⁷ Este número de corte foi proposto pelos autores, tendo como objetivo minimizar a ocorrência de multicolinearidade. Sabe-se que no caso de uma forte colinearidade entre X_{1i} e X_{2i} (em um modelo geral do tipo $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + e_i$), tende-se a aceitar a hipótese nula de que $\beta_2 = 0$, pois a estatística t é subestimada.

¹⁸ *The correlation between these two columns (normal and not normal) is 0,98, which can be interpreted as an indication that the density function of the estimates of β_z is fairly close to normal* (Sala-i-Martin, p.10, 1997).

Também, calculamos a variância média com base nas M variâncias estimadas:

$$\hat{\sigma}_z^2 = \frac{\sum_{j=1}^M \sigma_z^2}{M}. \quad (7)$$

E, com base na tabela da Distribuição t de *Student*, utilizando um nível de 5% de significância, podemos analisar a variável testada. Se a estatística t calculada para determinada variável explicativa foi maior que o valor crítico de t (ao nível de 5% de significância), então a variável foi considerada robusta. Caso contrário, foi denominada como sendo não robusta.

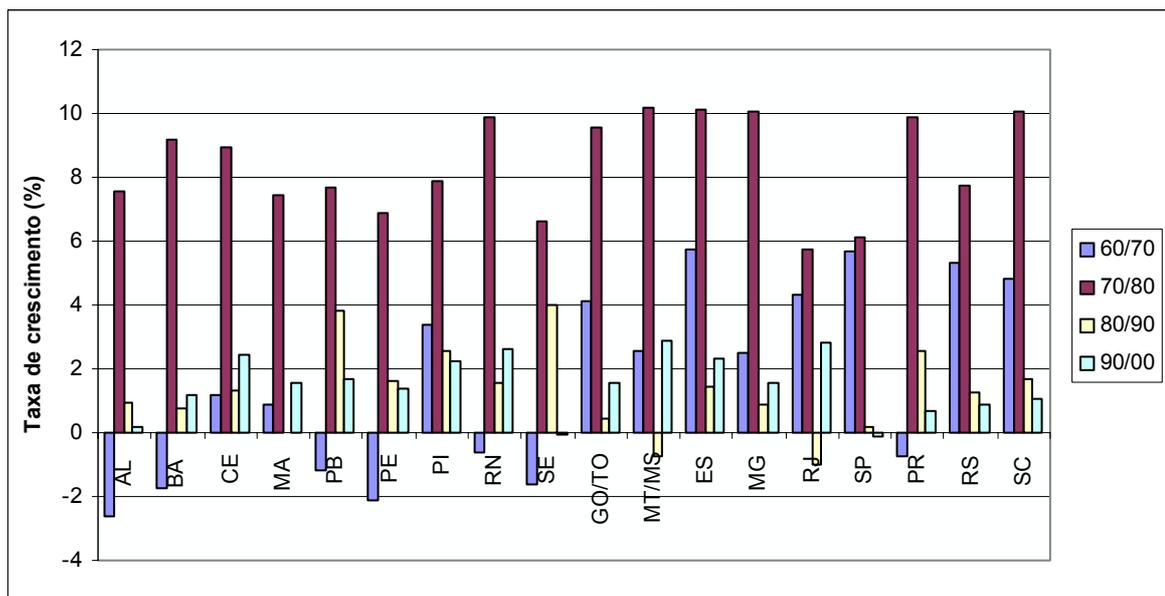
Em síntese, é com base nesses dois testes de robustez (teste EBA e análise da distribuição inteira) que determinamos as variáveis explicativas correlacionadas de forma robusta com as taxas de crescimento do PIB *per capita* dos estados brasileiros. Esses resultados estão na próxima seção.

¹⁹ Por exemplo, se tivermos um pool de 24 variáveis, estimaremos $C_3^{24} = \frac{24!}{(24-3)!} = 2024$ modelos para cada variável testada. Totalizando 48.576 regressões.

4. RESULTADOS

O Brasil caracteriza-se por ser um país onde as disparidades econômicas e sociais entre seus estados são enormes. Entre essas disparidades, também se incluem as diferentes *performances* de crescimento observadas ao longo das quatro últimas décadas. Analisando o Gráfico I podemos observar uma dispersão muito grande nas taxas de crescimento econômico entre as décadas e entre os estados brasileiros. Na década de 60 podemos observar um crescimento maior dos estados da região sul e sudeste. Por outro lado, vemos um péssimo desempenho da região nordeste. Entretanto, a partir da década de 70 até a década de 80 vemos um melhor desempenho relativo das regiões com menor nível de renda (nordeste e centro-oeste). Já na década de 90, tem-se um baixo e uniforme crescimento das regiões. É justamente a explicação desses diferenciais de crescimento econômico dos estados ao longo das décadas que nosso estudo tentou clarificar.

GRÁFICO 1
Taxa anual média de crescimento do PIB *per capita* estadual – 1960/00 (%)



Fonte: Elaborado pelos autores

Uma das primeiras decisões para estimar as regressões e fazer os testes de robustez foi escolher as duas variáveis que ficariam fixas em todas as estimativas. Para isso necessitávamos de que tais variáveis atendessem a duas propriedades. Primeiro, as variáveis deveriam ter uma justificativa teórica. Segundo, deveriam ser de alguma forma consideradas robustas, de maneira que fossem sistematicamente correlacionadas com a variável dependente em pesquisas anteriores. Cabe mencionar que, além de atenderem essas duas propriedades, as variáveis escolhidas apresentaram correlações baixas com aquelas do *pool* de variáveis que foram testadas. Esse ponto é importante, visto que, assim, minimiza-se o

problema de multicolinearidade. São com esses argumentos que a taxa de crescimento populacional (X5) e a taxa de matrícula no ensino primário (X12) sempre estiveram presentes nas regressões, juntamente com as variáveis *dummies* de tempo (X1, X2 e X3). Estas últimas também sempre fizeram parte dos modelos estimados tendo em vista o tipo de modelo que usamos, qual seja, painel de efeitos fixos.

Em resumo, temos um total de 30 variáveis. Usamos cinco delas como variáveis fixas, como explicitado acima. Então, ficamos com um *pool* de 25 variáveis para testarmos. De acordo com o teste 2 (Sala-i-Martin, 1997), para cada uma, de um total de 21 variáveis, estimamos $M=1.140$ [$M=20!/(3!17!)$] modelos. Para outras 4 variáveis (X27, X28, X29, X30), utilizamos um *pool* de 24 variáveis e estimamos $M=2.024$ [$M=24!/(3!21!)$] modelos²⁰. Portanto, no total foram feitas 32.096 regressões. Já para o teste 1, ou teste EBA (Levine & Renelt, 1992), eliminamos das combinações anteriores aquelas variáveis com uma correlação superior a 0,70. Os resultados dos testes encontram-se na Tabela 2 e iremos discuti-los a seguir.

Na Tabela 2, para o teste 1 (EBA) indicamos os “dois limites extremos” (como definido na seção anterior). Limitamos a informar o menor e o maior coeficiente, não fazendo a soma ou subtração dos dois desvios-padrão tendo em vista que os coeficientes trocaram de sinal antes mesmo da operação algébrica, exceto para as variáveis X11, X17, X19, X22, X29 e X30. Entretanto, como o limite extremo superior de todas as variáveis é positivo e o limite extremo inferior é negativo, concluímos que todas são frágeis.

O teste 1 (EBA) foi questionado por Sala-i-Martin (1997), visto que autor critica a severidade do teste, e argumenta que ao invés de se analisar os extremos das estimativas de uma variável específica, é necessário fazer a análise de toda a distribuição da variável explicativa, calculando-se, assim, a média dos coeficientes e dos desvios-padrão. Na coluna do teste 2, temos a percentagem das 1.140 (ou 2.024) regressões nas quais o coeficiente da variável testada foi estatisticamente diferente de zero (definido como uma estatística *t-student* maior que |2|). Podemos observar que algumas variáveis foram estatisticamente significantes mais de 60% ou 70% das vezes, enquanto outras foram significantes menos de 10% das vezes. Entretanto, o teste dos limites extremos dá a mesma classificação para todas as variáveis: frágil. Portanto, agora vamos analisar os resultados baseados nos resultados do segundo teste.

²⁰ Essa diferença no número de modelos estimados se deve a diferenças no período utilizado para o teste das variáveis. Por exemplo, quando testamos as primeiras 21 variáveis, não incluímos X27, X28, X29 e X30 porque estas contavam com apenas três décadas (54 observações), enquanto aquelas abrangiam quatro décadas (72 observações).

TABELA 2
Resultados dos Testes de Robustez
(Variável Dependente = Taxa de Crescimento do PIB *per capita* dos Estados)

Código	Variável	Teste 1				Frágil / Robusta	Teste 2			Não Robusta/ Robusta
		β	Desvio-padrão	Teste t	R ²		β (médio)	Desvio-padrão (médio)	Teste t (% $t > 2 $)*	
X4	Ln (PIB <i>per capita</i>)	Superior: 0,544 Inferior: -3,332	0,427 0,682	1,273 -4,888	0,849 0,880	Frágil	-1,476	0,736	-2,005 (57%)	Robusta
X6	Participação do setor industrial no PIB	Superior: 2,230 Inferior: -4,89	2,630 2,808	0,848 -1,741	0,847 0,831	Frágil	-2,532	3,145	-0,832 (6%)	Não Robusta
X7	Participação do setor agropecuário no PIB	Superior: 4,441 Inferior: -4,623	2,551 2,644	1,741 -1,748	0,838 0,858	Frágil	-3,308	2,968	-1,115 (25%)	Não Robusta
X8	Participação do setor de comércio no PIB	Superior: 8,468 Inferior: -19,852	7,639 9,154	1,174 -2,169	0,869 0,853	Frágil	-0,331	8,514	-0,039 (0,1%)	Não Robusta
X9	Participação do setor de serviços no PIB	Superior: 15,071 Inferior: -1,689	3,049 2,580	4,943 -0,655	0,886 0,861	Frágil	5,588	2,832	1,973 (47%)	Não Robusta
X10	Densidade populacional	Superior: 0,003 Inferior: -0,021	0,005 0,006	0,638 -3,752	0,857 0,858	Frágil	-0,007	0,005	-1,416 (23%)	Não Robusta
X11	Taxa de urbanização	Superior: -2,482 Inferior: -6,140	1,758 1,692	-1,412 -3,630	0,860 0,859	Frágil	-5,814	2,271	-2,560 (72%)	Robusta
X13	Proxy2 para capital humano	Superior: 37,39 Inferior: -173,13	56,20 47,34	0,665 -3,657	0,846 0,869	Frágil	-100,987	60,506	-1,669 (35%)	Não Robusta
X14	Proxy3 para capital humano	Superior: 0,632 Inferior: -1,433	0,274 0,382	2,309 -3,751	0,858 0,865	Frágil	0,08	0,45	0,178 (21%)	Não Robusta
X15	Proxy1 para benefício de transporte	Superior: 0,003 Inferior: -0,002	0,001 0,001	2,232 -1,820	0,879 0,848	Frágil	-0,0003	0,001	-0,197 (0,5%)	Não Robusta
X16	Proxy2 para benefício de transporte	Superior: 232083,1 Inferior: -165956,6	81563,2 60385,7	2,845 -2,748	0,846 0,862	Frágil	54240,5	70271,9	0,772 (14%)	Não Robusta
X17	Taxa de mortalidade infantil	Superior: -0,006 Inferior: -0,027	0,005 0,007	-1,291 -3,649	0,858 0,857	Frágil	-0,018	0,005	-3,473 (97%)	Robusta
X18	Taxa de fecundidade	Superior: 0,072 Inferior: -0,548	0,109 0,136	0,654 -4,017	0,854 0,861	Frágil	-0,313	0,129	-2,425 (70%)	Robusta
X19	Expectativa de vida	Superior: 0,263 Inferior: 0,070	0,062 0,118	4,213 -2,248	0,880 0,842	Frágil	0,154	0,083	1,851 (53%)	Não Robusta
X20	Temperatura	Superior: 0,266 Inferior: -0,265	0,096 0,118	2,753 -2,248	0,865 0,842	Frágil	0,033	0,098	0,334 (9%)	Não Robusta
X21	Latitude	Superior: 0,113 Inferior: -0,271	0,049 0,047	2,298 -5,754	0,856 0,884	Frágil	-0,063	0,04	-1,551 (39%)	Não Robusta
X22	Índice pluviométrico	Superior: -0,0004 Inferior: -0,0019	0,0005 0,0005	-0,886 -3,517	0,895 0,854	Frágil	-0,0014	0,0005	-2,656 (88%)	Robusta
X23	Consumo de energia elétrica	Superior: 2,72E-06 Inferior: -5,15E-05	2,1E-05 2,59E-05	0,135 -1,991	0,845 0,830	Frágil	-0,00002	0,00002	-1,062 (4%)	Não Robusta
X24	Instalações sanitárias	Superior: 0,027 Inferior: -0,044	0,016 0,014	1,658 -3,108	0,862 0,871	Frágil	-0,005	0,018	-0,280 (4%)	Não Robusta
X25	Água canalizada	Superior: 0,026 Inferior: -0,059	0,016 0,022	1,651 -2,712	0,852 0,851	Frágil	0,001	0,026	0,051 (14%)	Não Robusta
X26	Iluminação elétrica	Superior: 0,021 Inferior: -0,051	0,015 0,016	1,426 -3,166	0,850 0,854	Frágil	-0,008	0,024	-0,328 (18%)	Não Robusta
X27	Índice L de Theil	Superior: 4,348 Inferior: -1,510	2,640 3,150	1,647 -0,479	0,909 0,894	Frágil	1,242	2,688	0,462 (0%)	Não Robusta
X28	Carga tributária global	Superior: 0,006 Inferior: -0,157	0,067 0,052	0,089 -3,033	0,911 0,904	Frágil	-0,078	0,06	-1342 (13%)	Não Robusta
X29	(Carga tributária global) ²	Superior: -0,0018 Inferior: -0,0061	0,0020 0,0019	-0,894 -3,241	0,912 0,911	Frágil	-0,0038	0,0018	-2,080 (57%)	Robusta
X30	Taxa líquida de migração	Superior: 0,128 Inferior: 0,021	0,031 0,033	4,186 0,637	0,881 0,854	Frágil	0,068	0,031	2,156 (58%)	Robusta

Observação: * Percentagem das regressões nas quais o coeficiente apresenta uma estatística *t-student* maior que 2|.

Variáveis que tem uma correlação robusta com o crescimento

A coluna do teste 2 nos traz as estimativas médias de β_z e do desvio-padrão de cada variável z testada. Com essas médias efetuamos o teste *t-student* ao nível de significância de 5%. De acordo com o resultado do teste classificamos cada variável como robusta ou não-robusta. Em resumo, sete variáveis de um *pool* de 25 foram consideradas robustas e são analisadas abaixo.

(1) *Nível do PIB per capita no início do período, X4*. Verificamos que o coeficiente do nível do PIB *per capita* é negativo e significativo, confirmando estudos anteriores da vasta literatura sobre o assunto. O valor médio do coeficiente é -1,476 (e o desvio-padrão é 0,736). Assim, esse resultado nos diz que os estados com níveis iniciais de renda mais baixos tendem a crescer mais rapidamente do que os estados com maiores níveis de renda. Entretanto, como estamos controlando as regressões com uma série de outras variáveis, podemos afirmar a ocorrência de convergência beta condicional, ou seja, os estados não estão convergindo para um mesmo nível de PIB *per capita*, e sim para níveis próprios de estado estacionário.

(2) *Taxa de urbanização, X11*. O coeficiente apresentou uma relação significativa e negativa (-5,814) com as taxas de crescimento econômico dos estados. Isso corrobora o resultado anterior, visto que, como estados com PIB *per capita* mais baixo são geralmente menos urbanizados²¹, a relação entre crescimento e urbanização deveria ser negativa. É importante salientar que o sinal esperado para esse coeficiente era positivo. Tendo em vista que a taxa de urbanização é uma *proxy* para economias de aglomeração, a Nova Geografia Econômica (NGE) prediz que regiões aglomeradas tendem a apresentar uma maior taxa de crescimento econômico. Portanto, para o caso dos estados brasileiros essa previsão da teoria parece não ter uma validade empírica.

(3) *Taxa de mortalidade infantil, X17*. O coeficiente da taxa de mortalidade infantil é negativo (-0,018), mostrando que um pior estado de saúde prejudica o crescimento econômico dos estados. Esse pior estado de saúde pode ser traduzido em uma maior mortalidade infantil, logo estados que apresentaram menores níveis de mortalidade tiveram maiores taxas de crescimento do PIB *per capita*. Como visto, nesse caso a teoria não foi negada.

²¹ A correlação entre a série do nível da renda *per capita* estadual e a taxa de urbanização é de 0,84.

(4) *Taxa de fecundidade, X18*. Taxas de fecundidade mais baixas contribuíram para o maior crescimento do PIB *per capita* dos estados, ou seja, o coeficiente dessa variável é negativo (-0,313). Entretanto, aqui temos que ter um cuidado para tratar dessa questão. Como salientado por Temple (1999), as decisões sobre fecundidade podem estar fortemente correlacionadas com outros aspectos do desenvolvimento social. Assim, a variável fecundidade pode estar representando uma *proxy* para os mais diversos arranjos sociais, que passam por questões como religião, educação e tradição. Outra questão que devemos salientar é que tínhamos apenas dados para os anos de 1991 e 2000. Assim os dados para os anos de 1960, 1970 e 1980 foram calculados por extrapolação. Mesmo assim, achamos importante incluir essa variável porque de uma maneira geral a taxa de fecundidade apresentou uma tendência de queda no Brasil no período estudado.

(5) *Índice pluviométrico, X22*. Entre as variáveis geográficas (X20, X21, X22) a única que apresentou um coeficiente estatisticamente significativo foi o índice pluviométrico (-0,0014). Podemos inferir que regiões onde o índice de chuva é maior têm um menor crescimento econômico. Porém, é importante ressaltar que a medida dessa variável tem problemas, visto que, foi usado o volume total de precipitação na capital como uma *proxy* representativa de precipitação em todo o estado. Apesar disso, uma interpretação para o resultado encontrado pode vir de Hall & Jones (1996). Estes autores fazem um estudo empírico sobre os determinantes do nível da renda *per capita* de uma gama de 133 países. Os autores testam a importância do clima na determinação do nível da renda *per capita* dos países, e também de outras variáveis explicativas (idioma, abertura ao comércio exterior e tipos de organização econômica). Apesar de não existir um modelo teórico que justifique a inclusão da variável clima no modelo econométrico, os autores encontraram uma relação negativa e estatisticamente significativa entre o nível da renda *per capita* e clima. Esses resultados para o clima dão suporte a hipótese de que clima temperado favorece a produtividade. Azzoni *et alli* (2000) argumentam que a variável índice pluviométrico está relacionada à natureza e, provavelmente, tem seus efeitos na produtividade da agricultura.

(6) *Carga tributária global ao quadrado, X29*. Com base na relação não-linear entre crescimento e taxa proposta por Barro (1990) estabeleceu-se uma especificação polinomial de segundo grau para a variável carga tributária global. A estimativa para o coeficiente foi significativa e negativa (-0,0038). O resultado do teste de robustez não nega a validade de

uma especificação não-linear, em forma de U-invertido, envolvendo crescimento e taxação. Logo, verifica-se a existência de um ponto ótimo para a carga tributária, capaz de maximizar as taxas crescimento econômico estaduais.

(7) *Taxa líquida de migração, X30*. O processo imigratório contribuiu para o aumento nas taxas de crescimento econômico estaduais. Ao apresentar um coeficiente com um sinal positivo (+0,068), a variável migração valida a predição feita pela NGE. Como salientado na nota de rodapé de número 11, a imigração afeta positivamente o crescimento econômico, tendo em vista que, uma maior quantidade de trabalhadores implica um maior mercado consumidor, atraindo mais firmas e reduzindo seus custos.

Variáveis que não tem correlação robusta com o crescimento

As variáveis participação do setor industrial (X6), participação do setor de comércio (X8) e participação do setor de serviços (X9) no PIB fizeram parte deste estudo, no intuito de verificar se a presença de economias de escala e/ou de escopo, oriundas dos encadeamentos para frente e para trás nesses setores tiveram um impacto positivo sobre o crescimento econômico dos estados, como previsto pela NGE. Além disso, testamos a relação entre participação do setor agropecuário (X7) no PIB e crescimento econômico, buscando verificar se existe uma força centrífuga que bloqueia a concentração espacial e inibe o crescimento regional. O resultado dos testes mostrou que nenhuma dessas variáveis tem uma correlação robusta com o crescimento. Entretanto, temos que salientar, que a variável participação do setor de serviços (X9) no PIB foi estatisticamente significativa ao nível de 6%, aparecendo em 47% das regressões com uma estatística *t-student* maior que |2|. Portanto, é importante levarmos em conta essa variável em discussões sobre crescimento regional.

