

**ALEX SANDRO AIRES DA CUNHA**

**CRESCIMENTO ECONÔMICO NO ESTADO DO MARANHÃO: UMA ANÁLISE  
ESPACIAL DOS DADOS PARA O PERÍODO DE 1991 A 2000**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia, para obtenção do título de "*Magister Scientiae*".

VIÇOSA  
MINAS GERAIS - BRASIL  
2008

**ALEX SANDRO AIRES DA CUNHA**

**CRESCIMENTO ECONÔMICO NO ESTADO DO MARANHÃO: UMA ANÁLISE  
ESPACIAL DOS DADOS PARA O PERÍODO DE 1991 A 2000**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia, para obtenção do título de "*Magister Scientiae*".

APROVADA: 16 de maio de 2008.

---

Roberto Serpa Dias

---

Sílvia Harumi Toyoshima

---

Adriano Provezano Gomes  
(Co-orientador)

---

Maurício Paulo Ferreira Fontes  
(Co-orientador)

---

Rosa Maria Olivera Fontes  
(Orientadora)

À minha família e amigos, pelo carinho, compreensão e dedicação que me deram nesta jornada.

## **AGRADECIMENTOS**

A professora orientadora Rosa Maria Olivera Fontes, pela orientação e, principalmente, pela paciência durante o desenvolvimento deste trabalho.

Ao Departamento de Economia da Universidade Federal de Viçosa, pela oportunidade dada no ingresso ao curso de Mestrado.

A meus pais, Benedito Aparecido da Cunha (*in memóriam*) e Vita Maria da Cunha, meu irmão, Cleyzer Adrian da Cunha, pelo amor e carinho que a mim dedicaram em todos os momentos da vida.

A minha Carol, pelo amor, companheirismo, amizade e carinho.

Aos meus amigos da República Canguição e família Martins, pelo companheirismo e pela amizade com que sempre pude contar em todos os momentos que precisei.

## SUMÁRIO

	Página
LISTA DE FIGURAS.....	vi
LISTA DE TABELAS.....	vii
RESUMO.....	ix
ABSTRACT.....	xi
1. INTRODUÇÃO.....	1
1.1. Considerações Iniciais.....	1
1.2. O Problema e sua Importância.....	6
1.3. Objetivos.....	9
2. REFERENCIAL TEÓRICO.....	11
2.1. Modelo de Barro e Sala-i-Martin (1992).....	11
2.2. Conceitos de Convergência.....	15
2.3. Efeitos Espaciais na Análise de Convergência de Renda Regional.....	16
3. METODOLOGIA.....	18
3.1. Índice Tecnológico Agropecuário (ITA).....	18
3.2. Econometria Espacial.....	20
3.2.1. Análise Exploratória de Dados Espaciais.....	20
3.2.2. Autocorrelação Espacial Global.....	21
3.2.3. Autocorrelação Espacial Local.....	22

3.2.4. Diagrama de Dispersão de Moran.....	23
3.2.5. Indicadores Locais de Associação Espacial (LISA).....	23
3.2.6. Modelos Econométricos Espaciais.....	25
3.2.7. Modelo de Defasagem Espacial.....	25
3.2.8. Modelo de Erro Espacial.....	26
3.4. Dados.....	27
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	29
4.1. Análise Exploratória de Dados Espaciais.....	29
4.1.1. Autocorrelação Espacial.....	29
4.1.2. Análise de <i>Clusters</i> Espaciais.....	32
4.2. Estimando a Autocorrelação Espacial.....	35
5. CONCLUSÕES.....	40
6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	42

## LISTA DE FIGURAS

Página

Figura 1 - Diagrama de Dispersão de Moran e mapa LISA para o logaritmo do PIB <i>per capita</i> de 1991, para o logaritmo do PIB <i>per capita</i> de 2000 e para a taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i> de 1991 a 2000.....	33
--	----

## LISTA DE TABELAS

	Página
Tabela 1 - Evolução do Produto Interno Bruto (PIB), sua taxa de crescimento e o PIB <i>per capita</i> no Maranhão, 1995-2004.....	2
Tabela 2 - Participação setorial das atividades econômicas no PIB do Maranhão para o período de 2002-2005.....	3
Tabela 3 - Valor atribuído aos tipos de tecnologias.....	18
Tabela 4 - Cálculo dos índices das tecnologias.....	19
Tabela 5 - Estatística / de Moran Univariada para o logaritmo do PIB <i>per capita</i> de 1991 dos municípios do Maranhão, no período de 1991 a 2000.....	30
Tabela 6 - Estatística / de Moran Univariada para o logaritmo do PIB <i>per capita</i> de 2000 dos municípios do Maranhão, no período de 1991 a 2000.....	31
Tabela 7 - Estatística / de Moran Univariada para a taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i> dos municípios do Maranhão, no período de 1991 a 2000.....	31
Tabela 8 - Convergência Absoluta das rendas <i>per capita</i> para os municípios do estado do Maranhão no período de 1991 a 2000.....	35