O coeficiente da variável de densidade demográfica (X10) não foi significativo. Portanto, não se captou efeitos de congestão, ou seja, áreas densamente habitadas podem ter custos elevados, causando deseconomias externas e, assim, um menor crescimento econômico. Outras duas variáveis referentes ao capital humano (X13, X14) foram não significativas. Vale ressaltar que a taxa de matrícula no ensino secundário (X13) foi estatisticamente significativa ao nível de 10%, apresentando um coeficiente significativo e negativo em 35% das estimações, ou seja, uma estatística *t-student* maior do que |2|. Entretanto, uma *proxy* de capital humano, taxa de matrícula no ensino primário (X12), já estava presente em todas as regressões, tendo em vista que era uma variável fixa. Assim,

pode-se argumentar que o ensino primário ainda deve ser o principal foco de políticas governamentais, haja vista a significância e o sinal do coeficiente da taxa de matrícula no segundo grau. Com relação as variáveis benefícios de transporte (X15 e X16), estas não foram significativas. Já a segunda *proxy* para o estado de saúde (X19), isto é, expectativa de vida, apresentou-se significativa ao nível de 8%. Sendo que, em 53% das regressões o coeficiente teve uma estatística *t-student* maior que |2|. Assim, confirma-se a importância que o estado de saúde da população tem sobre o crescimento econômico, visto que, a primeira variável do estado de saúde (X17) tinha mostrado uma correlação robusta com o crescimento econômico dos estados.

O efeito sobre o crescimento é nulo para as variáveis geográficas, temperatura (X20) e latitude (X21). Vale ressaltar que, embora, essas duas *proxies* não sejam significativas, uma terceira (X22) teve seu coeficiente significativo. Isso mostra a importância de, ao se fazerem os testes, usar-se mais de uma *proxy* para cada variável. Muitas vezes, ao se escolher apenas uma *proxy* para determinada variável, podemos verificar sua insignificância estatística, mas essa se deve ao uso de uma má *proxy*.

Nenhuma das três *proxies* para infra-estrutura (X23, X24 e X25) apresentou sinais significativos. Assim, parece não existir, em nível agregado, uma relação direta entre infra-estrutura e crescimento. Logo, são importantes estudos micro-regionais para entender essas relações. Também, verificou-se que não existe relação entre desigualdade de renda (X27) e crescimento. Por último, a especificação linear e negativa entre taxação e crescimento econômico, proposta pelo modelo de Rebelo (1991) não foi aceita. Tendo o coeficiente da carga tributária global (X28) apresentado um sinal estatisticamente não significativo.

5. CONCLUSÕES

A teoria econômica nos sugere uma gama de determinantes para o crescimento econômico. A literatura empírica nos mostra um número ainda maior de determinantes para as variações nas taxas de crescimento da renda *per capita* dos estados brasileiros. No intuito de clarificar esse assunto, este trabalho procurou responder a seguinte pergunta: quais variáveis possuem uma correlação robusta com as taxas de crescimento do PIB *per capita* dos estados brasileiros? Para essa resposta utilizamos dois testes de robustez: *Extreme Bounds Analysis* (EBA), proposto por Levine & Renelt (1992) e a análise de toda a distribuição da variável explicativa, proposta por Sala-i-Martin (1997).

Os resultados dos testes mostraram que de acordo com o teste EBA nenhuma variável é robusta. Entretanto, ao se usar o teste onde toda a distribuição dos coeficientes é analisada, chega-se à conclusão que migração contribui positivamente para o crescimento do PIB *per capita* dos estados. Enquanto, urbanização, taxa de mortalidade infantil, fecundidade, pluviometria e carga tributária (elevada ao quadrado) estão correlacionadas negativamente com as taxas de crescimento do PIB *per capita* dos estados brasileiros. Além disso, confirma-se a ocorrência de convergência condicional dos PIBs *per capita* dos estados.

Em relação à migração é importante salientar o resultado encontrado. Ao contrário do que a teoria tradicional (o modelo de Solow com migração apresenta o trabalho saindo da região pobre para a região rica, diminuindo a taxa de crescimento dessa última) prevê a relação encontrada entre crescimento e migração foi positiva. Logo, ao se analisar as quatro décadas, podemos concluir que os estados que tiveram uma entrada líquida de migrantes cresceram mais. Nesse sentido, podemos argumentar que se as migrações foram das regiões pobres para as mais desenvolvidas, as migrações contribuíram para um crescimento das regiões mais ricas, corroborando previsões da Nova Geografia Econômica (NGE). Por outro lado, a concentração de pessoas em áreas urbanas afetou negativamente o crescimento econômico dos estados. É o que inferimos a partir do coeficiente da variável taxa de urbanização. A grande concentração de pessoas em áreas urbanas pode estar causando prejuízos ao desenvolvimento destas regiões. Outra variável que merece destaque é a carga tributária global. Esta variável apresentou uma relação de longo prazo não-linear com o crescimento econômico dos estados. Foi encontrada uma relação em forma de U-invertido, mostrando que o crescimento dos estados brasileiros pode ser maximizado a partir de uma carga tributária global ótima.

Um outro grupo de variáveis que foram classificadas como não-robustas não podem ser esquecidas. São elas: participação do setor de serviços no PIB, taxa de matrícula no segundo grau e expectativa de vida. Estas são significativas ao nível de 6%, 10% e 8% respectivamente. Não é possível negar que o setor de serviços tem um papel importante para o crescimento regional. O capital humano, mais especificamente, a taxa de matrícula no segundo grau é outra variável relacionada ao crescimento econômico estadual, entretanto essa variável apresenta um sinal negativo quando, também, inclui-se nas regressões a taxa de matrícula no ensino primário (variável fixa). Assim, pode-se argumentar que, no caso brasileiro, o ensino secundário tem resultados bastante duvidosos para o crescimento econômico, devendo o ensino primário ainda ser o principal foco de políticas governamentais. Por fim, expectativa de vida, juntamente com mortalidade infantil demonstram que estado de saúde da população e crescimento econômico estão estreitamente correlacionados.

Este trabalho buscou salientar questões importantes quando se estuda os determinantes do crescimento econômico dos estados brasileiros. Ao nosso ver tais questões podem ser divididas em duas áreas: uma metodológica e outra relacionada ao crescimento dos estados, já discutida acima. A questão metodológica é mais um alerta que se quis fazer aos estudos econométricos baseados em regressões únicas. O que queremos ressaltar é que quando se tem um *pool* de variáveis sugerido tanto pela literatura teórica quanto empírica, podemos chegar a qualquer resultado. Ou seja, dependendo da combinação de variáveis que se escolhe, qualquer variável pode ser estatisticamente significativa. Isso pode ser constatado através desse estudo. Visto que todas as variáveis em pelo menos um dos modelos estimados tiveram coeficientes significativos. Logo, uma análise menos sistemática poderia ter nos levado a erros de interpretação dos resultados. Portanto, quando a literatura teórica e/ ou empírica sugerem uma gama de variáveis explicativas para a determinação de algum fenômeno econômico (nesse caso, a variação da PIB *per capita* estadual) é importante a execução de testes de robustez nas variáveis estudadas.

Outra questão metodológica que salientamos neste trabalho foi a importância de se trabalhar com dados em painel quando se estuda crescimento econômico. Visto que, análises em *cross-section*, ao omitir pelo menos uma variável importante, qual seja, o nível da tecnologia, nos dão resultados viesados. Já as regressões utilizando dados em painel, permitem fazer um controle para a omissão de variáveis que estão presentes ao longo do tempo, não viesando os coeficientes.

Por fim, gostaríamos de salientar que estudos como este, ao lado de estudos de casos, estudos em nível micro-regional ou municipal são importantes para compreendermos a

dinâmica do desenvolvimento regional brasileiro, suas possibilidades e seus desafios. Esperamos ter contribuído para essa discussão.

“At least some knowledge of the average pattern is the beginning of wisdom, and although we have not learnt as much as might be hoped, it is always worth remembering how little we knew when we started” (Temple, p.152, 1999).

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALESINA, A., RODRICK, D. Distributive politics and economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, v.109, n.2, p.465-490, May 1994.

AZZONI, C. R. Crescimento econômico e convergência das rendas regionais: o caso brasileiro à luz da nova teoria do crescimento. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 22, 1994, Florianópolis. *Anais*. 1994. Florianópolis: ANPEC, 1994. v.1. p.185-205.

AZZONI, C., MENEZES, T., MENEZES, N., NETO, R. Geografia e convergência da renda entre os estados brasileiros. In: HENRIQUES, R. (Org.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000, p.299-343.

BARRO, R. J. *Determinants of economic growth: a cross-country empirical study*. Cambridge, Mass.: NBER, 1996. 145p. (Working Papers, n.5698)

BARRO, R. J. Economic growth in a cross section of countries. *Quarterly Journal of Economics*, v.106, n.2, p.407-43, May 1991.

BARRO, R. J. Government spending in a simple model of endogenous growth. *Journal of Political Economy*, v.98, n.8, p.103-125, Oct.1990.

BARRO, R., SALA-I-MARTIN, X. *Economic growth*. 2^{ed}. Cambridge, Mass.: MIT, 2003. 654p.

BLEANEY, M. F., FIGUEIRÊDO, L. Can the economic geography explain spatial inequality in Brazil? In: CONFERENCE ON SPATIAL INEQUALITY IN LATIN AMERICA, 2002, Cholula, México. *Proceedings*. Cholula, México: WIDER, 2002.

BLOOM, D. E., CANNING, D., SEVILHA, J. *The effect of health on economic growth: theory and evidence*. Cambridge, Mass.: NBER, 2001. 26p. (Working Papers, n.8587)

DOPPELHOFER, G., MILLER, R., SALA-I-MARTIN, X. *Determinants of long-term growth: a Bayesian averaging of classical estimates (BACE) approach*. Cambridge, Mass.: NBER, 2000. 54p. (Working Papers, n.7750)

FERREIRA, A. H. B. *A distribuição interestadual e inter-regional da renda no Brasil: tendências recentes*. 1995. 101f. Tese (Professor titular) - Departamento de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 1995.

FERREIRA, A. H. B., DINIZ, C. C. *Convergência entre as rendas per capita estaduais no Brasil*. Belo Horizonte: UFMG/CEDEPLAR, 1994. 27p. (Texto para Discussão, n.79)

FERREIRA, P. C. G., ELLERY JR., R. G. Convergência entre a renda per capita dos estados brasileiros. *Revista de Econometria*, v.16, n.1, p.83-103, abr. 1996.

FIGUEIRÊDO, L., NORONHA, K. V. K., ANDRADE, M. V. *Os impactos da saúde sobre o crescimento econômico na década de 90: uma análise para os estados brasileiros*. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2003. 26p. (Texto para Discussão, n.219) Disponível em: <<http://www.cedeplar.ufmg.br/pesquisas/td/TD%20219.pdf>>.

FUJITA, M., KRUGMAN, P., VENABLES, A. *The spatial economy*. Cambridge, Mass.: MIT, 1999. 367p.

FUJITA, M., THISSE, J. F. *Economics of agglomeration: cities, industrial location and regional growth*. Cambridge, UK.: Cambridge University, 2002. 466 p.

GREENE, W. *Econometric analysis*. 5^{ed}. Upper Saddle River, N.J.: Prentice Hall, 2003. 1026p.

HALL, R. E., JONES, C. I. *The productivity of nations*. Cambridge, Mass.: NBER, 1996. 47p. (Working Papers, n.5812)

JONES, C. I. *Introdução à teoria do crescimento econômico*. Rio de Janeiro: Campus, 2000. 178p.

LEVINE, R., RENELT, D. A sensitivity analysis of cross-country growth regressions. *American Economic Review*, v.82, n.4, p.942-963, Sept. 1992.

LLÉDO, V. D., FERREIRA, P. C. Crescimento endógeno, distribuição de renda e política fiscal: uma análise cross-section para os estados brasileiros. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.27, n.1, p. 41-70, abr. 1997.

LUCAS, Robert. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, v.22, n.1, p.3-42, Jul. 1988.

REBELO, S. Long run policy analysis and long run growth. *Journal of Political Economy*, v.99, n.3, p.500-521, Jun. 1991.

ROMER, P. M. Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, v.98, n.5 (part 2), p.71-102, Oct. 1990.

ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, v.94, n.5, p.1002-1037, Oct. 1986.

SALA-I-MARTIN, X. *I just ran four million regressions*. Cambridge, Mass.: NBER, 1997. 23p. (Working Papers, n.6252) Disponível em: <<http://papers.nber.org/papers/w6252.pdf>>

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, v.70, n.1, p.65-94, Feb. 1956.

TEMPLE, J. The new growth evidence. *Journal of Economic Literature*, v.37, n.1, p.112-156, Mar. 1999.

ANEXO A

ANEXO B

GRÁFICO 2

PIB per capita estadual no início das décadas (X4)

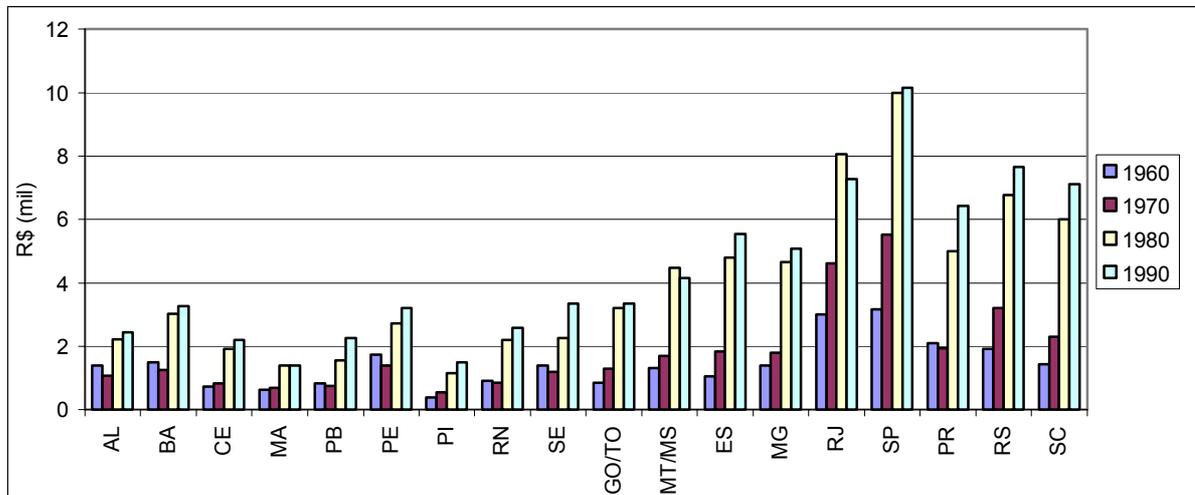


GRÁFICO 3

Taxa de crescimento da população – média anual das décadas (X5)

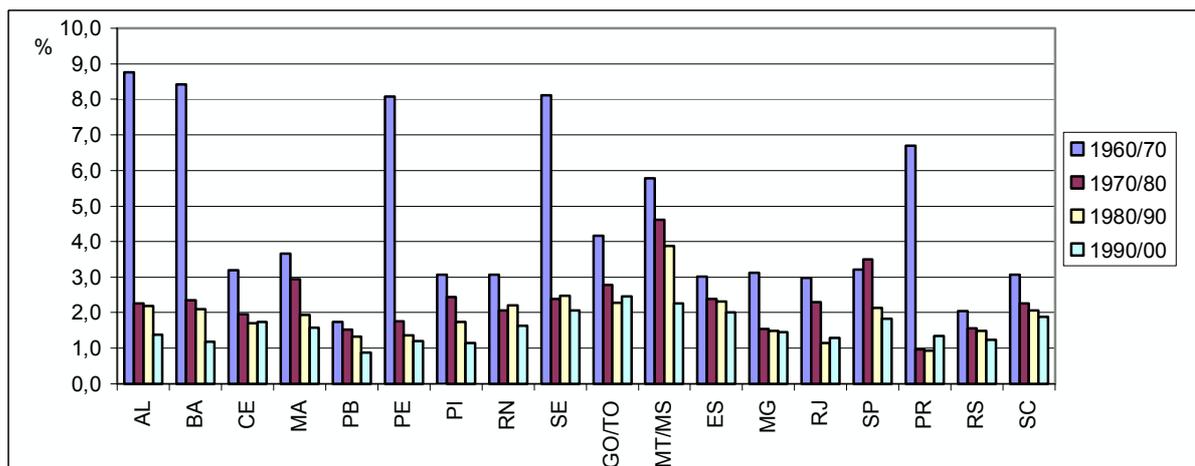


GRÁFICO 4

Participação do setor industrial em relação ao PIB (X6)

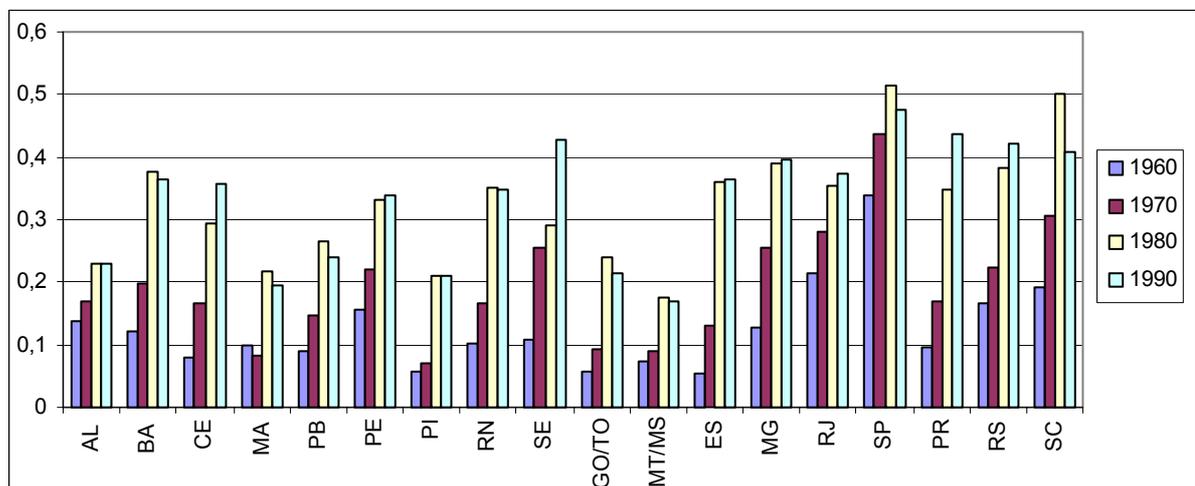


GRÁFICO 5

Participação do setor agropecuário em relação ao PIB (X7)

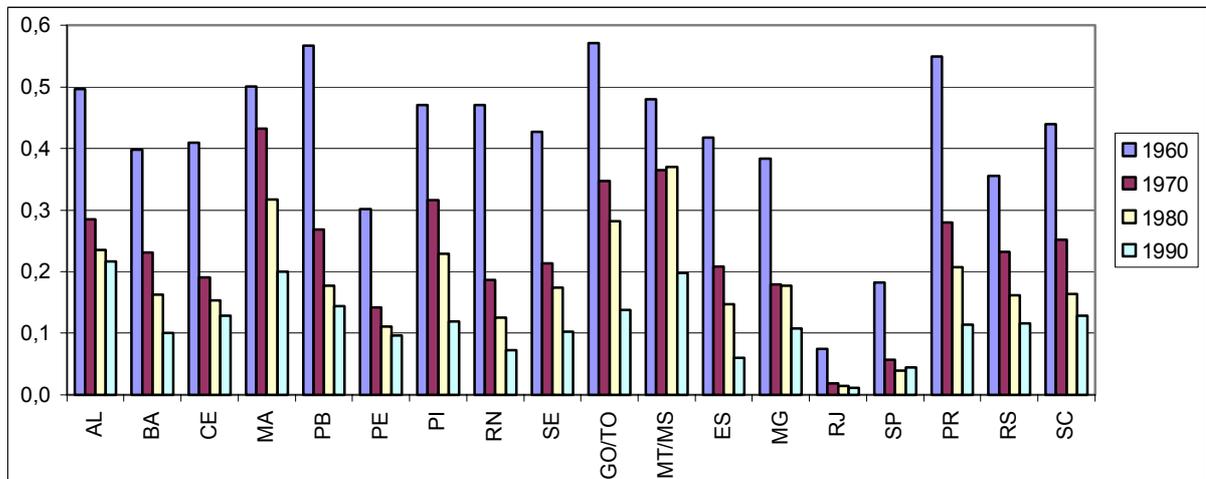


GRÁFICO 6

Participação do setor de comércio em relação ao PIB (X8)

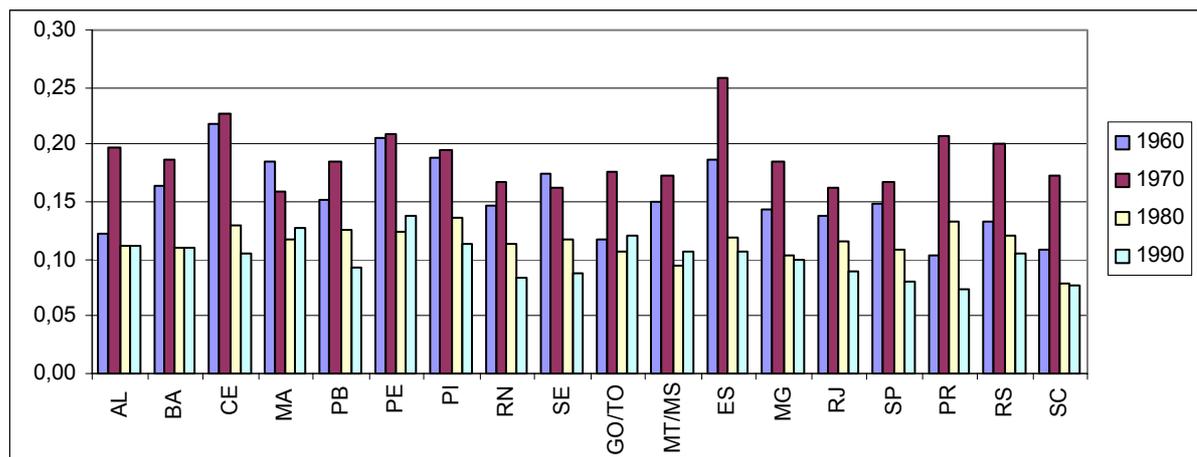


GRÁFICO 7

Participação do setor de serviços em relação ao PIB (X9)

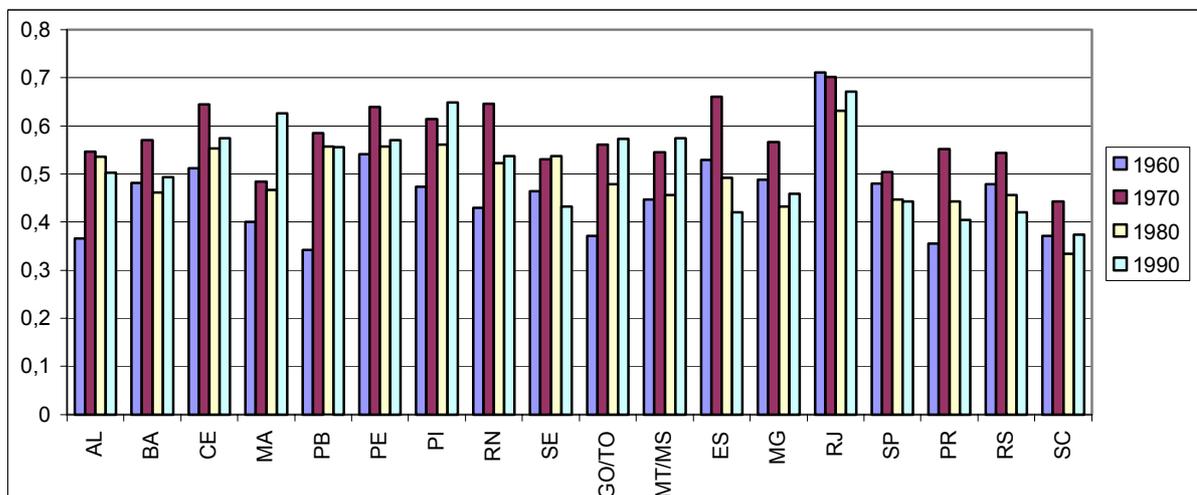


GRÁFICO 8
Densidade populacional (X10)

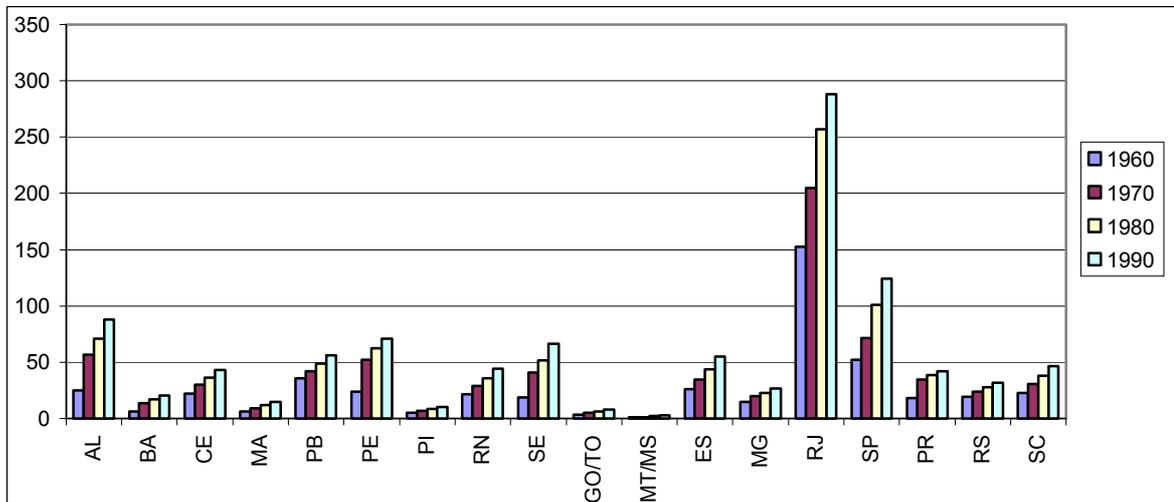


GRÁFICO 9
Taxa de urbanização estadual (X11)

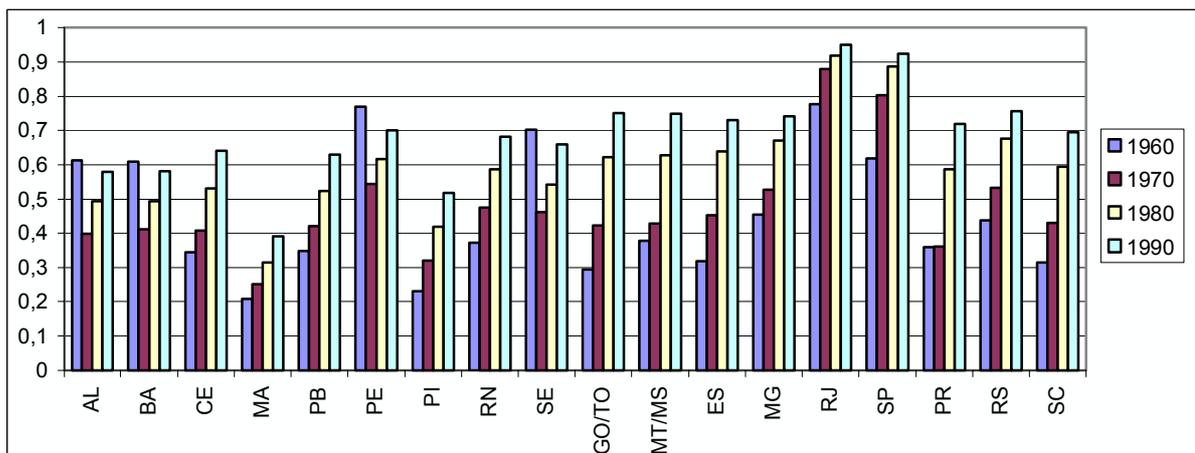


GRÁFICO 10
Taxa de matrícula no ensino primário (X12)

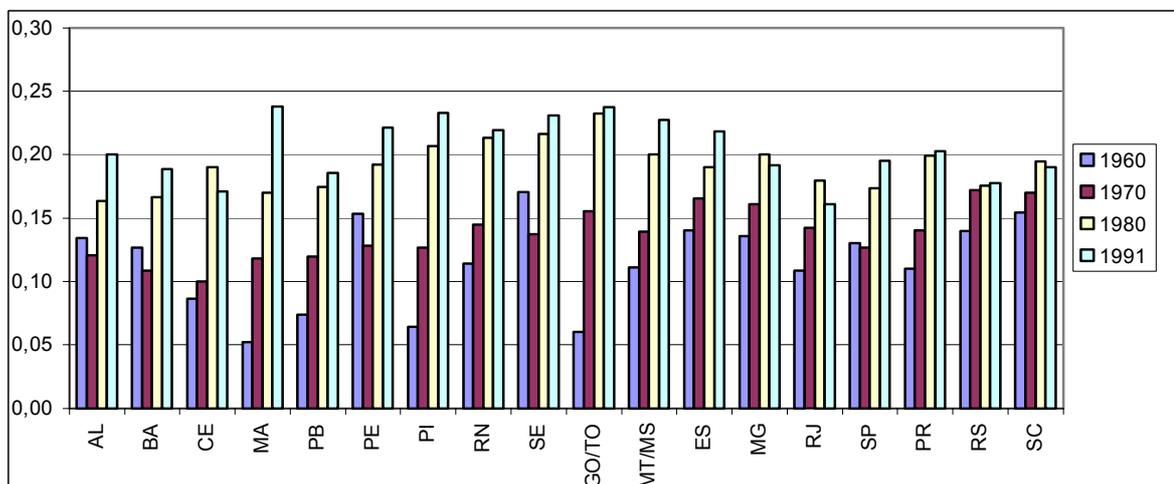


GRÁFICO 11

Taxa de matrícula no ensino secundário (X13)

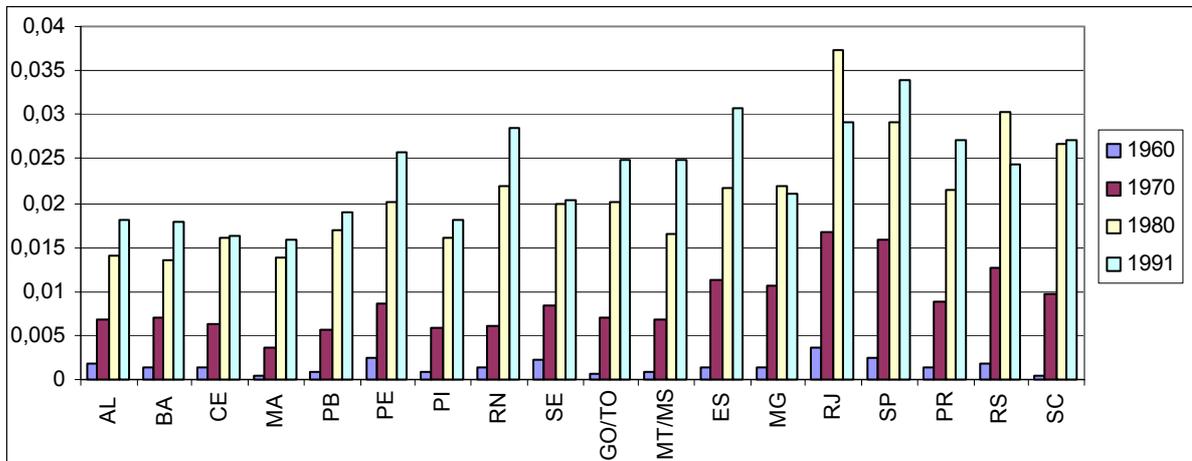


GRÁFICO 12

Número médio de anos de estudo das pessoas de 25 ou + anos de idade (X14)

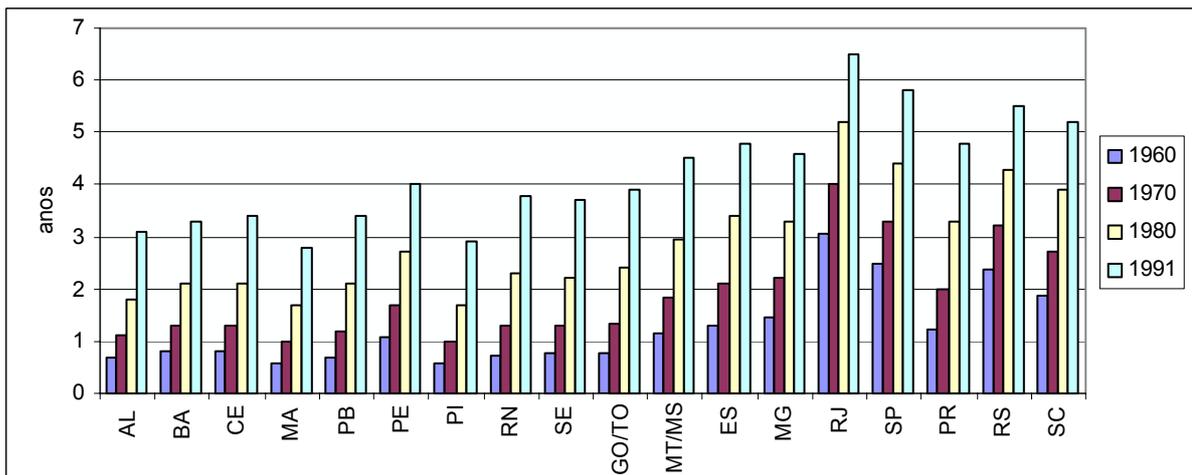


GRÁFICO 13

Densidade rodoviária (X15)

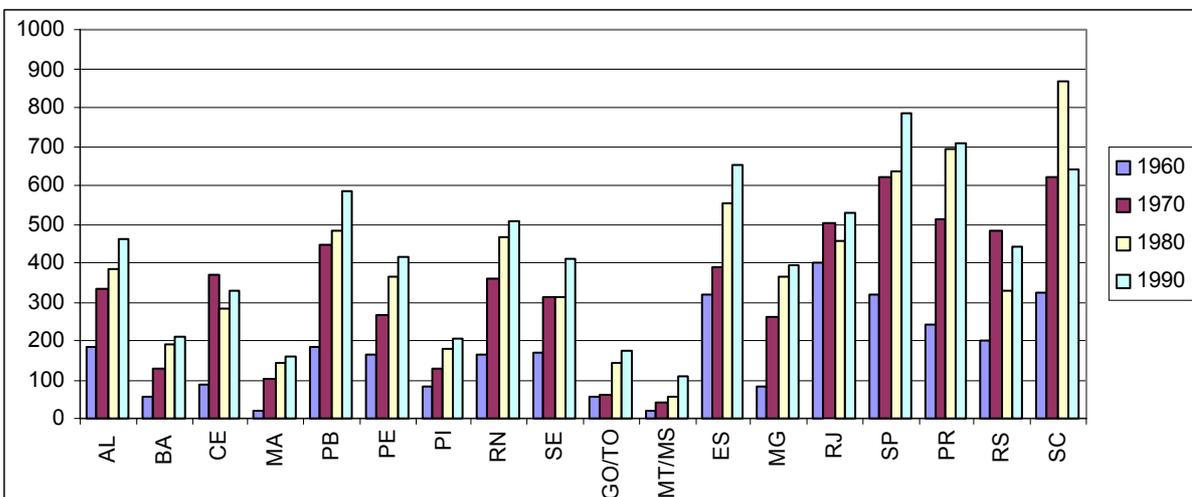


GRÁFICO 14

Inverso da média ponderada das distâncias entre as capitais dos estados (X16)

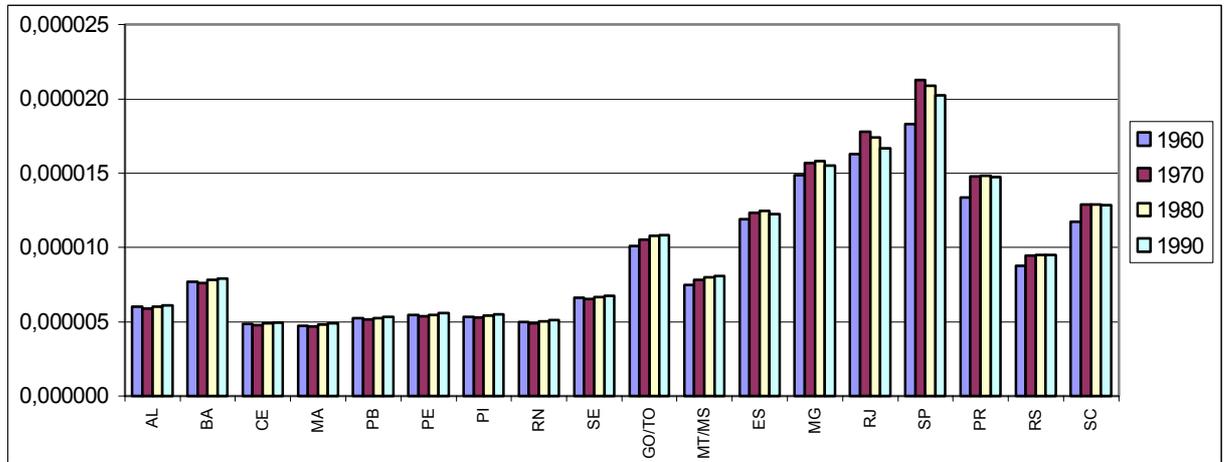


GRÁFICO 15

Mortalidade infantil por mil nascidos vivos (X17)

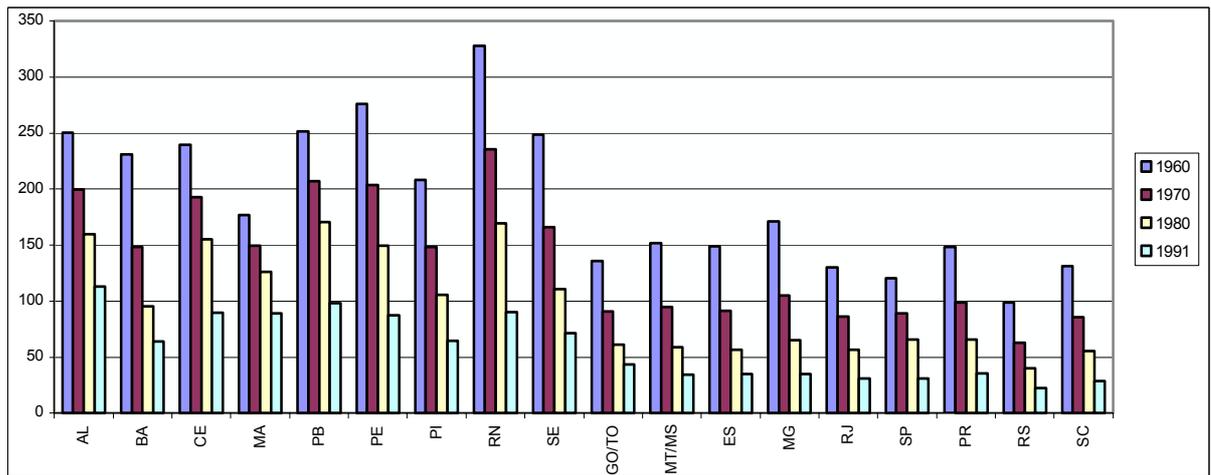


GRÁFICO 16

Fecundidade (X18)

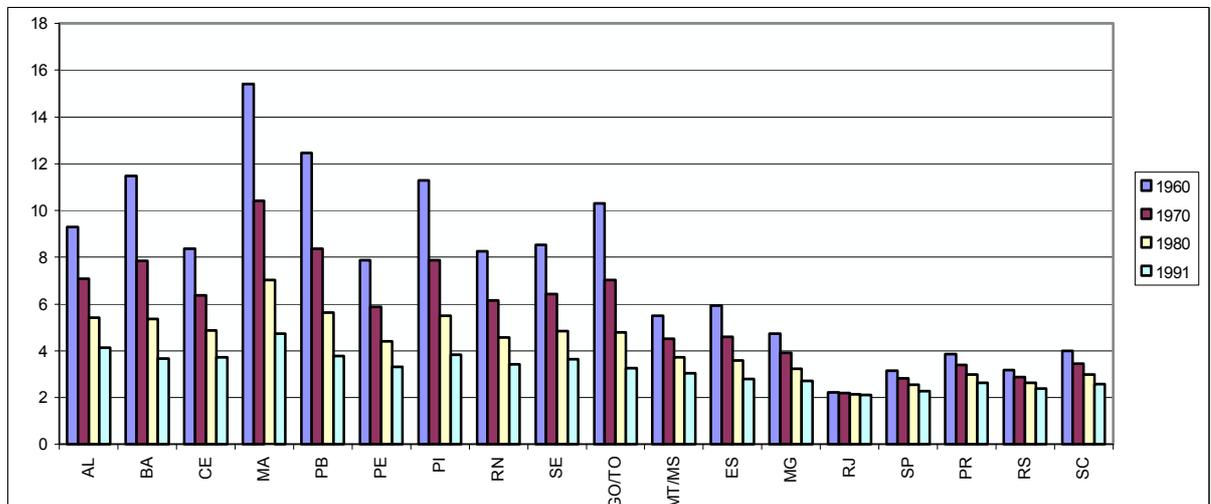


GRÁFICO 17
Expectativa de vida (X19)

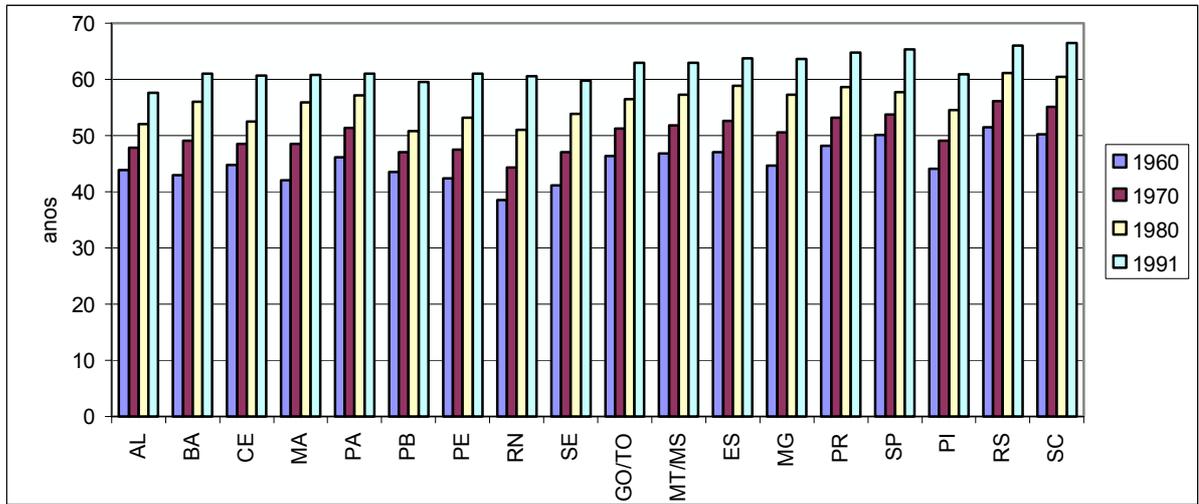


GRÁFICO 18
Temperatura (X20)