Tabela 9 - Resultados dos testes de convergência condicional estimada por MQO.....	36
Tabela 10 - Resultados do modelo de Erro Espacial para os municípios do Estado do Maranhão, no período de 1991 a 2000.....	37

## RESUMO

CUNHA, Alex Sandro Aires da, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, maio de 2008. **Crescimento Econômico no Estado do Maranhão: uma análise espacial dos dados para o período de 1991 a 2000.** Orientadora: Rosa Maria Olivera Fontes. Co-orientadores: Adriano Provezano Gomes e Maurício Paulo Ferreira Fontes.

O presente trabalho teve como objetivo analisar empiricamente se os municípios do Estado do Maranhão estão passando por um processo de convergência de renda *per capita* no período de 1991 a 2000. Foi identificada a presença de autocorrelação espacial positiva e significativa entre as localidades dos municípios do Estado e suas respectivas taxas de crescimento econômico no período de 1991 a 2000, entre as localidades dos municípios e seus respectivos PIB's *per capita* em 1991 e entre as localidades dos municípios e seus respectivos PIB's *per capita* em 2000, que permitiram identificar os efeitos de externalidades espaciais sobre eles e suas extensões geográficas. Assim, a autocorrelação espacial positiva indicou que, em geral, por exemplo, municípios com altas taxas de crescimento do PIB *per capita* no período de 1991 a 2000 tendem a ser rodeados também por municípios com altas taxas de crescimento do PIB *per capita* no período de 1991 a 2000 e, ou, municípios com baixas taxas de crescimento do PIB *per capita* no período de 1991 a 2000 tendem a ser rodeados também por municípios com baixas taxas de crescimento do PIB *per capita* no período de 1991 a 2000. Como a autocorrelação espacial assumiu a forma de erro auto-regressivo, o modelo mais apropriado para analisar o crescimento econômico com a presença de dependência espacial nas cidades maranhenses na década de noventa foi o modelo proposto por

Rey e Montouri (1999) onde termo de erro  $\varepsilon_t$  da equação original de  $\beta$ -convergência de Barro e Sala-i-Martin (1992) segue um processo espacial autoregressivo. Ou seja, o modelo de Erro Espacial. Os resultados obtidos indicaram evidência de convergência condicional das rendas *per capita* desses municípios. Isso significa que tais municípios movem para suas próprias rendas *per capita* de estado estacionário perpetuando-se, assim, as disparidades entre eles. Fica destacado o papel do Estoque de Capital Humano, do Índice Tecnológico Agropecuário (ITA) e da Taxa de Urbanização, na promoção de externalidades positivas, que geram crescimento econômico não só para um município, mas também para sua vizinhança. A econometria espacial mostrou-se uma ferramenta econométrica importante para realização deste estudo. Portanto, a existência de dependência espacial entre os municípios pode sugerir que investimentos públicos devem ser regionalmente coordenados. Vale destacar a importância dessas variáveis no crescimento econômico da região Sul do estado do Maranhão.

## ABSTRACT

CUNHA, Alex Sandro Aires da, M.Sc., Federal University of Viçosa, May of 2008.  
**Economical Growth in the State of Maranhão: a space analysis of the data for the period from 1991 to 2000.** Adviser: Rosa Maria Olivera Fontes. Co-Advisers: Adriano Provezano Gomes and Maurício Paulo Ferreira Fontes.

This study aimed to examine empirically if the cities of the state of Maranhão in Brazil are going through a process of convergence of *per capita* income in the period from 1991 to 2000. It have been identified the presence of positive and significant spatial autocorrelation between the localities of the cities of the state and their respective rates of economic growth from 1991 to 2000, between the towns and their respective *per capita* income in 1991 and between localities cities and their respective *per capita* income in 2000, which identified the effects of external space on them and their geographical extensions. Thus, the positive spatial autocorrelation indicated that, in general, cities with high rates of growth of *per capita* income, in the period from 1991 to 2000 also tend to be surrounded by cities with high rates of growth of *per capita* income, in the period of 1991 to 2000, and or the cities with low rates of growth *per capita* income also tend to be surrounded by cities with low rates of growth of *per capita* income in the same period. As the spatial autocorrelation took the form of autoregressive error, the most appropriate model to analyze economic growth in the presence of spatial dependence in cities of Maranhão in the nineties, was the model proposed by Rey and Montouri (1999) where error  $\varepsilon_t$  of the original equation of  $\beta$ -convergence of Barro and Sala-i-Martin (1992) follows a spatial