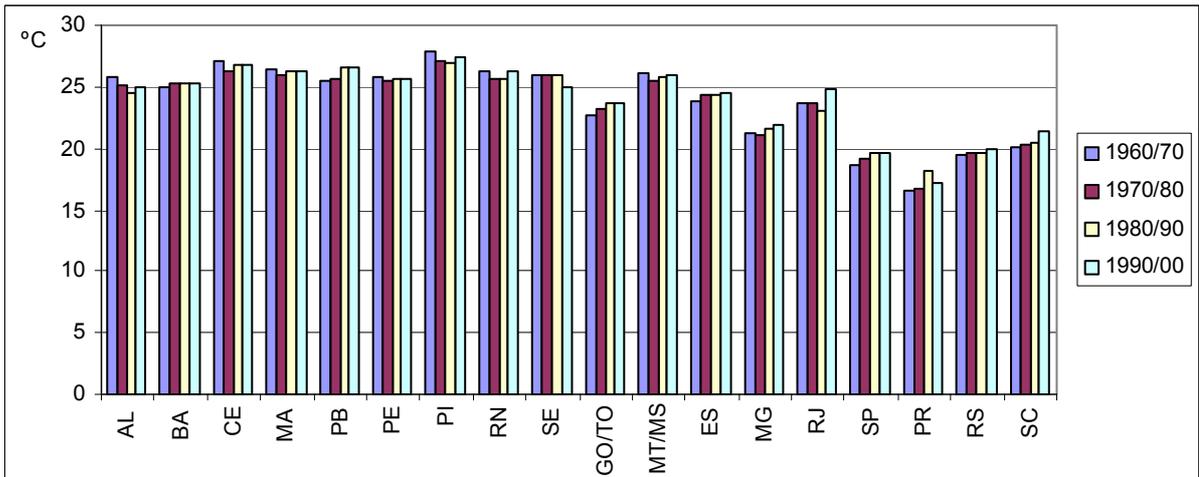


GRÁFICO 19
Latitude (X21)

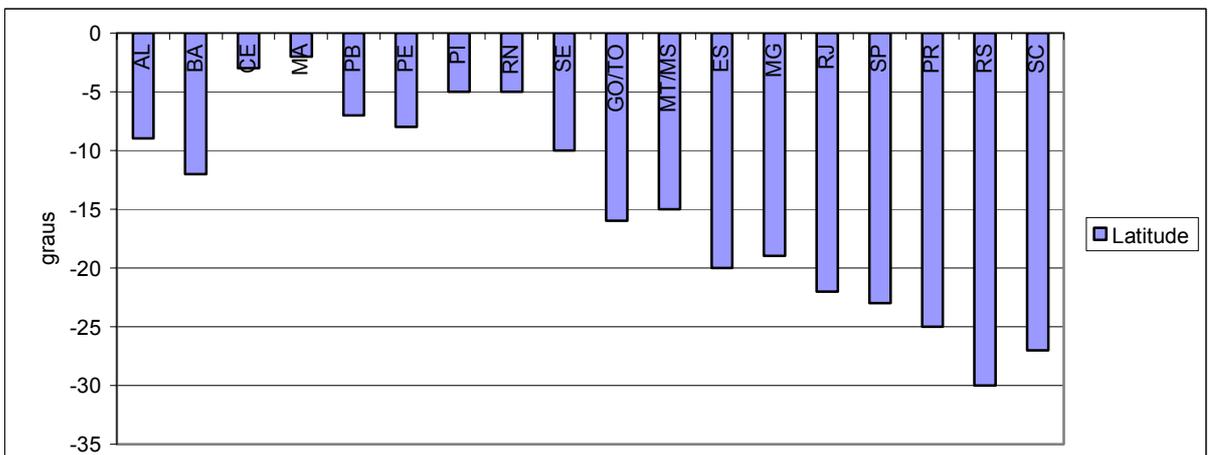


GRÁFICO 20
Índice pluviométrico (X22)

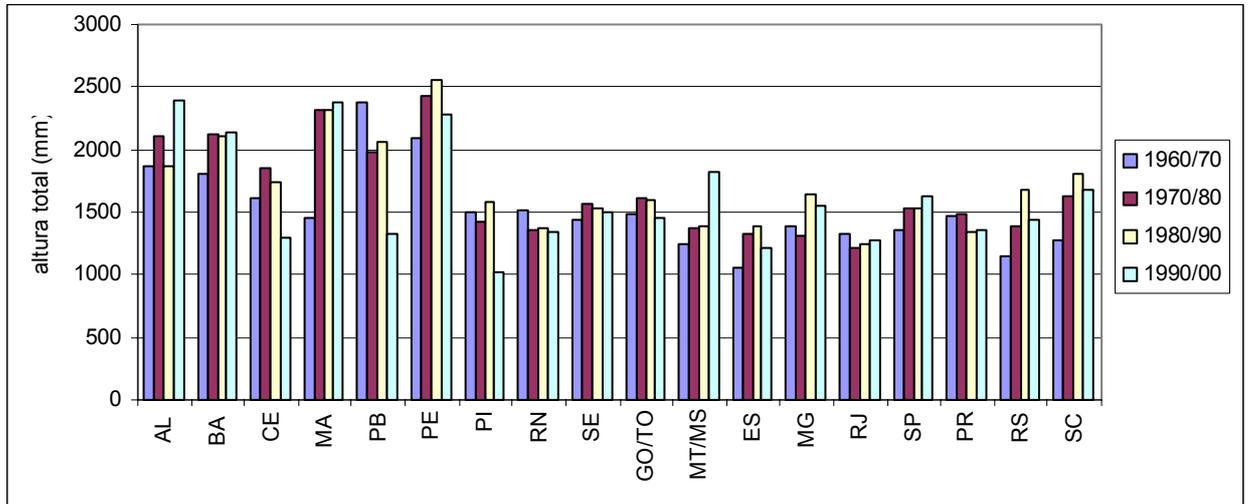


GRÁFICO 21
Consumo de energia elétrica (X23)

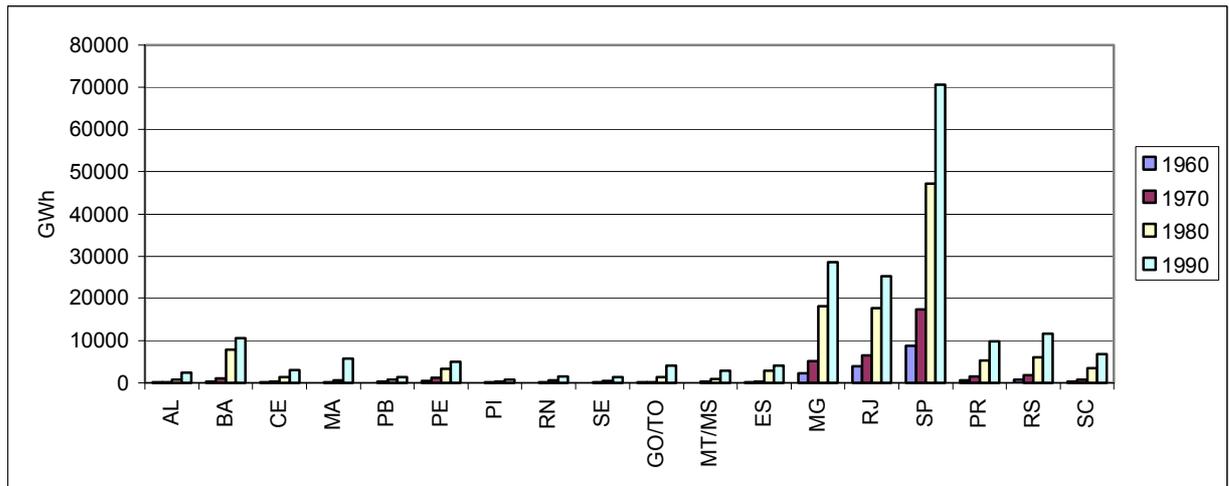


GRÁFICO 22
Percentagem de domicílios com instalações sanitárias rede geral (X24)

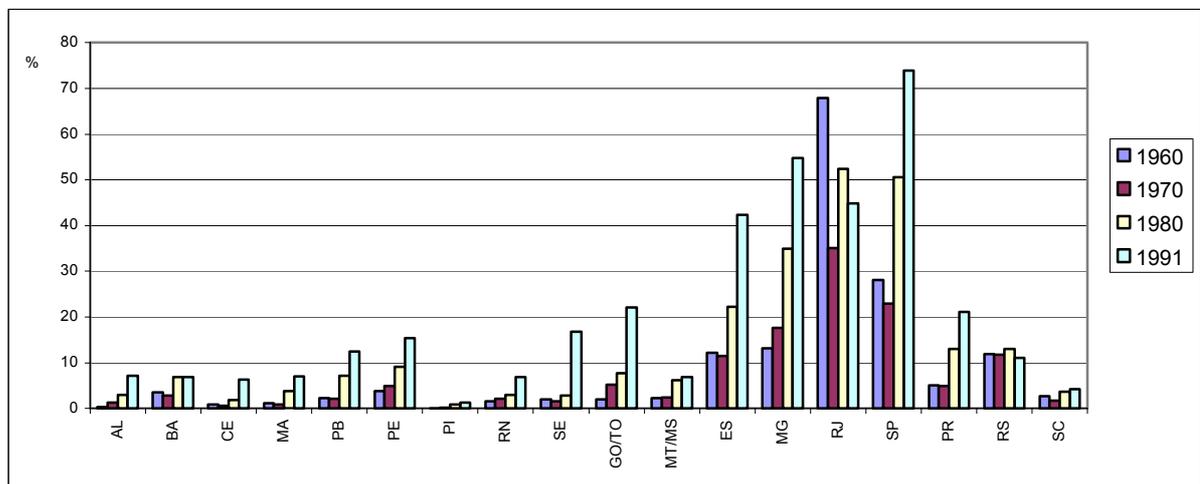


GRÁFICO 23

Percentagem de domicílios com água canalizada rede geral (X25)

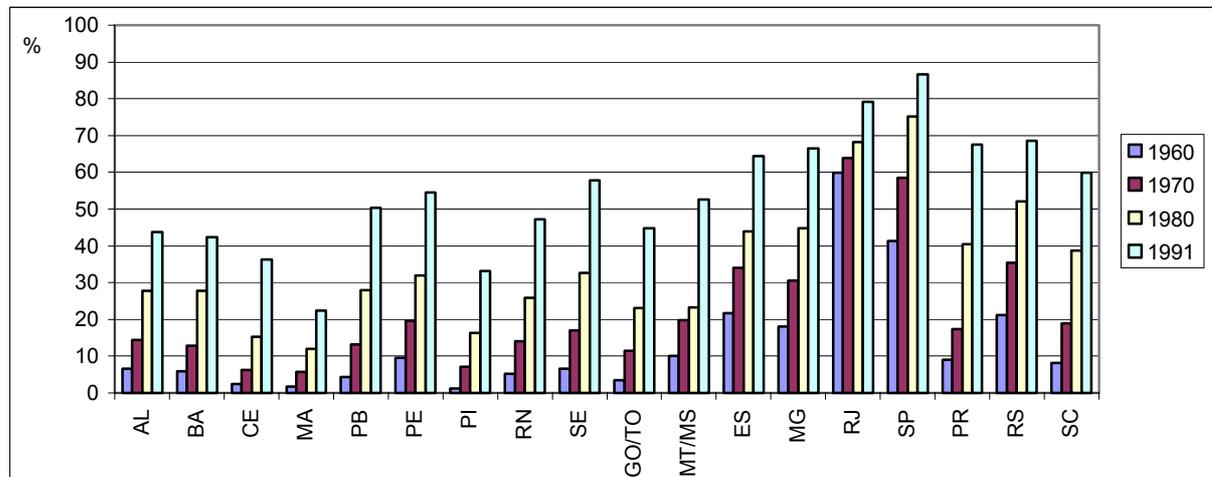


GRÁFICO 24

Percentagem de domicílios com iluminação elétrica (X26)

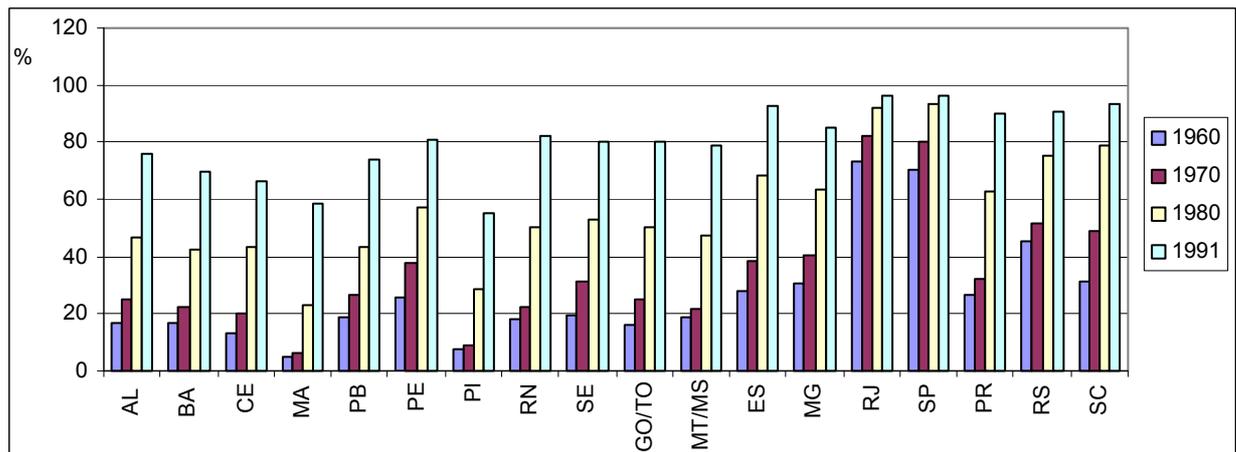


GRÁFICO 25

Índice L de Theil (X27)

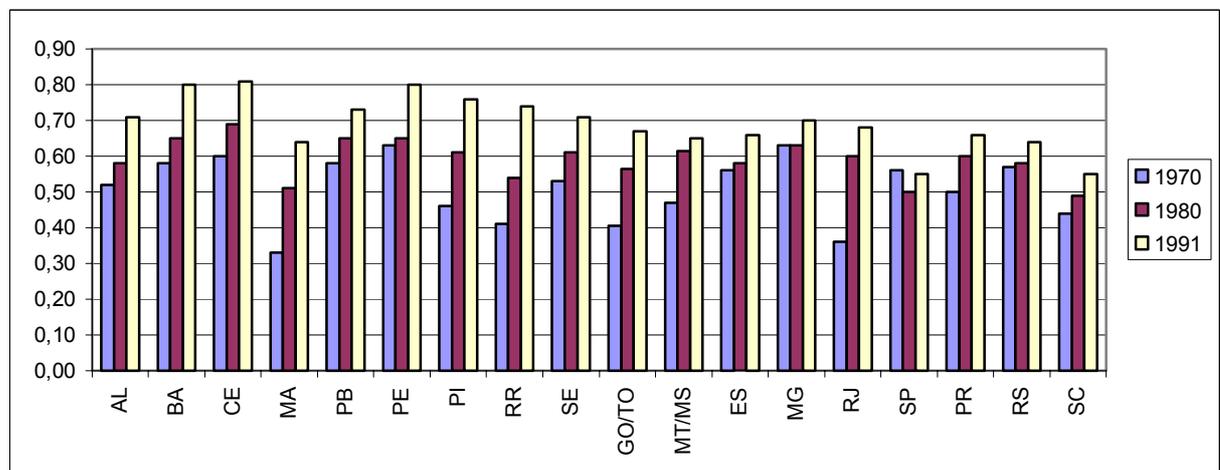


GRÁFICO 26
Carga tributária global (X28)

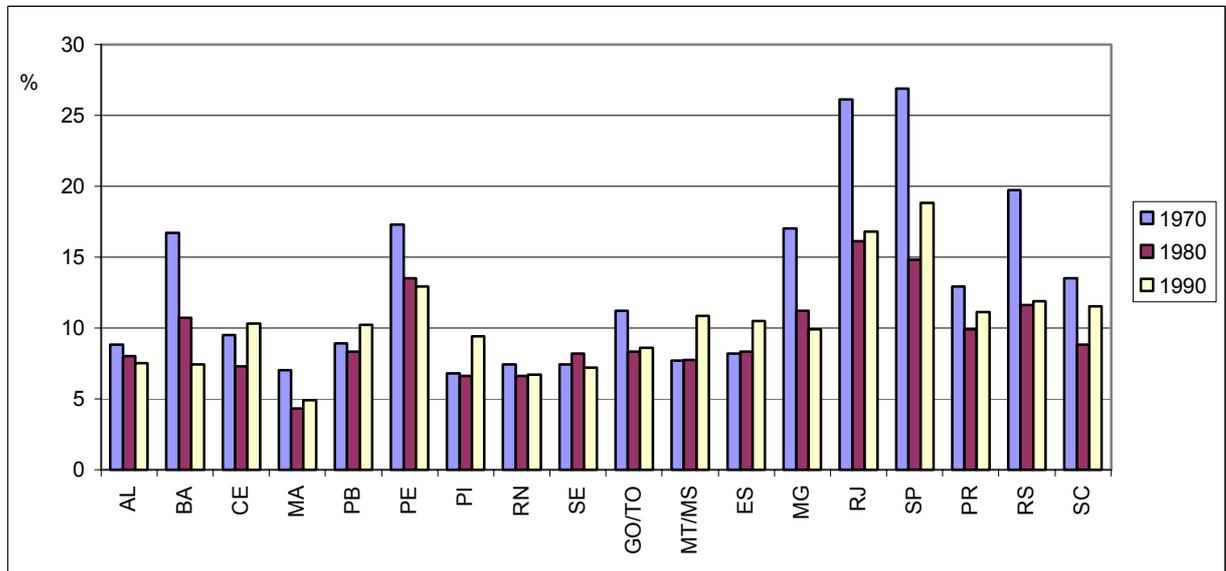
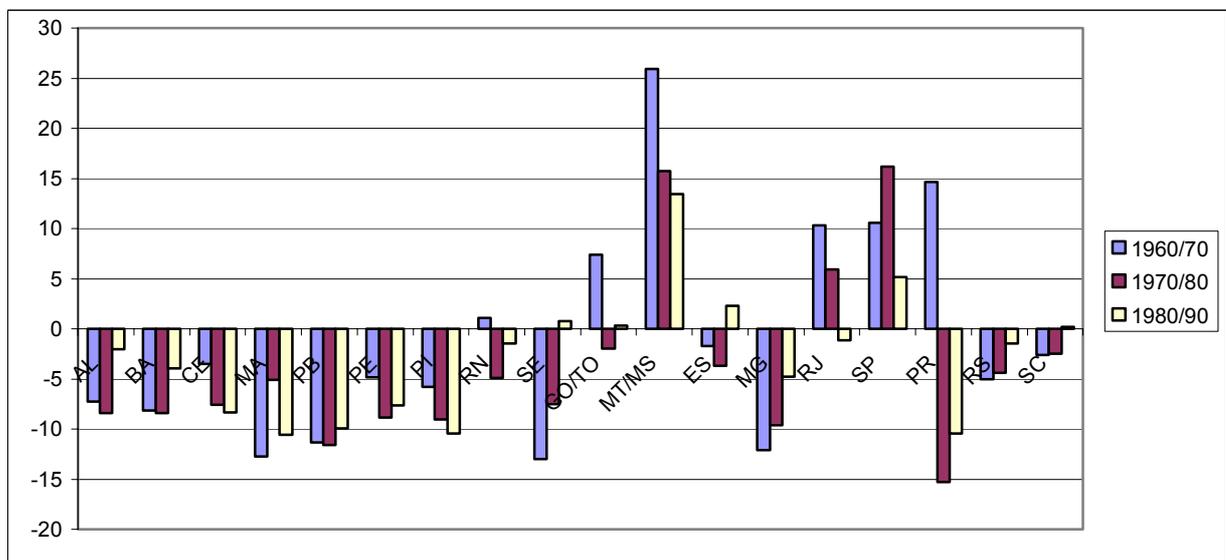


GRÁFICO 27
Taxa líquida de migração (X30)



Artigo 2: Crescimento econômico dos municípios mineiros: as externalidades importam?

SINOPSE

Este trabalho discute a importância das externalidades espaciais no crescimento econômico dos municípios de Minas Gerais entre 1991 e 2000. Assim, verificamos quais variáveis estão correlacionadas com o crescimento econômico dos municípios, além de investigarmos se essas variáveis apresentam efeitos de transbordamento para os municípios vizinhos. As seguintes variáveis apresentaram efeitos de transbordamento: taxa de crescimento econômico, nível da renda *per capita* em 1991, infra-estrutura, grau de escolaridade, densidade populacional e taxa de mortalidade infantil dos municípios vizinhos.

Palavras-chave: externalidades espaciais, crescimento econômico, econometria espacial, análise espacial exploratória de dados (ESDA), Minas Gerais.

JEL No. C31, R11.

ABSTRACT

The main goal of this paper is to discuss the spatial externalities that are key to the economic growth of Minas Gerais' municipalities, in the period 1991-2000. More precisely, we determined which variables were important to the economic growth of municipalities and, most importantly, the variables which had a spillover effect into the neighboring ones. The spillovers effects were due to the rate of economic growth, level of per capita income in 1991, infrastructure, level of schooling, population density and mortality rates of the neighbors.

Key words: spatial externalities, economic growth, spatial econometrics, exploratory spatial data analysis (ESDA), Minas Gerais.

JEL No. C31, R11.

1. INTRODUÇÃO

Este trabalho discutirá a importância das externalidades espaciais²² no crescimento econômico dos municípios de Minas Gerais. No *mainstream* da teoria econômica, a discussão dos efeitos de transbordamentos (*spillovers*) no espaço é um tema recente, trazido pela Nova Geografia Econômica (Fujita *et alli*, 1999).

Uma questão que se coloca ao analisar regiões é saber qual o papel das externalidades no crescimento econômico de cada região. Assim, é importante, além de verificar quais variáveis estão correlacionadas com o crescimento econômico de determinada região ou município, investigar se essas variáveis apresentam efeitos de transbordamento para os municípios vizinhos. Com isso, podemos verificar variáveis que, além de estarem influenciando o crescimento econômico dos municípios, podem estar apresentando externalidades para os seus vizinhos. Com o intuito de estudar essa questão, este trabalho analisou o papel das externalidades no crescimento econômico dos municípios mineiros, captando os seus efeitos. A resposta a essa indagação foi importante, pois indicou quais variáveis apresentaram externalidades espaciais, apontando, assim, indicações de políticas públicas mais eficazes para o crescimento econômico dos municípios.

Portanto, investigamos se existiram e quais foram os *spillovers* que afetaram o crescimento econômico de Minas Gerais, entre 1991 e 2000. Desde que a resposta a essa investigação introduz no modelo econométrico padrão a autocorrelação entre variáveis distribuídas no espaço, faz-se necessário, então, a utilização de técnicas da econometria espacial. Estimamos um modelo espacial, com o intuito de captar os *spillovers* que afetaram as taxas de crescimento econômico. Assim, com base na econometria espacial, analisamos quais as variáveis tiveram um efeito de transbordamento nos municípios pertencentes ao Estado de Minas Gerais.

Nossos resultados mostraram que as externalidades espaciais importam. Verificamos que a taxa de crescimento da renda *per capita* municipal entre 1991 e 2000, o nível da renda *per capita* em 1991, o percentual de domicílios com água encanada, o número médio de anos de estudo das pessoas de 25 ou mais anos de idade, a taxa de mortalidade infantil até um ano de idade e a densidade populacional apresentam efeitos de transbordamento. Além disso, analisamos quais as variáveis de determinado município influenciaram seu próprio crescimento econômico. Foram quatro as variáveis encontradas: renda *per capita* em 1991,

taxa de crescimento populacional, número médio de anos de estudo das pessoas de 25 ou mais anos de idade e taxa de fecundidade.

Em resumo, tendo em vista esses resultados, ressaltamos a importância de políticas públicas que visem o aumento do acesso à água encanada, o aumento do número de anos de estudo e um maior acesso à saúde básica.

Além dessa introdução, o artigo está organizado em mais seis seções. Na próxima seção é revista a literatura teórica e empírica sobre a questão das externalidades espaciais de crescimento. Na terceira seção é feita uma descrição sócio-econômica dos municípios mineiros. Já na seção quatro é apresentado alguns resultados a partir da análise espacial exploratória de dados. Na quinta seção é mostrada a metodologia, incluindo alguns aspectos da econometria espacial, além do modelo econométrico utilizado no presente artigo e a descrição da base de dados. A sexta seção é reservada para a análise dos resultados encontrados. A última seção apresenta as conclusões do trabalho.

²² Neste artigo, os termos externalidade espacial, externalidade, *spillover* e transbordamento são utilizados como sinônimos. Ou seja, esses termos representam a influência que determinada variável econômica de uma localidade gera sobre sua vizinhança.

2. REVISÃO DA LITERATURA TEÓRICA E EMPÍRICA

Como dito na introdução deste artigo, no *mainstream* da teoria econômica, a discussão dos efeitos de transbordamentos (*spillovers*) no espaço é um tema recente. Fujita *et alli* (1999) salientam que a noção de externalidades no desenvolvimento da teoria regional e urbana continua a ser fortemente influenciada pelo trabalho de Alfred Marshall (1920). Marshall identificou três formas de economias externas importantes para a concentração localizada da produção: as vantagens de especialização do mercado de trabalho local, encadeamentos para frente e para trás (*linkages*), e os transbordamentos do conhecimento tecnológico (*spillovers*).

Segundo Fingleton (2003), essas idéias são fundamentais, no enfoque atual, para entendermos o que causa a produção espacialmente concentrada. A Nova Geografia Econômica (NGE) discute essas idéias com modelos mais rigorosos, como por exemplo, em Fujita & Thisse (2002), Fujita *et alli* (1999) e Krugman (1991).

Krugman (1991) apresenta um modelo que explica o porquê das empresas se aglomerarem em algumas regiões, deixando as outras relativamente vazias. Nesse modelo de dois setores, um agrícola (com retornos constantes e população fixa) e outro de manufatura (com retornos crescentes e população móvel), a concentração de bens manufaturados ocorrerá em alguns poucos lugares devido a economias de escala. Tudo mais constante, os lugares preferidos para a concentração serão aqueles próximos a uma demanda grande, visto que, produzindo a uma distância pequena, minimizam-se os custos de transporte (Krugman, 1991). Então, as outras localidades serão servidas por essas localidades centrais.

Especificamente, Krugman (1991) aponta duas forças que tendem a promover a concentração espacial da atividade econômica: efeitos mercado local (ML) e índice de preços (IP). Por exemplo, existindo uma oferta extra de mão-de-obra, esta aumenta a demanda local e permite a entrada de novas firmas, aumentando a variedade ofertada (ML), e com essa maior variedade de produtos produzidos nesse local, menos se necessita importar, diminuindo, assim, o custo de vida (IP). Esses fatores são responsáveis pelo elevado salário real nas regiões industrializadas. Nesse sentido, custos intermediários de transporte beneficiam as regiões mais ricas, pois seria vantajoso para as firmas de bens finais aumentarem a produção, aproveitando, assim, as economias externas de escala. Logo, a região atrairia migrantes ou firmas produtoras de bens intermediários [Krugman & Venables (1995)], tendo em vista sua

maior renda e seu maior mercado²³. Custo de transporte mais baixos (ou muito alto) beneficiariam as regiões mais pobres (Fujita *et alli*, 1999). Portanto, a existência de regiões centrais e periféricas é oriunda do nível dos custos de transporte ao interagirem com a extensão do mercado (processo migratório) ou com as economias externas (P&D e encadeamentos para frente e para trás no setor industrial).

Os modelos de crescimento econômico da Nova Geografia Econômica (NGE) mesclam a questão da aglomeração (baseada nas externalidades) com a questão do crescimento econômico, utilizando como base os modelos de crescimento econômico de P&D. Por exemplo, Baldwin & Forslid (2000) descrevem um modelo que estende o modelo de centro-periferia de Krugman (1991) introduzindo crescimento endógeno como postulado por Romer (1990). Demonstra, então, que a aglomeração da indústria aumenta as taxas de crescimento econômico. Em Fujita & Thisse (cap. 11, 2002) mostra-se, também, um modelo onde é feito o elo entre as variações das taxas de crescimento econômico de longo prazo e aglomeração. A análise confirma a idéia que aglomeração e crescimento se reforçam.

Portanto, diante do exposto, argumentamos que a questão das externalidades aqui investigadas é sugerida: 1) pela Nova Geografia Econômica (Fujita *et alli*, 1999) ao incorporar a questão do espaço na análise econômica tratando das externalidades da demanda em modelos centro-periferia (Krugman, 1991); 2) pelos modelos de crescimento com geografia (Baldwin & Forslid, 2000); 3) pelos modelos de crescimento endógeno ao introduzirem externalidades de P&D (Romer, 1986 e 1990) ou da educação (Lucas, 1988). Assim, este artigo procurar verificar se as externalidades da educação, infra-estrutura, custos de transporte, entre outras influenciaram o crescimento econômico dos municípios mineiros entre 1991 e 2000.

Na literatura mundial, a utilização da econometria espacial para o estudo da questão das externalidades espaciais e o crescimento econômico é feita, por exemplo, na esfera estadual por Rey & Montoury (1999), regional por Fingleton (1999) e até internacional por Moreno & Trehan (1997).

No Brasil, o uso de modelos de econometria espacial para discutir esse tema baseia-se, em sua maioria, em dados estaduais. Magalhães, Hewings & Azzoni (2000) argumentam que a presença de autocorrelação nas observações utilizadas para estudar a convergência de renda *per capita* entre os estados brasileiros faz com que as equações *cross-section* tradicionais

²³ Percebemos que a migração afeta positivamente o crescimento econômico, tendo em vista que, uma maior quantidade de trabalhadores implica um maior mercado consumidor, atraindo mais firmas e reduzindo seus custos.

apresentem erros de especificação. Também, Mossi *et alli* (2000) apresentam uma análise espacial, para o caso brasileiro, apontando uma dependência espacial da renda *per capita* entre os estados brasileiros. As conclusões mostram que o padrão de crescimento econômico dos estados brasileiros não pode ser visto sem se levar em conta os *spillovers* espaciais. As evidências mostram que o desempenho econômico de um estado específico depende do desempenho de seus vizinhos.

Já trabalhos utilizando dados de crescimento econômico das microrregiões ou municípios brasileiros são, até hoje, pouco tratados pela literatura empírica. Um exemplo recente é Pimentel & Haddad (2004) que analisaram a renda do trabalho *per capita* em cada setor (agropecuária, indústria e serviços) utilizando dados microregionais do Estado de Minas Gerais. Os autores verificaram a existência de um padrão espacial para a variável de interesse. Na porção oeste do Estado, observa-se a ocorrência de regiões com elevados níveis de renda *per capita* rodeadas por regiões de altos níveis de renda *per capita*, mais acentuadamente, para o caso do setor agropecuário. No caso de regiões com baixos níveis de renda cercadas de regiões de desempenho similar, esse grupo de unidades regionais é encontrado para todos os setores no ano de 2000 e está localizada na porção nordeste do Estado. Verner & Tebaldi (2004) fazem uma análise espacial do crescimento da renda *per capita* dos municípios do Rio Grande do Norte entre 1970 e 1996. Já Monasterio & Ávila (2004) aplicam a econometria espacial para analisar o crescimento econômico de microrregiões gaúchas entre 1939 e 2001. Ambos os trabalhos mostram a existência de dependência espacial nas observações.

Esses estudos recentes, da mesma forma deste artigo, trabalham com dados municipais (ou microregionais), tentando captar efeitos de transbordamento de variáveis econômicas, visto que, defendem a idéia da chamada Lei de Tobler²⁴ da geografia, de que é bem mais provável que se tenham relações espaciais na esfera sub-estadual do que entre elementos geográficos mais distantes (Monasterio & Ávila, 2004).

Cabe ressaltar que este trabalho investiga questões relativas à autocorrelação espacial até agora pouco tratadas pela literatura empírica brasileira. Estudamos os efeitos das externalidades espaciais que as variáveis sócio-econômicas têm sobre as taxas de crescimento da renda *per capita* dos municípios mineiros.

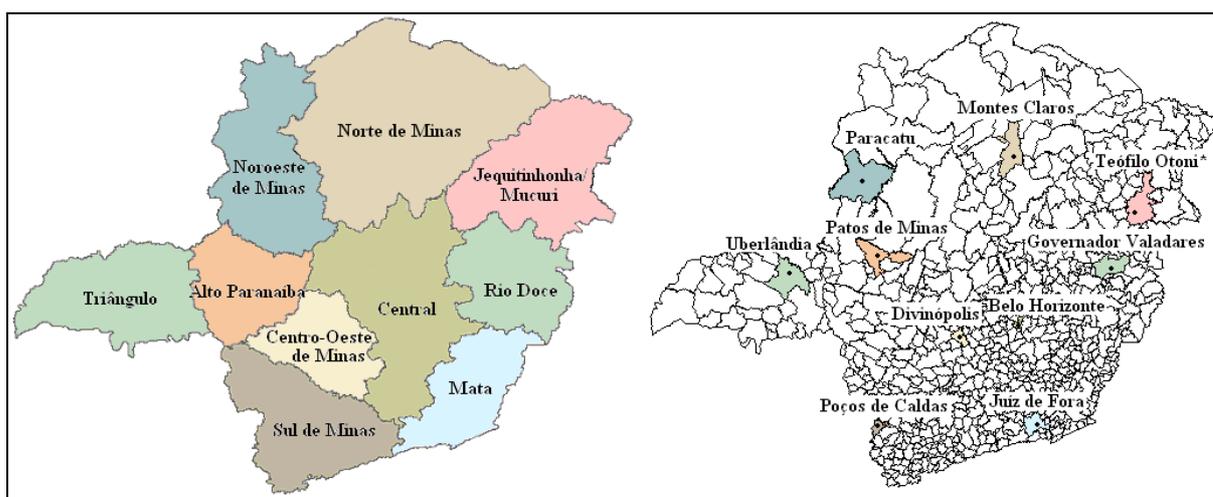
²⁴ “Everything is related to everything else but nearby things are more related than distant things” (TOBLER, 1970, p.236).

3. DESCRIÇÃO SÓCIO-ECONÔMICA DOS MUNICÍPIOS MINEIROS

Hoje, o Estado de Minas Gerais tem 853 municípios e cerca de 18 milhões de pessoas (CENSO, 2000). O crescimento demográfico e a extensão territorial explicam o número elevado – o maior em todo o País. Os 853 municípios foram agrupados em dez regiões para fins de planejamento por parte do Governo do Estado: Central, Mata, Sul de Minas, Centro-Oeste de Minas, Alto Paranaíba, Triângulo, Noroeste de Minas, Norte de Minas, Jequitinhonha/Mucuri e Rio Doce. A descrição dos principais aspectos da geografia econômica de Minas Gerais, feita a seguir, permite algumas reflexões gerais sobre as potencialidades e limitações das regiões mineiras. Na Figura 1 abaixo temos, à esquerda, o mapa com as dez regiões mineiras e, à direita, o mapa com uma cidade representativa de cada região.

FIGURA 1

Regiões do Estado de Minas Gerais e Cidades Mineiras



Fonte: Governo do Estado de Minas Gerais. Observação: * No mapa, Teófilo Otoni corresponde a uma área mínima comparável (AMC), abrangendo também o município Novo Oriente (ver nota de rodapé nº25, p. 67).

A Região Central é uma das mais ricas do País em recursos minerais, detendo importantes reservas de ferro, ouro, manganês e calcário - utilizado principalmente na produção de cimento. Essa área abriga a Região Metropolitana de Belo Horizonte (RMBH), que, além da própria capital, inclui mais 32 municípios, perfazendo um total de 9.191 km², com uma população de 4,3 milhões de habitantes em 2001 (INDI). Essa região é aquela que, paradoxalmente, ainda apresenta os maiores contrastes de Minas Gerais. Por exemplo, um contraste opõe a RMBH a certas áreas bastante deprimidas economicamente, como aquela contida no triângulo cujos lados são as BR 381 e 040, ao Sul de Belo Horizonte (BDMG, 2002). Na RMBH localiza-se um complexo industrial onde se destacam os setores de

mineração, siderurgia, automobilístico, mecânica, têxtil, elétrico, autopeças e cimento. Existem, também, fortíssimos contrastes dentro da própria RMBH, opondo áreas e pontos de expressivo desenvolvimento industrial e terciário a verdadeiros enclaves de miséria.

A Zona da Mata, está situada entre Belo Horizonte e Rio de Janeiro. A principal cidade dessa região é Juiz de Fora, com cerca de 447 mil habitantes, possuidora de um diversificado parque industrial, onde se destaca, além da siderurgia, metalurgia do zinco e indústria têxtil, um pólo automobilístico e de autopeças. Destacam-se também algumas cidades de porte médio como Cataguases, Ubá, Leopoldina e Ponte Nova.

O Sul de Minas possui localização estratégica, a meio caminho entre São Paulo, Rio de Janeiro e Belo Horizonte. É uma das regiões mais desenvolvidas do Estado, possuindo várias cidades de porte médio (população entre 100 mil e 200 mil habitantes). Em cidades como Poços de Caldas, Varginha, Três Corações, Pouso Alegre, Itajubá, Extrema, Camanducaia, Brasópolis e Santa Rita do Sapucaí estão instaladas empresas de diversos setores como: mecânico, agroindustrial, eletroeletrônico, de confecções, calçados e minerais não-metálicos, entre outros. Destaca-se também no turismo, com as estâncias hidroclimáticas de São Lourenço, Poços de Caldas, Caxambu, Lambari, Cambuquira, bem como a região do Lago de Furnas. Também conta com expressiva produção agrícola sendo a principal região produtora de café do Brasil.

No Centro-Oeste, estão presentes as atividades agrícolas de terras de cerrados. A atividade industrial na região relaciona-se ao segmento de bens intermediários, principalmente devido aos recursos ali existentes (calcário, granito e quartzo), e de consumo (calçados, confecções e móveis). As cidades de Divinópolis e Itaúna constituem importantes centros urbanos da região.

No Alto Paranaíba estão localizadas cidades dinâmicas como Patos de Minas, Patrocínio e o pólo turístico de Araxá. Os produtos significativos desse pólo são cereais, milho, soja e café.

Com cidades de porte médio como Uberlândia, Uberaba, Araguari e Ituiutaba, o Triângulo Mineiro é uma das mais ricas regiões do Estado. A agropecuária dessa região está entre as mais avançadas do mundo em termos de produtividade. Devido a esse fato as principais indústrias ali instaladas relacionam-se aos setores de processamento de alimentos e de madeira, de açúcar e álcool, fumo e de fertilizantes.

A região Noroeste de Minas possui grande potencial para a produção de grãos, em especial a soja e o milho. Duas importantes cidades da região são: Paracatu e Unaí.

Já o Norte (e também Jequitinhonha/Mucuri) é uma região na qual todos os indicadores econômicos apresentam-se em seus patamares mais baixos, com exceção de pontos, eixos e manchas isoladas (BDMG, 2002). Trata-se de dois pólos de desenvolvimento: Montes Claros e Pirapora. Nessa região destacam-se diversos setores industriais: cimento, têxtil, biotecnologia, ferroligas, etc.

A região do Jequitinhonha / Mucuri abriga cidades como Nanuque e Teófilo Otoni. Essa área, apesar da produção e exportação de pedras preciosas e semipreciosas e da grande expressão de sua pecuária de corte, destaca-se como um verdadeiro enclave de subdesenvolvimento na região sudeste brasileira.

Na região do Rio Doce estão localizadas importantes cidades como Ipatinga, Coronel Fabriciano, Timóteo e Governador Valadares, concentrando também algumas das mais importantes empresas siderúrgicas do País.

Após essa breve descrição das regiões mineiras, mostrando suas potencialidades e entraves, iremos fazer uma análise sócio-econômica dos municípios mineiros entre o ano de 1991 e 2000. Mais especificamente, a partir de agora, utilizaremos os termos municípios e áreas mínimas de comparáveis²⁵ (AMC) como sinônimos, entretanto o número de AMC é menor que o número de municípios. O total de AMC de Minas Gerais no período investigado é de 720. Na Tabela 1, temos 16 variáveis sócio-econômicas dos municípios de Minas Gerais, apresentadas com valores médios, mínimos, máximos e desvio-padrões para os anos de 1991 e 2000. Assim, a Tabela 1 nos mostra variáveis que dão uma idéia da riqueza (ou pobreza) dos municípios, sua infra-estrutura, grau de escolaridade da população, condições de saúde, distribuição de renda e criminalidade. A partir de agora iremos investigar, detalhadamente, algumas dessas variáveis.

²⁵ O número de municípios brasileiros aumentou de 3.951 em 1970 para 5.507 em 2000. As mudanças nos contornos e áreas geográficas dos municípios devidas à criação de novos municípios impedem comparações intertemporais consistentes de variáveis demográficas, econômica e social em nível municipal. Para isso, é necessário agregar municípios em áreas mínimas comparáveis (AMC).