autoregressive procedure. In other words, the Error Space Model. The results showed evidence of conditional convergence of *per capita* incomes of those cities. This means that these cities move their own *per capita* incomes to a stationary state perpetuating itself, the disparities between them. It is evident the role of the Stock of Human Capital, the Technological Index Agricultural (ITA) and the Rate of Urbanization in the promotion of positive externalities, which generate economic growth, not only for a single city, but also for their neighborhood. The spatial econometrics showed to be an important tool for completion of this econometric study. So the existence of spatial dependence among cities may suggest that public investment should be regionally coordinated. It is worth emphasizing the importance of these variables in the economic growth of the southern state of Maranhão.

## 1. Introdução

### 1.1. Considerações Iniciais

O Estado do Maranhão está localizado na Região Nordeste do Brasil, entre o Oceano Atlântico (Norte), Piauí (Leste), Tocantins (Sul e Sudoeste) e Pará (Oeste). Possui a área de 331.918 km<sup>2</sup>, representando 21,36% da Região Nordeste e 3,89% de todo o território brasileiro.

No período de 1991-2000, a população do Maranhão teve a taxa média de crescimento anual de 1,59%, passando de 4.930.253, em 1991, para 5.651.475, em 2000. A taxa de urbanização cresceu 48,79%, passando de 40,01%, em 1991, para 59,53%, em 2000. Houve também aumento na desigualdade de renda *per capita*. O Índice de Gini, que mede o grau de desigualdade existente na distribuição da renda domiciliar *per capita* dos indivíduos e cujo valor varia de 0, quando não há desigualdade (a renda de todos os indivíduos tem o mesmo valor) a 1, quando a desigualdade é máxima (apenas um indivíduo detém toda a renda da sociedade e a renda de todos os outros indivíduos é nula), passou de 0,6 em 1991 para 0,66 em 2000. O valor desse índice no ano de 2000 ficou acima da média brasileira, que era de 0,65 (Atlas - IDH, 2000).

Ainda no período de 1991-2000, o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDH-M), formado pelo somatório de três sub-índices relacionados à Educação, Renda e Longevidade de uma População e cujo valor varia de 0 a 1 e, quanto mais próximo de 1 o valor deste indicador, maior será o nível de desenvolvimento humano da área em questão, cresceu 17,13%, passando de 0,543 em 1991 para 0,636 em 2000. O fator que mais contribuiu para esse crescimento foi a Educação, com 59,3%, seguida pela Longevidade, com 21,8% e pela Renda, com 18,9%. O valor desse índice, no ano de 2000, ficou bem abaixo da média brasileira,

que era de 0,766. Comparado com outros estados, esse valor ficou em último (Atlas - IDH, 2000).

A Tabela 1 evidencia a evolução do Produto Interno Bruto (PIB), taxa de crescimento e PIB *per capita* no Maranhão, no período de 1995-2004.

Tabela 1 – Evolução do Produto Interno Bruto (PIB), sua taxa de crescimento e o PIB *per capita* no Maranhão, 1995-2004

Ano	PIB (R\$ 1000,00)	Variação anual	PIB <i>per capita</i> (R\$1,00)
1996	6873	4.60	1313
1997	7410	2.05	1359
1998	7224	-5.51	1308
1999	7918	4.37	1418
2000	9207	5.05	1627
2001	10293	1.90	1796
2002	11420	2.80	1949
2003	13984	5.32	2354
2004	16547	5.23	2748

Fonte: Maranhão em Dados 2005 / Instituto Maranhense de Estudos Socioeconômicos e Cartográficos – São Luís: IMESC, 2007.

Nota: O PIB *per capita* é definido como a razão do PIB pela População Residente Total.