TABELA 1
Descrição Sócio-Econômica

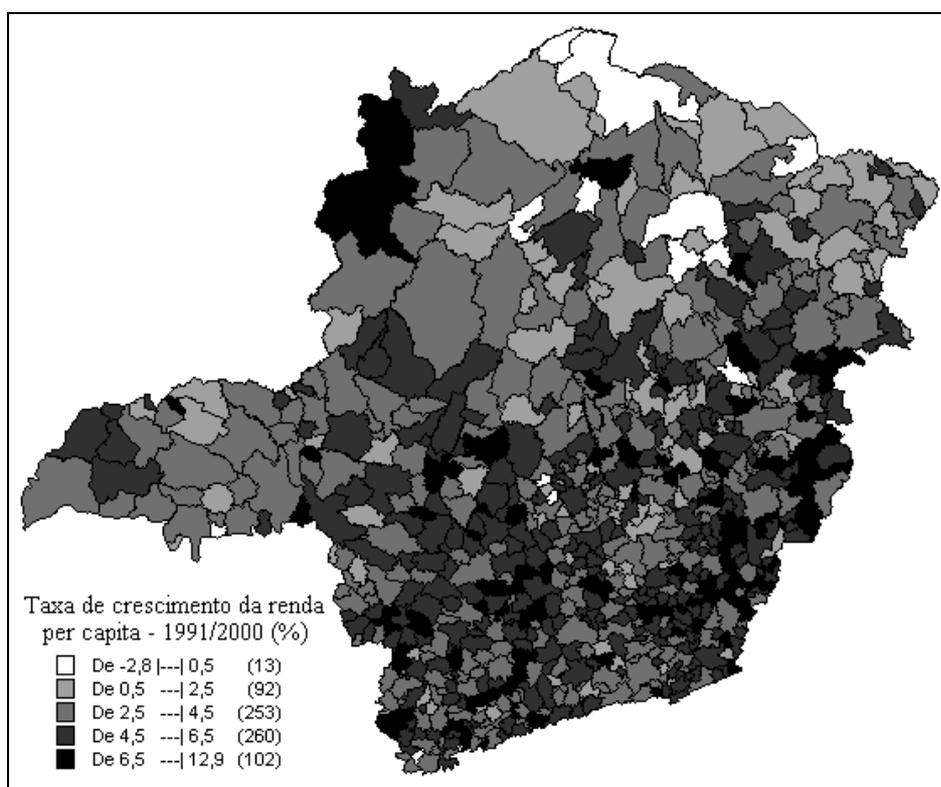
Variáveis	Municípios mineiros (1991) Nº obs.=720				Municípios mineiros (2000) Nº obs.=720			
	média	min	máx	dp	média	min	máx	dp
Taxa de crescimento da renda <i>per capita</i> 1991/00	4,5	-2,8	12,9	2,0	---	---	---	---
Taxa de crescimento populacional 1991/00	0,1	-9,4	6,9	1,7	---	---	---	---
Custo de transporte da sede municipal até a capital mais próxima em 1995	378,9	17,0	1301,0	177,4	---	---	---	---
Taxa de homicídio (1991/2000)	16,5	2,0	118,4	11,8	---	---	---	---
Renda <i>per capita</i> (R\$ de 2000)	126,7	46,6	414,9	50,2	187,3	61,5	557,4	71,3
% pessoas com renda domiciliar <i>per capita</i> < R\$ 37,75	27,6	3,2	70,4	14,9	17,1	1,8	55,8	12,6
% domicílios com água canalizada	48,1	0,0	92,7	19,9	66,8	19,8	98,0	16,2
% domicílios com energia elétrica	75,6	22,3	99,1	18,5	91,6	51,8	100,0	9,0
% de analfabetos	29,6	8,6	67,5	12,1	21,1	5,4	56,7	9,8
Nº médio de anos de estudo	3,4	0,9	7,2	1,0	4,3	1,8	8,1	1,0
Índice de Gini	0,54	0,43	0,71	0,04	0,55	0,44	0,73	0,05
Esperança de vida	65,5	55,3	71,5	3,1	69,9	59,4	76,9	3,1
Taxa de mortalidade infantil	37,6	20,7	77,0	10,3	29,7	11,3	71,1	10,2
Taxa de fecundidade	3,2	2,0	6,7	0,8	2,6	1,7	5,1	0,5
Taxa de urbanização	56,1	6,6	99,7	20,8	64,6	14,4	100,0	19,4
Densidade populacional	50,6	1,6	6086,7	253,2	58,9	1,4	6744,6	291,3

Observações: *dp=desvio-padrão; **tabulação feita pelos autores.

A partir da tabela 1, podemos ter uma idéia das disparidades nas taxas de crescimento da renda *per capita* entre os municípios mineiros. O Estado apresentou municípios com taxas médias negativas de -2,8% ao longo da década. Por outro lado, existiram municípios que cresceram a taxas anuais médias de 12,9%, sendo que a média de crescimento anual municipal foi de 4,5%.

FIGURA 2

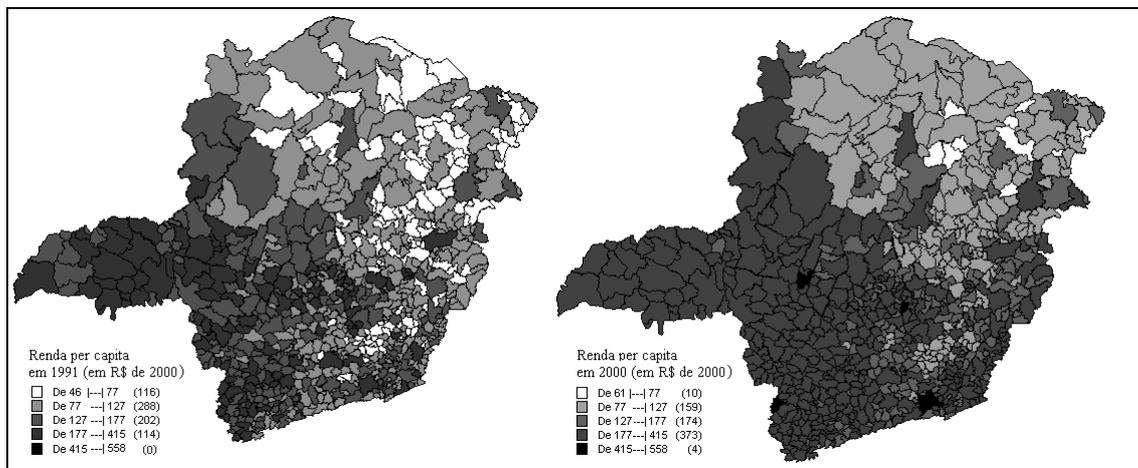
Taxas médias de crescimento das rendas *per capita* municipais 1991/00 (%)



Fonte: IPEADATA. Observações: *o mapa foi feito pelos autores; **na legenda, em parênteses, o número de municípios nos respectivos intervalos de taxa de crescimento da renda *per capita*

Pela observação da Figura 2, podemos ter uma melhor visualização dessas diferentes *performances* de crescimento econômico. As áreas mais claras representam municípios com baixas taxas de crescimento da renda *per capita*, enquanto as mais escuras, taxas altas de crescimento. Analisando o mapa, podemos ver que existe um maior crescimento das Regiões Central, Zona da Mata, Sul de Minas e Centro-Oeste de Minas. Já o Norte de Minas e Jequitinhonha/Mucuri são as regiões de menor crescimento. Ao todo, 136 AMC apresentaram taxas de crescimento abaixo daquela verificada no período no Brasil, qual seja, 2,8%. As 584 restantes, ou seja, 81%, tiveram um resultado melhor que o verificado para o Brasil. Em relação ao crescimento médio de Minas Gerais (4,5%), 358 AMC apresentaram um crescimento menor, ou 50% do total. As 362 (50%) AMC restantes tiveram um crescimento superior se comparado à média.

FIGURA 3

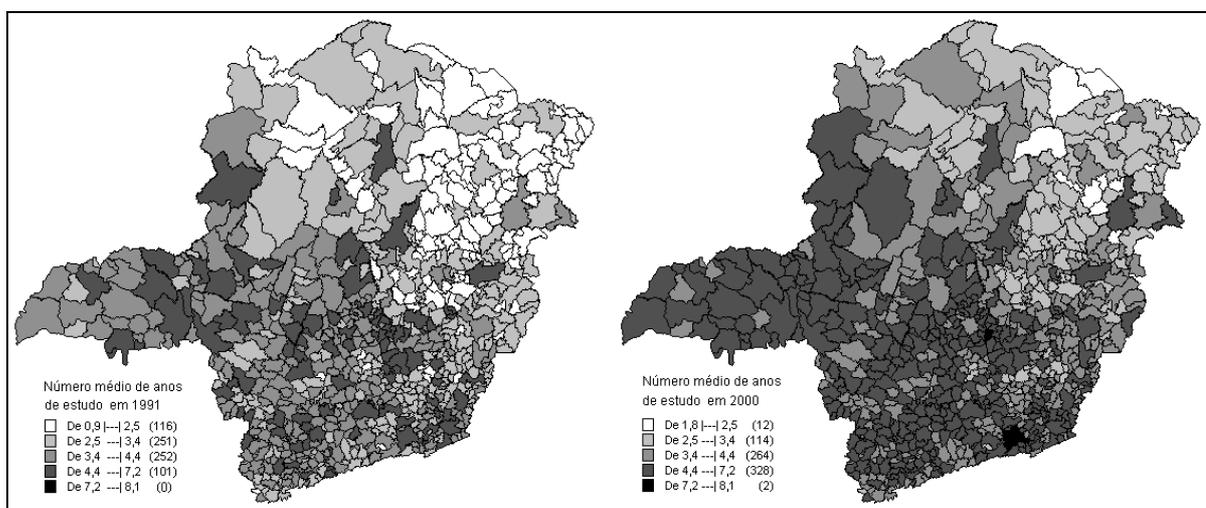
Renda *per capita* em 1991 e em 2000 (R\$ de 2000)

Fonte: IPEADATA. Observações: *os mapas foram feitos pelos autores; **nas legendas, em parênteses, o número de municípios nos respectivos intervalos de *per capita*.

Com relação à evolução da renda *per capita* entre 1991 e 2000, podemos dizer que houve, de maneira geral, um aumento da renda *per capita* por todo o Estado de Minas Gerais. Observamos que, em 1991, o intervalo de renda *per capita* que vai de R\$ 77 até R\$ 127 continha o maior número de AMC, ou seja, 288 AMC ou 40% do total. Isso significa que essas AMC apresentavam rendas *per capita* até um desvio padrão (ou R\$ 50) abaixo da média (ou R\$ 127) do ano de 1991. Já em 2000, 52% (328) dos municípios tinham renda *per capita* entre R\$ 177 a R\$ 415, ou seja, acima da média de 1991. Apesar da renda *per capita* ter crescido em todas as regiões do Estado entre 1991 e 2000, notamos que a pobreza relativa do Norte de Minas e dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri permaneceu ao longo da década.

FIGURA 4

Nº médio de anos de estudo das pessoas com 25 ou mais anos de idade em 1991 e 2000

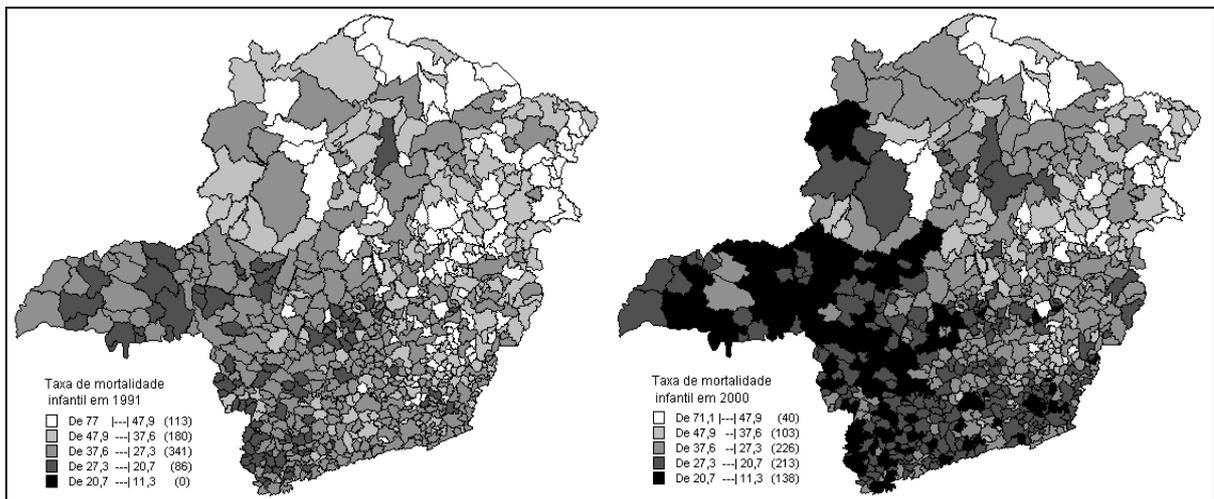


Fonte: IPEADATA. Observações: *os mapas foram feitos pelos autores; **nas legendas, em parênteses, o número de municípios nos respectivos intervalos de número médio de anos de estudo.

A *proxy* de educação, número médio de anos de estudo das pessoas com 25 ou mais anos de idade, em média, apresentou um valor de 3,4 anos de estudo em 1991. Já em 2000, esse número médio foi de 4,3 anos de estudo. Pela observação da Figura 4, notamos que houve em 2000 uma concentração de municípios com população com 4,4 ou mais anos de estudo nas regiões da Mata, Central, Centro-Oeste de Minas, Sul de Minas, Alto Paranaíba e Triângulo. Pela análise das legendas, notamos que em 1991, a maior concentração de municípios estavam nos intervalos que continham municípios com uma população com 2,5 a 3,4 anos de estudo e 3,4 a 4,4 anos de estudo, cada intervalo com 35% dos municípios. Já em 2000, 46% dos municípios estão no intervalo com uma população com 4,4 a 7,2 anos de estudo.

FIGURA 5

Taxa de mortalidade infantil em 1991 e em 2000



Fonte: IPEADATA. Observações: *os mapas foram feitos pelos autores; **nas legendas, em parênteses, o número de municípios nos respectivos intervalos de mortalidade infantil.

Em relação às *proxies* de saúde: taxa de mortalidade infantil e esperança de vida ao nascer, ressaltamos que ambos os índices apresentaram melhoras ao longo da década. A taxa de mortalidade infantil, em média, foi de 37,6 por mil nascidos vivos em 1991 e de 29,7 em 2000. Pela análise da Figura 5, os municípios das regiões Norte de Minas e Jequitinhonha/Mucuri tiveram maiores taxas de mortalidade infantil tanto em 1991 quanto em 2000, se comparado com as outras regiões mineiras.

Com essas análises, esperamos ter dado uma visão sócio-econômica dos municípios mineiros entre 1991 e 2000, visto que, descrevemos *proxies* de riqueza (renda *per capita*), educação (número médio de anos de estudo das pessoas com 25 ou mais anos de idade) e de saúde (taxa de mortalidade infantil).

Além dessas variáveis, que são mostradas na Tabela 1 e através de mapas, temos na Tabela 1 outras variáveis que ajudam a fazer uma descrição sócio-econômica dos municípios do Estado de Minas Gerais. De uma maneira geral, todas as variáveis apresentaram números melhores em 2000 se comparado ao ano de 1991. Um indicador apresentou números piores: o índice de Gini. O índice de Gini, um indicador que capta a desigualdade interpessoal de renda, na média, teve um índice de 0,54 no ano de 1991 e de 0,55 em 2000.

4. ANÁLISE ESPACIAL EXPLORATÓRIA DE DADOS

Antes de verificarmos se e quais as externalidades são importantes para o crescimento econômico dos municípios mineiros, vamos analisar o padrão espacial das taxas médias de crescimento da renda *per capita* entre 1991 e 2000 e do nível da renda *per capita* em 1991 e 2000 desses municípios. Apesar de na seção anterior termos mostrado, pela visualização dos mapas, que existe uma tendência de municípios com altas taxas de crescimento econômico serem vizinhos de municípios com altas taxas de crescimento e municípios com baixas taxas de crescimento econômico serem vizinhos de municípios com baixas taxas de crescimento, é importante o uso de técnicas mais refinadas que comprovem tal padrão espacial. Demonstrando uma dependência ou autocorrelação espacial²⁶ das taxas de crescimento econômico entre os municípios, justificamos a utilização da econometria espacial que procurará captar os efeitos de transbordamento das variáveis apresentadas na Tabela 1. Nesse sentido, esta seção se propõe a analisar a distribuição espacial das taxas médias de crescimento da renda *per capita* (variável dependente) entre 1991 e 2000, bem como da renda *per capita* em 1991 e em 2000. As rendas *per capita* em 1991 e em 2000 são usadas para o cálculo das taxas de crescimento e, por isso, também serão analisadas. Assim, são introduzidas aqui duas estatísticas para verificarmos a presença de autocorrelação espacial: a estatística *I* de Moran e a estatística LISA (*Local Indicators of Spatial Association*). A primeira apresenta um resultado global para um determinado espaço econômico, a segunda indica uma associação espacial local.

4.1. Estatística *I* de Moran

A estatística ou índice *I* de Moran (ASSUNÇÃO, 2004) é uma estatística de autocorrelação espacial que indica se a distribuição dos dados no espaço segue algum padrão não aleatório. Em outras palavras, a estatística *I* de Moran permite testar a existência de valores de alguma variável para valores semelhantes que estão próximos ou contíguos no espaço. Caso exista um padrão espacial para a variável em questão, essa estatística indicará tal fato, podendo a autocorrelação ser positiva, se os valores semelhantes se aproximarem no espaço, ou negativa, se tais valores se distanciarem espacialmente. Segundo Assunção (2004),

²⁶ Na seção 5 definimos o conceito de autocorrelação ou dependência espacial, bem como alguns aspectos da econometria espacial.

em analogia ao índice de correlação r^{27} , a estatística I de Moran pode se obtida a partir da expressão:

$$I = \frac{1}{\sum_{i \neq j} w_{ij}} \sum_{i \neq j} w_{ij} \left(\frac{y_i - \bar{y}}{s_y} \right) \left(\frac{y_j - \bar{y}}{s_y} \right), \quad (1)$$

onde w_{ij} são os elementos da matriz contigüidade binária normalizada (W), chamada de matriz *Queen*²⁸. Tem-se que, $w_{ij} = 1$ se os municípios (AMC) i e j compartilham fronteiras e $w_{ij} = 0$ caso contrário. A matriz foi normalizada ao dividir cada elemento pelo soma de elementos não-nulos de sua respectiva linha. Já y_i e y_j são os valores da variável analisada. Observe que, como a variável é a mesma (y), os dois membros do produto cruzado são padronizados usando \bar{y} (média) e s_y (desvio-padrão).

Como no caso da correlação r usual, se $I \approx 0$ então não existe evidência de autocorrelação espacial, se I for próxima de +1 existe uma autocorrelação positiva, ou seja, valores altos (baixos) tendem a estar localizados na vizinhança de valores altos (baixos). Se I for próxima de -1, o inverso ocorre: valores altos (baixos) são cercados por valores baixos (altos).

Em complemento a estatística de Moran, temos o gráfico de Moran (Moran *scatterplot*), que é uma representação visual dessa estatística. Na abscissa do gráfico, está o valor padronizado da variável em análise para cada um dos municípios. Já no eixo das ordenadas está a média do valor padronizado da mesma variável para os vizinhos destes municípios. Dessa forma, no primeiro quadrante estarão os valores acima da média com vizinhança, também, acima da média. Por outro lado, no terceiro quadrante estarão aqueles municípios abaixo da média com vizinhança na mesma situação. Por fim, no segundo e quarto quadrantes estão, respectivamente, aqueles municípios que são ilhas de valores elevados cercadas por municípios de valores baixos e por ilhas pobres cercadas por municípios com valores altos. Observamos que, se inexistisse correlação espacial, os pontos estariam bem distribuídos pelos quatro quadrantes.

²⁷ Enquanto o índice r de correlação mede a correlação entre duas variáveis, por exemplo, y e z , o índice de Moran mede a correlação espacial de uma única variável, y .

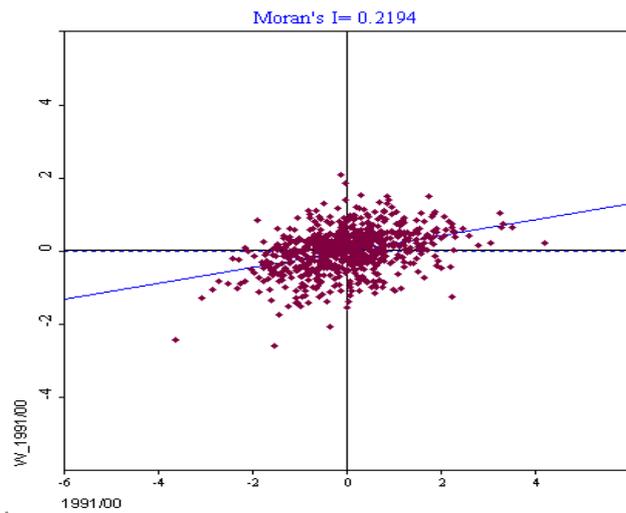
²⁸ Este artigo utiliza o critério de contigüidade chamado *Queen*. Entretanto, esta restrição sobre a matriz W não é necessária. Dada qualquer matriz de vizinhança W com $w_{ii} = 0$, I é, também, definido por (1). A escolha desta matriz deve-se a sugestão da literatura empírica.

No Gráfico 1 temos os gráficos de Moran²⁹ para as taxas médias de crescimento da renda *per capita* dos municípios mineiros entre 1991 e 2000 (1a), a renda *per capita* municipal em 1991 (1b) e em 2000 (1c). Além disso, acima de cada gráfico, são apresentadas as estatísticas *I* de Moran³⁰ para cada uma das variáveis.

GRÁFICO 1

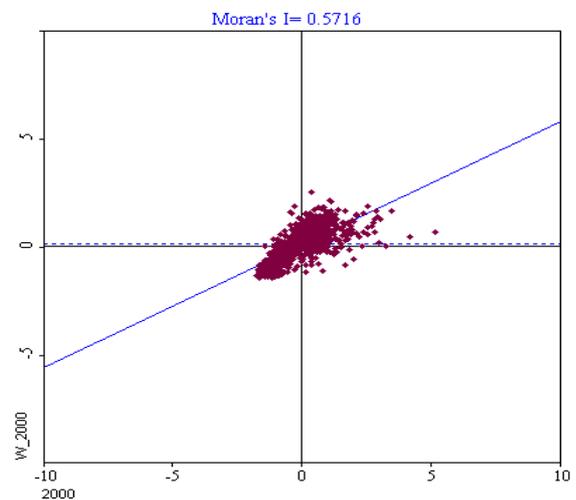
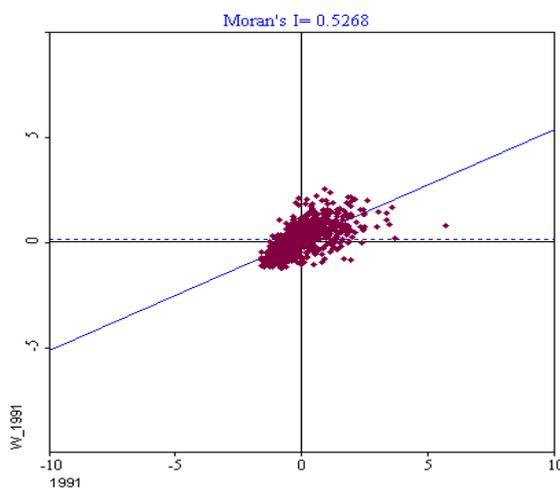
Moran scatterplot

(1a) Taxas médias de crescimento da renda *per capita* municipal entre 1991 e 2000



(1b) Renda municipal *per capita* em 1991

(1c) Renda municipal *per capita* em 2000



O exame dos gráficos de Moran mostra que existe autocorrelação positiva tanto na taxa de crescimento da renda *per capita* entre 1991 e 2000, quanto nas rendas *per capita* em

²⁹ O cálculo da estatística de *I* de Moran, bem como a construção do gráfico de Moran e todas as análises posteriores foram feitas utilizando-se o software Geoda 0.95i, disponível no *site*: http://sal.agecon.uiuc.edu/geoda_main.php.

³⁰ Os valores das estatísticas são significantes ao nível de 0,01%, a partir de testes com aproximadamente 10.000 permutações.

1991 e em 2000. Corroborando a análise visual, todas as estatísticas de *I* de Moran mostraram-se significantes. Assim, o Gráfico (1a) mostra que aqueles municípios que mais (menos) cresceram no período 1991-2000 tendem a ter vizinhos com o mesmo desempenho. Igualmente, pela análise dos Gráficos (1b) e (1c), os municípios relativamente mais ricos (pobres) tendem a ter, também, vizinhos ricos (pobres).

4.2. LISA (*Local Indicator of Spatial Association*)

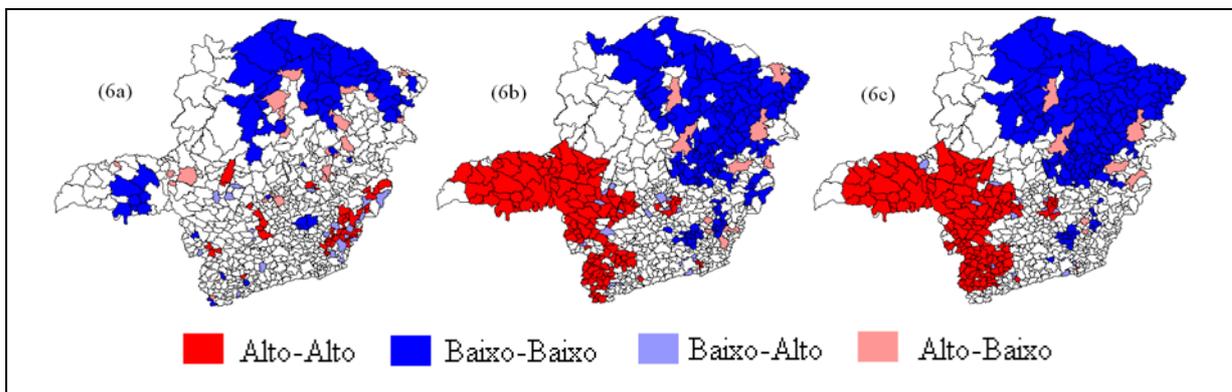
Uma outra indicação da distribuição espacial de uma variável qualquer é a estatística LISA (ANSELIN, 1995). Segundo Haddad & Pimentel (2004), enquanto a estatística de Moran apresenta um resultado global para um determinado espaço econômico, a estatística LISA indica uma associação espacial local, no âmbito de cada unidade regional, apresentando a existência ou não de *clusters* de valores de uma dada variável em um determinado espaço. Essa estatística indica quatro tipos de situações:

- a. regiões com valores altos, para uma dada variável, cercadas por outras regiões de valores altos;
- b. regiões de valores altos cercadas por regiões de valores baixos;
- c. regiões de valores baixos cercadas por regiões de valores altos;
- d. regiões de valores baixos cercadas por regiões de valores baixos.

Com isso é possível definir o tipo de *clusterização* existente no Estado de Minas Gerais para uma dada variável, no nosso caso as taxas médias de crescimento da renda *per capita* na década de 1990 e o nível da renda *per capita* em 1991 e em 2000. Assim, por exemplo, no caso das taxas de crescimento econômico, a estatística de Moran pode indicar que existe uma distribuição não aleatória dessa variável entre os municípios mineiros. Em complemento a essa análise, caso se queira verificar de que maneira esses municípios (que não se organizam aleatoriamente) estão organizados de fato, utiliza-se a estatística LISA. Dessa forma podemos afirmar que a primeira traz evidências acerca da existência de um regime espacial, enquanto a segunda detalha a forma dessa organização.

A Figura 6 mapeia os resultados da estatística LISA significantes a 95% de confiança, apresentando os regimes espaciais mais interessantes para as taxas médias de crescimento da renda *per capita* entre 1991 e 2000 (6a), renda *per capita* em 1991 (6b) e em 2000 (6c):

FIGURA 6
Mapas de *clusterização*



A análise da figura acima indica que existe um padrão para a configuração espacial das três variáveis. Para a primeira variável, taxas médias de crescimento da renda *per capita* entre 1991 e 2000 (6a), nota-se que, no Norte de Minas, Jequitinhonha/Mucuri e Triângulo Mineiro existem regiões com taxas de crescimento baixas, ou seja, menor do que a média, cercadas por regiões de desempenho semelhante. Já a configuração espacial alto-alto, que sugere a existência de municípios com taxas de crescimento maiores que a da média rodeados por municípios com igual desempenho, está presente em alguns lugares das regiões da Mata, Central, Sul de Minas e Centro-Oeste. O padrão alto-baixo, municípios com taxas altas de crescimento econômico cercadas por municípios com baixas taxas, pode ser encontrado no Norte de Minas e Jequitinhonha/Mucuri. Por fim, o padrão baixo-alto, municípios com baixas taxas de crescimento econômico cercados por municípios com altas taxas, está mais presente na região da Mata.

Em relação a *clusterização* dos níveis da renda *per capita* em 1991 (6b) e em 2000 (6c) dois padrões são bem claros: ao norte tem-se a configuração baixo-baixo (municípios com baixa renda, rodeados por municípios de baixa renda) e mais ao sul e Triângulo o tipo alto-alto (municípios com alta renda, rodeados por municípios de alta renda).

A partir dos resultados apresentados, concluímos que há dependência ou autocorrelação espacial na variável que este artigo pretende explicar, qual seja, as taxas médias de crescimento da renda *per capita* entre 1991 e 2000 dos municípios mineiros. Desse modo, justifica-se a utilização das técnicas de econometria espacial para o estudo proposto³¹.

³¹ Outra maneira de verificar a existência de autocorrelação espacial é executando o teste *I* de Moran nos resíduos da regressão de Mínimos Quadrados Ordinário (MQO). Isto foi feito, e os resultados estão na Tabela 2, na seção 6. Os resultados confirmam a presença de autocorrelação espacial no modelo de MQO, sendo, portanto, necessário o uso da econometria espacial para tratarmos desta autocorrelação.

Além disso, como era esperado, as duas variáveis necessárias para o cálculo das taxas de crescimento econômico municipal, renda *per capita* em 1991 e em 2000, também apresentaram uma autocorrelação espacial.

5. METODOLOGIA

A metodologia aplicada neste trabalho retoma um argumento padrão para o uso da econometria espacial, qual seja, a presença de autocorrelação espacial no conjunto das observações. Entretanto, este trabalho irá investigar questões relativas à autocorrelação espacial até agora pouco tratadas pela literatura empírica brasileira. Estudaremos os efeitos das externalidades espaciais da variável dependente, taxa média de crescimento da renda *per capita*, e também as externalidades das variáveis que estão correlacionadas com a taxa de crescimento da renda *per capita*. Com esse intuito, faremos dois testes. Em um primeiro momento, testaremos se existem externalidades espaciais nas áreas mínimas comparáveis mineiras, através do teste de significância conjunta dos coeficientes que representam tais externalidades. Em seguida, caso seja ratificada a presença de externalidade nas áreas mínimas comparáveis do Estado, verificaremos quais externalidades são estatisticamente significantes. Na subseção 3.1 discutiremos sobre o porquê do uso de econometria espacial, além do método de estimação e alguns modelos espaciais. Já na subseção 3.2 mostraremos o modelo utilizado no presente artigo. Na subseção 3.3 descreveremos a base de dados.

5.1. Econometria Espacial

Segundo Anselin (1998) as técnicas que lidam com as peculiaridades do espaço na análise estatística de modelos da ciência regional são tratadas pela econometria espacial. Existem duas razões para se utilizar econometria espacial: autorrelação e heterogeneidade espacial.

Autocorrelação ou dependência espacial, basicamente, pode aparecer de duas formas: na variável dependente ou nos erros. De um lado, quando a autocorrelação está presente na variável dependente, os efeitos de transbordamento ou as externalidades espaciais fazem com que as variáveis dependentes nas vizinhanças influenciem-se mutuamente. Existindo tal autocorrelação, a forma de corrigi-la é incluir *lags* espaciais. A não utilização de econometria espacial levaria a modelos mal especificados, com estimadores viesados. Por outro lado, quando são os erros que estão espacialmente correlacionados, isso decorre de erros de medida. Como os dados são coletados em escala agregada, os limites das unidades geográficas muitas vezes não são os relevantes para as variáveis de interesse. Logo, os erros de unidades contíguas mostram-se dependentes (ANSELIN, 1988). A omissão dessa autocorrelação no

modelo econométrico é semelhante à não correção de heterocedasticidade: estimadores não-viesados, mas ineficientes.

A heterogeneidade espacial está ligada à instabilidade das variáveis econômicas através do espaço. Tal fato pode resultar em heterocedasticidade. De acordo com Anselin (1988), em contraste com o caso de dependência espacial, os problemas causados pela heterogeneidade espacial podem, na maioria das vezes, ser solucionados utilizando-se técnicas da econometria padrão. Especificamente, métodos de coeficientes aleatórios e instabilidade (mudança) estrutural podem, facilmente, ser adaptados para levar em conta a variação existente ao longo do espaço. Entretanto, algumas vezes, o conhecimento teórico da estrutura espacial presente nos dados pode levar a procedimentos mais eficientes. Além disso, o problema torna-se mais complexo em situações onde a dependência e a heterogeneidade espacial estão presentes ao mesmo tempo. Nessas circunstâncias, as ferramentas utilizadas pela econometria padrão são inadequadas e a abordagem da econometria espacial torna-se necessária.

A noção de dependência espacial implica a necessidade de determinar quais unidades no espaço têm influência sobre uma outra unidade. Anselin (1988) diz que a medida de dependência ou autocorrelação espacial pode ser baseada em relações de contigüidade binária entre as unidades espaciais. Entretanto, salienta que:

The determination of the proper specification for the elements of this matrix, w_{ij} , is one of the more difficult and controversial methodological issues in spatial econometrics (ANSELIN, 1988).

A partir dessa breve explicação do porquê do uso da econometria espacial, discutiremos, também, brevemente, o método de estimação e alguns modelos espaciais sugeridos pela literatura teórica, definindo, em seguida, o modelo utilizado neste artigo.

Como dito anteriormente, em uma *cross-section*, a utilização do método de mínimos quadrados ordinários (MQO) na presença de autocorrelação espacial, na variável dependente, levam a estimadores viesados. Quando se utiliza MQO na presença de erros espacialmente autocorrelacionados, os estimadores são não-viesados, mas ineficientes. Como alternativa ao método de MQO para a estimação de modelos que incorporam dependência espacial, tem-se utilizado o estimador de Máxima Verossimilhança. Esse estimador apresenta as seguintes propriedades assintóticas: consistência e eficiência.

A seguir serão mostrados alguns modelos espaciais usados em estimações *cross-section*, utilizando-se estimadores de Máxima Verossimilhança. Seguindo LeSage (1999), um

modelo, mais geral, autoregressivo espacial (*spatial autoregressive model* – SAC) é mostrado em (2):

$$\begin{aligned} y &= \rho W_1 y + X\beta + u \\ u &= \lambda W_2 u + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \quad (2)$$

Onde y é um vetor de dimensão $n \times 1$ de variáveis dependentes e X representa uma matriz de dimensão $n \times k$ de variáveis explicativas. As matrizes de pesos espaciais (ou matrizes de contigüidade), W_1 e W_2 , têm dimensões $n \times n$.

A partir do modelo geral em (2) podemos derivar modelos especiais impondo algumas restrições. Por exemplo, fazendo $X = 0$ e $W_2 = 0$ temos um modelo autoregressivo espacial de primeira ordem (*first-order spatial autoregressive model* – FAR) especificado em (3):

$$\begin{aligned} y &= \rho W_1 y + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \quad (3)$$

Esse modelo tenta explicar variações em y como sendo uma combinação linear de unidades contíguas ou vizinhas sem nenhuma outra variável explicativa. Observe que existe certa analogia com o modelo autoregressivo de primeira ordem de séries temporais, $y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$, onde as observações do período passado explicam a variação em y_t .

Fazendo $W_2 = 0$, temos um modelo SAR (*mixed regressive-spatial autoregressive model*) especificado em (4). Esse modelo é análogo ao modelo de variável dependente defasada (*lagged dependent variable*) de séries temporais. Aqui, existem variáveis explicativas adicionais na matriz X para explicar variações em y .

$$\begin{aligned} y &= \rho W_1 y + X\beta + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \quad (4)$$

Impondo $W_1 = 0$, temos um modelo com autocorrelação espacial nos erros (*spatial errors model* – SEM), que é mostrado em (5):

$$\begin{aligned} y &= X\beta + u \\ u &= \lambda W_2 u + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \quad (5)$$

O modelo que será utilizado neste artigo é conhecido como modelo espacial de *Durbin* (*spatial Durbin model* – SDM) e está especificado em (6) e será detalhado na subseção 5.2. Nesse modelo existe um *lag* espacial tanto da variável dependente quanto *lags* espaciais nas

variáveis explicativas da matriz X . Assim, esse modelo consegue captar tanto as externalidades espaciais ou *spillovers* da variável dependente quanto das variáveis explicativas.

$$\begin{aligned} y &= \rho W_1 y + X\beta_1 + W_1 X\beta_2 + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \quad (6)$$

5.2. O Modelo

O objetivo deste artigo é verificar dentre uma gama de variáveis que podem gerar externalidades espaciais aquelas que, de fato, proporcionaram tais efeitos nos municípios mineiros no período de 1991 a 2000. A fim de verificar a presença de externalidades espaciais, utilizaremos uma *cross-section* do modelo espacial de *Durbin* (*spatial Durbin model*), especificado, anteriormente, na equação (6) e repetido abaixo:

$$\begin{aligned} y &= \rho W y + X\beta_1 + WX\beta_2 + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \quad (6')$$

Aqui, y é um vetor ($n \times 1$) das taxas de crescimento da renda *per capita* na década de 90 de cada área mínima comparável (AMC) e a matriz X ($n \times K$) representa as variáveis explicativas, sendo β_1 o seu vetor ($K \times 1$) de coeficientes. Já a matriz W ($n \times n$) é a matriz contigüidade³² e o parâmetro ρ é o coeficiente de defasagem espacial, o qual capta os efeitos de transbordamento das taxas de crescimento econômico sobre os vizinhos. De igual forma, constrói-se uma defasagem espacial das variáveis explicativas, usando-se o produto matricial WX . Assim, o vetor de coeficiente β_2 ($K \times 1$), ou $\beta_{externalidades}$, representa as externalidades que cada variável explicativa de uma AMC tem sobre outras AMC, sendo que essas externalidades influenciam o crescimento econômico das áreas mínimas comparáveis (AMC). Dessa forma, ao analisar os coeficientes ρ e o vetor β_2 ($\beta_{externalidades}$), analisaremos os efeitos de transbordamento que determinadas variáveis apresentam.

Para que possa ser respondida a primeira parte de nossa pergunta, ou seja, verificar se existem externalidades espaciais nas áreas mínimas comparáveis mineiras; analisaremos, em um primeiro momento, a significância conjunta dos parâmetros ρ e $\beta_{externalidades}$, executando um teste LR (*Likelihood Ratio Test*). Em seguida, caso seja confirmada a presença de externalidades espaciais nas áreas mínimas comparáveis de Minas Gerais, responderemos a

³² Como explicitado na subseção 4.1, a relação de contigüidade adotada neste trabalho foi a chamada *Queen*, ou seja, são considerados vizinhas as AMC que tem fronteiras com outras.

parte final de nossa pergunta, ou seja, verificaremos quais são as externalidades presentes nas áreas mínimas comparáveis mineiras. Nesse sentido, usaremos a estatística de *Wald* (equivalente assintoticamente a estatística *t-student*) para testar a hipótese de que cada coeficiente do vetor $\beta_{externalidades}$ é igual a zero. A não aceitação dessa hipótese implicaria afirmar que determinada variável explicativa apresenta externalidades nas áreas mínimas comparáveis vizinhas.

Também, como feito pela econometria padrão, analisaremos a significância de cada coeficiente do vetor β_1 através da estatística *Wald*. A análise de β_1 nos mostrará quais as variáveis estão correlacionadas com as variações nas taxas de crescimento da renda *per capita* das áreas mínimas comparáveis mineiras.

5.3. Base de Dados

A amostra consistiu em 720 áreas mínimas comparáveis (AMC) mineiras para o período de 1991 a 2000. A variável dependente do modelo foi a taxa anual de crescimento médio da renda *per capita* entre 1991 e 2000. Para esse cálculo foram usados dados das rendas *per capita* em 1991 e em 2000 medidos a preços constantes de 2000, obtidos no IPEADATA. Também no IPEADATA foram encontradas as seguintes variáveis explicativas: (logaritmo da) renda *per capita* em 1991 (R\$ de 2000), percentual de domicílios com água encanada; percentual de domicílios com energia elétrica; percentual de pessoas de 25 ou mais anos de idade analfabetas; número médio de anos de estudo das pessoas de 25 ou mais anos de idade; percentual de pessoas com renda domiciliar por habitante abaixo de R\$ 37,75; custos de transportes da sede municipal até a capital mais próxima em 1995; esperança de vida ao nascer; taxa de mortalidade infantil até um ano de idade (p/1000 nascidos vivos); taxa de fecundidade ; índice de Gini; taxa de urbanização; taxa anual média de crescimento da população entre 1991 e 2000; densidade populacional e a taxa de homicídios³³ (média entre 1980 a 1990). Para todas as variáveis foram utilizados os dados do início do período, ou seja, do ano de 1991 (exceto quando explicitado um ano, ou um período, diferente).

A utilização de variáveis explicativas com valores do início do período, ou o uso da média da década anterior³⁴, é necessária para controlar a endogeneidade, visto que, a relação de crescimento econômico e algumas das variáveis explicativas são determinadas

³³ Cálculo da taxa: divisão do grupo populacional (multiplicado por 100.000) pela população de referência.

³⁴ É o caso da taxa de homicídios.

simultaneamente pelo modelo. Logo, ao se utilizar os dados no início da década para explicar as taxas de crescimento da década, supõe-se que aquelas variáveis influenciam por alguns anos as taxas de crescimento econômico dos municípios. Essa hipótese leva consigo a idéia, por exemplo, de que os efeitos da educação, infra-estrutura e condições de saúde sobre as taxas de crescimento econômico não se dissipam imediatamente, mas se distribuem uniformemente ao longo do período.

6. RESULTADOS

Como já observado na Figura 2, os municípios mineiros apresentam diferentes *performances* de crescimento econômico. Assim, este artigo teve como questão, responder a seguinte indagação: as externalidades importam para o crescimento econômico dos municípios mineiros? Para se ter uma resposta a esse problema, estimamos um modelo espacial *Durbin* (*spatial Durbin model*) que verificou quais variáveis estão correlacionadas com as taxas de crescimento da renda *per capita* municipais entre 1991 e 2000, além de verificar se tais variáveis apresentaram externalidades.