De acordo com a Tabela 1, nota-se que o PIB e o PIB *per capita*, de modo geral, tiveram tendências de crescimento ao longo do tempo, no período observado, com exceção do ano de 1998, quando houve significativa queda em ambas as variáveis. Apesar dessa tendência de crescimento do PIB *per capita* ao longo do tempo, o Maranhão está entre os últimos no *ranking* de PIB *per capita* dos estados e do Distrito Federal. Por exemplo, o PIB *per capita* médio do Maranhão, no período de 1991 a 2000, ficou em último lugar, com R\$ 1.537. Em seguida, ficou o do Piauí, com R\$ 1.733. O PIB *per capita* médio nacional nesse período foi de R\$ 4.816 (IPEADATA, 2008). Com relação à variável taxa de crescimento, observa-se que ela teve grandes oscilações em alguns períodos, o que pode ser explicado pelas crises financeiras internacionais que afetaram o Plano Real, ao longo do tempo, contagiando a economia brasileira e, conseqüentemente, alterando o perfil da política econômica. Exemplos dessas crises são: a crise mexicana, a crise dos

países asiáticos e crise russa, entre outras. No último ano, a taxa de crescimento do estado foi superior à do Brasil, de 4,94%.

A Tabela 2 mostra a participação setorial das atividades econômicas no PIB do Maranhão para o período de 2002-2005.

Tabela 2 - Participação setorial das atividades econômicas no PIB do Maranhão para o período de 2002-2005

Setores	2002	2003	2004	2005
<b>Total</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>
<b>Agropecuária</b>	<b>16,19</b>	<b>17,67</b>	<b>18,16</b>	<b>17,78</b>
Agricultura, silvicultura e exploração florestal	10,50	11,78	12,46	12,22
Pecuária e pesca	5,69	5,89	5,70	5,56
<b>Indústria</b>	<b>16,72</b>	<b>18,69</b>	<b>17,38</b>	<b>17,19</b>
Indústria extrativa mineral	0,3	1,28	1,96	1,94
Indústria de transformação	7,34	9,35	7,48	7,08
Produção e distribuição de eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana	1,82	1,73	2,10	2,06
Construção	7,26	6,33	5,84	6,11
<b>Serviços</b>	<b>67,09</b>	<b>63,65</b>	<b>64,46</b>	<b>65,03</b>
Comércio e serviços de manutenção e reparação	13,76	13,82	14,10	16,58
Alojamento e alimentação	1,14	1,26	1,41	1,48
Transporte e armazenagem e correio	7,46	5,99	8,19	7,69
Serviços de informação	2,49	2,44	2,38	2,48
Intermediação financeira, seg. e previdência complementar	3,14	2,77	2,50	2,79
Serviços prestados às famílias e associativos	1,31	1,23	1,30	1,04
Atividades imobiliárias, aluguéis	10,88	9,79	9,21	8,61
Administração, saúde e educação pública	21,22	20,55	19,49	19,11
Serviços prestados às empresas	1,85	2,36	2,45	2,22
Saúde e educação mercantis	2,3	2,00	1,74	1,41
Serviços domésticos	1,54	1,44	1,69	1,62

Fonte: IBGE, Contas Regionais de 2002 a 2005.

A Tabela 2 mostra a nítida dominância da participação do setor de serviços no PIB maranhense no período de 2002 a 2005. Sua participação média foi de 65,05% nesse período. O serviço de administração, saúde e educação pública foi o de maior destaque, com uma participação média de 20,09%, representando 30,88% do setor. Em seguida, ficaram o comércio e serviços de manutenção e reparação, com uma participação média de 14,56%, as atividades imobiliárias, aluguéis, com uma participação média de 6,62% e o transporte e armazenagem e correio com uma participação média de 7,33% . Os três juntos representam 43,83% do setor.

De acordo com o Instituto Maranhense de Estudos Socioeconômicos e Cartográficos-IMESC (2007), o comércio e serviços de manutenção e reparação, no período de 2004 a 2005, obteve a maior taxa de crescimento, com 17,59%. O comércio varejista (hipermercados e supermercados, produtos alimentícios bebidas e fumo, tecidos, vestuários e calçados, móveis e eletrodomésticos, artigos farmacêuticos, médicos etc., equipamentos e material para escritório e informática, livros, jornais, revistas e papelaria, artigos de uso pessoal e doméstico, veículos, motocicletas e peças, material de construção) e o comércio atacadista de representantes comerciais e agentes do comércio se destacaram nesse período com uma taxa de crescimento de 23%. A capital São Luís se destaca nesse setor.

De acordo com a Tabela 2, a indústria ocupa a segunda posição, com uma participação média de 17,5%. A indústria de transformação é a de destaque nesse setor, com uma participação média de 7,82%, representando 44,66% do setor. Em seguida, destaca-se a indústria de construção, com uma participação média de 6,39%, representando 36,50% do setor.