A seguir, apresentamos a Tabela 2 com os resultados das estimativas. Estimamos dois modelos. O modelo I inclui todas as 15 variáveis apresentadas na Tabela 1 (seção 3) e descritas na base de dados (subseção 5.3). Entretanto, após analisarmos a matriz de correlação das variáveis explicativas, achamos prudente retirarmos da estimação três variáveis, por apresentarem índices de correlação elevados com outras variáveis que poderiam estar captando o mesmo fenômeno³⁵. Assim, excluímos do modelo: o percentual de pessoas com renda domiciliar por habitante abaixo de R\$ 37,75 que tinha um índice de correlação de $-0,93$ com o logaritmo da renda *per capita* em 1991, o percentual de pessoas de 25 ou mais anos de idade analfabetas que apresentava um índice de correlação de $-0,92$ com o número médio de anos de estudo das pessoas de 25 ou mais anos de idade, e esperança de vida ao nascer que tinha uma correlação de $-0,99$ com a taxa de mortalidade infantil até um ano de idade. Depois dessas exclusões de variáveis correlacionadas, estimamos o modelo II que, também, está na Tabela 2. Limitaremos a comentar o modelo II, voltando ao modelo I apenas quando acharmos pertinente. Em cada modelo, temos duas colunas: uma com os coeficientes das variáveis explicativas, β_i ; a outra coluna com a defasagem espacial das variáveis explicativas. Assim, os coeficientes $\beta_{externalidades}$ representam as externalidades espaciais que determinada variável explicativa têm sobre as taxas de crescimento econômico dos municípios.

O primeiro passo de nossa investigação foi verificar se existem externalidades espaciais nos municípios mineiros. Analisamos, então, a significância conjunta dos parâmetros presentes em $\beta_{externalidades}$ (inclusive ρ), executando um teste LR (*Likelihood Ratio Test*). Para os dois modelos (I e II) não aceitamos a hipótese nula. A não aceitação dessa hipótese implica afirmar que as externalidades importam, em outras palavras, elas são um

³⁵ Com o intuito de minimizar os problemas de multicolinearidade, os autores optaram pela retirada dessas variáveis.

fator importante na explicação das taxas de crescimento da renda *per capita* dos municípios mineiros entre 1991 e 2000. Podemos dizer que, no caso dos municípios mineiros, as predições da teoria econômica sobre a existência de externalidades não foram rejeitadas.

TABELA 2
Resultados das estimativas

Variável dependente: Taxa média de crescimento da renda <i>per capita</i> municipal entre 1991 e 2000				
Método de estimação: Máxima Verossimilhança				
Variáveis	Modelo I		Modelo II	
	β_1	$\beta_{externalidades}$	β_1	$\beta_{externalidades}$
Constante	67,77 (0,005)*	X	30,88 (0,000)*	X
Taxa de crescimento da renda <i>per capita</i> municipal 1991/00 (ρ)	X	0,384 (0,000)*	X	0,419 (0,000)*
Taxa de crescimento populacional 1991/00	0,116 (0,003)*	-0,018 (0,798)	0,123 (0,002)*	-0,082 (0,261)
Custo de transporte da sede municipal até a capital mais próxima	-0,0008 (0,130)	-0,0004 (0,558)	-0,0008 (0,143)	-0,0004 (0,602)
Taxa de homicídio (1980/1990)	-0,0009 (0,854)	0,016 (0,102)	-0,0042 (0,419)	0,012 (0,255)
Ln (renda <i>per capita</i> em 1991)	-7,61 (0,000)*	0,0076 (0,240)	-7,06 (0,000)*	0,0358 (0,000)*
% pessoas com renda domiciliar <i>per capita</i> < R\$ 37,75	-0,0065 (0,626)	-0,1422 (0,000)*	**	**
% domicílios com água canalizada	-0,0033 (0,668)	0,0337 (0,023)*	-0,0003 (0,966)	0,0460 (0,002)*
% domicílios com iluminação elétrica	0,014 (0,050)*	-0,014 (0,225)	0,011 (0,127)	0,012 (0,283)
Nº médio de anos de estudo	1,96 (0,000)*	-1,05 (0,017)*	1,60 (0,000)*	-1,99 (0,000)*
% de analfabetos	0,034 (0,050)*	0,061 (0,035)*	**	**
Índice de Gini	10,70 (0,009)*	4,09 (0,477)	2,67 (0,484)	2,12 (0,688)
Taxa de mortalidade infantil	-0,042 (0,351)	-0,114 (0,213)	-0,008 (0,276)	-0,028 (0,056)*
Esperança de vida	-0,120 (0,430)	-0,341 (0,265)	**	**
Taxa de fecundidade	-0,425 (0,000)*	-0,311 (0,124)	-0,329 (0,006)*	-0,009 (0,962)
Taxa de urbanização	-0,010 (0,152)	-0,033 (0,003)*	-0,010 (0,143)	-0,020 (0,082)
Densidade populacional	0,0003 (0,183)	-0,0007 (0,121)	0,0004 (0,100)	-0,0014 (0,001)*
	Nº de observações = 720 $R^2 = 0,525$ Moran's I (error) = 0,2161 (0,000)*** Teste LR = 198,2 (0,000)		Nº de observações = 720 $R^2 = 0,491$ Moran's I (error) = 0,2412 (0,000)*** Teste LR = 166,84 (0,000)	

Observações: (1)* valores p entre parênteses, apresentando significância do coeficiente até ao nível de 5%; (2)** variável retirada da regressão devido à alta correlação com outras variáveis incluídas no modelo; (3)*** O teste I de Moran, feito a partir dos resíduos da regressão de Mínimos Quadrados Ordinários, não aceitou a hipótese nula, ou seja, não aceitou a hipótese de ausência de autocorrelação espacial.

Logo, confirmada a presença de externalidades espaciais entre os municípios mineiros, responderemos a parte final de nossa pergunta, ou seja, verificamos quais são as externalidades presentes entre os municípios. Nesse sentido, testamos, separadamente, cada

coeficiente do vetor $\beta_{externalidades}$. No modelo II, os coeficientes que foram significativos até ao nível de 5% de confiança são apresentados abaixo:

(1) *Taxa de crescimento da renda per capita municipal entre 1991 e 2000* (ρ) – O coeficiente dessa variável apresentou um sinal positivo, demonstrando que um aumento da taxa de crescimento da renda *per capita* de um município específico tende a influenciar positivamente as taxas de crescimento econômico de seus vizinhos. Assim, os resultados mostram que o padrão de crescimento econômico dos municípios mineiros não pode ser vista sem se levar em conta os *spillovers* espaciais, visto que o desempenho econômico de um município específico depende do desempenho de seus vizinhos.

(2) *Nível da renda per capita em 1991* – Verificamos que o coeficiente com a defasagem espacial do nível da renda *per capita* em 1991 foi positivo. Isso nos mostra que aqueles municípios que tinham vizinhos ricos (pobres) no início da década cresceram mais (menos) ao longo da década de 1990.

(3) *Percentual de domicílios com água encanada* – Apesar do coeficiente, β_1 , que capta os efeitos diretos dessa variável sobre a taxa de crescimento econômico do município, não ser significativo, o coeficiente que capta suas externalidades espaciais, $\beta_{externalidades}$, foi significativo. Assim, podemos dizer que o percentual de domicílios com água encanada, que é uma *proxy* de infra-estrutura social, tem efeitos positivos de transbordamento sobre os municípios vizinhos. Dessa maneira, salientamos a importância de obras de infra-estrutura, tendo em vista as externalidades positivas que essas trazem para o crescimento econômico dos municípios mineiros.

(4) *Número médio de anos de estudo das pessoas de 25 ou mais anos de idade* – A *proxy* do grau de escolaridade da população apresenta externalidades negativas, ou seja, municípios com vizinhos que tenham um maior nível de escolaridade apresentaram uma menor taxa de crescimento econômico. Entretanto, como será observado a seguir, o seu coeficiente β_1 teve um sinal positivo, demonstrando que o grau de educação de um determinado município influencia positivamente seu próprio crescimento econômico. Acreditamos que o motivo da *proxy* de educação apresentar externalidades negativas seja pelo fato de que um município com uma população mais bem educada atraia esse tipo de pessoa dos municípios vizinhos.

Como esses últimos perderam população com um grau de escolaridade maior, essa emigração faz com que tenham uma taxa de crescimento econômico menor. Argumentamos, assim, a necessidade de políticas públicas com foco na educação, fazendo que os desníveis educacionais sejam corrigidos.

(5) *Taxa de mortalidade infantil até um ano de idade* – O coeficiente da defasagem espacial da taxa de mortalidade infantil é negativo, mostrando que um melhor estado de saúde de um município está correlacionado com maiores taxas de crescimento econômico dos municípios vizinhos. Esse melhor estado de saúde pode ser traduzido em uma menor mortalidade infantil, logo municípios que tiveram vizinhos com menores (maiores) níveis de mortalidade infantil apresentaram maiores (menores) taxas de crescimento da renda *per capita*. Assim, políticas públicas tal como a atenção à saúde básica são importantes, não somente por melhorarem a saúde da população, como também por apresentarem externalidades que influenciam o crescimento econômico dos municípios. Um fenômeno que pode estar ocorrendo é que alguns municípios com bons centros de atenção à saúde básica podem estar sendo utilizados pela população dos municípios vizinhos, fazendo que esses últimos sejam beneficiados, aumentando, pois, as suas taxas de crescimento econômico. Portanto, uma indicação de política pública seria a necessidade de que existam municípios com bons centros de atenção à saúde básica capazes de atender os municípios vizinhos³⁶. Vale a pena mencionar que quando um município com uma boa rede de saúde pública atende a população de municípios vizinhos, ele incorre em custos mais altos. É necessário, portanto, a execução de consórcios entre os municípios para que o custo dos serviços de saúde seja repartido entre os municípios que utilizam o sistema de saúde de determinado município.

(6) *Densidade populacional* – O coeficiente de densidade demográfica apresentou sinal negativo. Assim verificou-se a ocorrência de externalidades negativas para tal variável. Municípios densamente habitados influenciaram negativamente as taxas de crescimento econômico dos municípios vizinhos. Esses municípios que apresentaram densidades populacionais maiores podem estar concentrando a atividade econômica e, inibindo o desenvolvimento dessas mesmas atividades nos municípios vizinhos, influenciando, então, negativamente as taxas de crescimento econômico dos municípios vizinhos.

³⁶ A existência de municípios com bons centros de atenção à saúde básica, e portanto, a ocorrência de uma concentração de hospitais de maior porte em alguns municípios é devido à questão de escala no atendimento.

Também, analisamos a significância de cada coeficiente do vetor β_1 através da estatística *Wald*. Esta análise é similar a que econometria padrão nos fornece, em outras palavras, o estudo de β_1 nos mostra quais as variáveis estão correlacionadas com as taxas de crescimento econômico dos municípios mineiros. Não capta, portanto, os efeitos de transbordamento de tais variáveis. Foram quatro as variáveis estatisticamente significativas ao nível de 5% de confiança: renda *per capita* em 1991, taxa de crescimento populacional, número médio de anos de estudo das pessoas de 25 ou mais anos de idade e taxa de fecundidade.

Com relação ao coeficiente do nível da renda *per capita*, esse é negativo e significativo, mostrando que municípios com níveis iniciais de renda mais baixos tendem a crescer mais rapidamente que os municípios com maiores níveis de renda³⁷. Já as taxas de crescimento populacional municipal contribuíram para o aumento nas taxas de crescimento econômico municipais. Ao apresentar um coeficiente com um sinal positivo, podemos dizer que o crescimento populacional influencia positivamente o crescimento econômico dos municípios mineiros visto que, significa uma maior quantidade de pessoas implicando em um maior mercado consumidor, atraindo mais firmas e reduzindo seus custos. A *proxy* do grau de escolaridade da população, número médio de anos de estudo, apresentou um sinal positivo demonstrando que influencia positivamente as taxas de crescimento dos municípios mineiros. Salientamos, assim, a importância de políticas públicas voltadas para o aumento do número de anos de estudo da população. Como já analisado, as externalidades espaciais da educação apresentaram efeitos negativos, talvez pelo fato de que um município com uma população mais bem educada atraia esse tipo de pessoas dos municípios vizinhos, fazendo que esses últimos tenham uma taxa de crescimento econômico menor. Por último, taxas de fecundidade mais baixas contribuíram para o maior crescimento da renda *per capita* dos municípios mineiros. Essa variável, bem como mortalidade infantil, está estreitamente ligada ao acesso à atenção na saúde básica da população.

Em resumo, os resultados indicam que existem maneiras distintas das variáveis influenciarem as taxas de crescimento da renda *per capita* dos municípios mineiros. Existem variáveis que influenciam diretamente o crescimento econômico dos municípios. Outras apresentam externalidades espaciais, assim, as taxas de crescimento econômico de

³⁷ Podemos afirmar a ocorrência de convergência beta condicional, ou seja, os municípios não estão convergindo para um mesmo nível de renda *per capita*, e sim para níveis próprios de estado estacionário.

determinado município são influenciadas por variáveis de municípios vizinhos. Portanto, ao se propor políticas que visem aumentar as taxas de crescimento da renda *per capita* de regiões é importante analisar essas duas fontes que influenciam o crescimento econômico. Para o caso dos municípios mineiros, o aumento do acesso à água encanada, aumento do número de anos de estudo e maior acesso à saúde básica são políticas importantes para o aumento de suas taxas de crescimento econômico.

7. CONCLUSÕES

Este trabalho abordou o tema das externalidades espaciais tendo em vista sua discussão na teoria econômica. Uma questão que se coloca ao analisar regiões é saber qual o papel dos *spillovers* no crescimento econômico dessas. Utilizando técnicas da econometria espacial, estimamos um modelo com o intuito de captar os *spillovers* que afetaram as taxas de crescimento da renda *per capita* dos municípios mineiros entre 1991 e 2000. Assim, este artigo, além de verificar quais as variáveis influenciaram diretamente as taxas de crescimento econômico dos municípios, investigou se essas variáveis apresentaram efeitos de transbordamento para os municípios vizinhos influenciando, também, as taxas de crescimento econômico. Com isso respondemos a seguinte pergunta: as externalidades importam para o crescimento econômico dos municípios mineiros? A resposta a essa pergunta foi importante, pois indicou quais variáveis apresentaram externalidades, apontando, assim, indicações de políticas públicas mais eficazes para o crescimento econômico dos municípios.

Os resultados mostraram que as externalidades espaciais, em seu conjunto, importam, ou seja, elas influenciaram as taxas de crescimento da renda *per capita* dos municípios mineiros entre 1991 e 2000. Além disso, verificamos quais foram as externalidades presentes entre os municípios. Concluímos que a taxa de crescimento da renda *per capita* municipal entre 1991 e 2000, o nível da renda *per capita* em 1991, o percentual de domicílios com água encanada (*proxy* de infra-estrutura social), o número médio de anos de estudo das pessoas de 25 ou mais anos de idade (*proxy* de educação), a taxa de mortalidade infantil até um ano de idade (*proxy* de saúde) e a densidade populacional apresentaram efeitos de transbordamento sobre os municípios vizinhos e, assim, influenciaram as taxas de crescimento da renda *per capita* municipais.

Ademais, analisamos quais variáveis municipais estavam correlacionadas com as taxas de crescimento econômico dos municípios. Nesse caso, não foram captados os efeitos de transbordamento de tais variáveis. Foram quatro as variáveis encontradas: renda *per capita* em 1991, taxa de crescimento populacional, número médio de anos de estudo das pessoas de 25 ou mais anos de idade (*proxy* de educação) e taxa de fecundidade.

Portanto, tendo em vista os resultados apresentados nesse artigo, salientamos que corroboramos o argumento relativo à importância de implementação de políticas públicas que tenham como meta o aumento do acesso à água encanada, aumento do número de anos de estudo e maior acesso à saúde básica. Com relação à educação, é importante que desníveis educacionais entre municípios sejam corrigidos. Já em relação ao acesso à saúde básica é

necessário que existam municípios com uma boa rede de saúde capaz de atender os municípios vizinhos. Tais políticas influenciaram, diretamente, as taxas de crescimento econômico dos municípios e/ou apresentaram externalidades espaciais que afetaram positivamente as taxas de crescimento da renda *per capita* dos municípios mineiros.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANSELIN, L. Local Indicators of Spatial Association – LISA. *Geographical Analysis*, v.27, n.2, p.93-115, Apr.1995.

ANSELIN, L. *Spatial econometrics: methods and models*. Dordrecht: Kluwer Academic, 1988. 284p.

ANSELIN, L. Spatial externalities. *International Regional Science Review*, v.26, n.2, p.147-152, Apr.2003a.

ANSELIN, L. Spatial externalities, spatial multipliers, and spatial econometrics. *International Regional Science Review*, v.26, n.2, p.153-166, Apr.2003b.

ASSUNÇÃO, R. M. *Índices de auto-correlação espacial*. Belo Horizonte: UFMG, Departamento de estatística, 2004. (mimeogr.)

BALDWIN, R. E., FORSLID, R. The core-periphery model and endogenous growth: stabilizing and destabilizing integration. *Econômica*, v.67, n.267, p.307-324, Aug.2000.

BARRO, Robert, SALA-I-MARTIN, Xavier. *Economic growth*. 2.ed. Cambridge, Mass.: MIT, 2003. 608p.

BDMG. *Minas Gerais do século XXI*. Belo Horizonte: Rona, 2002. 10v.

FINGLETON, B. Estimates of time to economic convergence: an analysis of regions of the European Union. *International Regional Science Review*, v.22, n.1, p.3-34, Apr.1999.

FINGLETON, B. Externalities, economic geography, and spatial econometrics: conceptual and modeling developments. *International Regional Science Review*, v.26, n.2, p.197-207, Apr.2003.

FUJITA, M., KRUGMAN, P., VENABLES, A. *The spatial economy*. Cambridge, Mass., MIT, 1999. 367p.

FUJITA, M., THISSE, J. F. *Economics of agglomeration: cities, industrial location and regional growth*. Cambridge, UK.: Cambridge University, 2002. 466 p.

GLAESER, E. L. *et al.* Growth in cities. *Journal of Political Economy*, v.100, n.6, p.1126-1152, Dec.1992.

GLAESER, E. L., SCHEINKMAN, J. A., SHLEIFER, A. *Economic growth in a cross-section of cities*. Cambridge, Mass.: NBER, 1995. 19p. (Working Papers, n.5013)

INDI. Instituto de Desenvolvimento Industrial de Minas Gerais. *Home page* <http://www.indi.mg.gov.br>

IPEADATA. Dados macroeconômicos e regionais. *Home page* <<http://www.ipeadata.gov.br>>

KRUGMAN, P. Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, v.99, n.3, p.483-499, Jun.1991.

KRUGMAN, P., VENABLES, A. Globalization and the inequality of nations. *Quarterly Journal of Economics*, v.110, n.4, p.857-880, Nov. 1995.

LESAGE, J. P. *The theory and practice of spatial econometrics*. Toledo, Ohio: University of Toledo, Department of Economics, 1999. 309p. Disponível em: <<http://www.spatial-econometrics.com/html/sbook.pdf>>.

LEVINE, R., RENELT, D. A sensitivity analysis of cross-country growth regressions. *American Economic Review*, v.82, n.4, p.942-963, Sept. 1992.

LUCAS, Robert. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, v.22, n.1, p.3-42, Jul.1988.

MAGALHÃES, A., HEWINGS, G., AZZONI, C. *Spatial dependence and regional convergence in Brazil*. Chicago: University of Illinois, 2000. 20p. (Working Papers REAL 00-T-11, Urbana) Disponível em: <<http://www2.uiuc.edu/unit/real/d-paper/00-t-11.pdf>>.

MARSHALL, A. *Principles of economics*. London: Macmillan, 1920.

MONASTERIO, L. M., ÁVILA, R. P. *Uma análise espacial do crescimento econômico o Rio Grande do Sul (1939-2001)*. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32, 2004, João Pessoa, PB. *Anais*. Belo Horizonte: ANPEC, 2004. (Disponível em CD-ROM) Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A113.pdf>>.

MORENO, R., TREHAN, B. Location and the growth of Nations. *Journal of Economic Growth*, v.2, n.4, p.399-418, Dec. 1997.

MOSSI, M., AROCA, P., ISMAEL, J. F., AZZONI, C. R. Growth dynamics and space in Brazil. *International Regional Science Review*, v.26, n.3, p.393-418, Jul.2003.

PIMENTEL, E. A., HADDAD, E. A. Análise espacial exploratória de dados: uma aplicação à econômica mineira considerada em seus grandes setores de atividade. *Boletim Informações FIPE*, n.283, p.20-23, abr. 2004. Disponível em: <http://www.fipe.com.br/publicacoes/bif_edicao.asp?ed=283>

REY, S. J., MONTOURY, B. D. U.S. regional income convergence: a spatial econometric perspective. *Regional Studies*, v.33, n.2, p.143-156, Apr.1999.

ROMER, P. M. Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, v.98, n.5 (part 2), p.71-102, Oct. 1990.

ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, v.94, n.5, p.1002-1037, Oct.1986.

SALA-I-MARTIN, X. *I just ran four million regressions*. Cambridge, Mass.: NBER, 1997. 23p. (Working Papers, 6252) Disponível em: <<http://papers.nber.org/papers/w6252.pdf>>

SILVEIRA NETO, R. M. Crescimento e spillovers: a localização importa? Evidências para os estados brasileiros. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v.32, N.ESP., p.524-545, 2001.

TOBLER, W. R. A computer model simulation of urban growth in the Detroit region. *Economic Geography*, v.46, n.2, p.234-240, 1970.

VERNER, D. TEBALDI, E. *Convergence, dynamics, and geography of economic growth: the case municipalities in Rio Grande do Norte*. Washington, D.C.: World Bank, 2004. 22p. (Policy Research Working Papers, 3302)

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)