De acordo com o IMESC (2007), a indústria de transformação foi influenciada nesse período pelas indústrias de produtos químicos, farmacêuticos, perfumaria, higiene e limpeza, com uma taxa de crescimento médio de 20,92%, pela indústria de álcool, com uma taxa de 12,29%, pela indústria de cimento, com uma taxa de 10,94% e pela fabricação de aço e derivados e metalurgia de metais não ferrosos, com uma taxa de 10,7%.

Na Região Oeste (Açailândia, Imperatriz e Santa Inês) e Norte (São Luís), concentra-se a produção de alumínio e de minério de ferro, o complexo minero-metalúrgico. Esse setor é voltado principalmente para o mercado externo e se

baseia na vantagem locacional e na qualidade da infra-estrutura ferroviária, portuária e energética (IMESC, 2007).

Ainda de acordo com a Tabela 2, o setor agropecuário ocupa a terceira posição, com uma participação média de 17,45%. A atividade econômica agricultura, silvicultura e exploração florestal é a de destaque nesse setor, com uma participação média de 11,74%, representando 67,28% do setor. Em seguida, destaca-se a pecuária e a pesca, com uma participação média de 5,72%, representando 32,72% do setor.

De acordo com o IMESC (2007), a atividade agrícola foi influenciada nesse período pela lavoura temporária com o cultivo da soja, cana-de-açúcar e mandioca, com as respectivas taxas de crescimento médio de 21,63%, 12,41% e 10,17%. Na pecuária, a influência maior é a do rebanho de bovinos, com uma taxa de crescimento médio de 10,58%. A Região Sul (Balsas, Riachão, Tasso Fragoso, Alto Parnaíba, Fortaleza dos Nogueiras, Loreto, Sambaíba e São Raimundo das Mangabeiras) se destaca com uma produção moderna, onde se expande a soja e a pecuária. A qualidade da logística para exportação (orientada para o mercado externo e interno), as condições climáticas e o solo do cerrado beneficiam esse setor.

Comparado com os outros estados brasileiros, a participação da agropecuária no PIB do Maranhão, no período de 2001 a 2004, ficou na quinta posição, com uma participação média de 18%<sup>1</sup>. O Estado do Mato Grosso do Sul lidera o *ranking*, com uma participação média de 33,5%. Em seguida, ficou o Mato Grosso, com uma participação média de 33%, Pará, com uma participação média de 23,75% e Goiás, com uma participação média de 20,77% (IBGE/Contas Regionais, 2004). Portanto, mesmo ocupando a terceira posição na participação do PIB maranhense, esse setor, comparado com outros estados, apresenta uma participação relativamente alta. Isso se deve ao fato, segundo o IMESC (2007), do Estado ser considerado um dos membros da federação brasileira de maior potencial econômico pela abundância e diversidade dos seus recursos naturais, pela referida localização estratégica e pela ampla cobertura da sua infra-estrutura econômica, especialmente em relação ao setor de transportes, rodoviário e ferroviário, além do excelente porto e um bem dimensionado sistema de produção e transmissão de energia. Além disso, com

---

<sup>1</sup> Tabela A.1 em anexo.

terras férteis, abundância de recursos hídricos e alta luminosidade, o Estado se destaca com um grande potencial agropecuário.

Nesse contexto, por apresentar alto índice de desigualdade de renda, baixo Índice de Desenvolvimento Humano e baixa renda *per capita* em comparação com a média brasileira, pode-se afirmar que o Estado do Maranhão está entre os mais pobres do país no período considerado. No entanto, o setor agropecuário do estado está entre os melhores no *ranking* de participação da agropecuária no PIB dos estados brasileiros.

Assim, este trabalho procura investigar o processo de crescimento econômico dos municípios do Estado do Maranhão, visando dar suporte a futuras políticas de incentivo ao crescimento econômico e de minimização da desigualdade de renda *per capita* presente no estado.

## **1.2. O Problema e sua Importância**

Segundo Garcia e Vasconcellos (2002), há uma diferença entre crescimento econômico e desenvolvimento econômico. Crescimento econômico está relacionado ao crescimento do PIB *per capita*, e um país só estará realmente melhorando seu nível de desenvolvimento econômico e social se, juntamente com o aumento do PIB *per capita*, melhorar também os indicadores sociais, educacionais, de saúde, etc. O desenvolvimento depende também do aumento de produtividade, o que ocorre a partir de investimentos na área de ciência e tecnologia, incrementando o crescimento econômico. Com o aumento da produtividade influenciado pelo avanço tecnológico, melhora-se o nível de vida da população, inclusive na área educacional.

O desenvolvimento econômico de uma cidade, segundo Haddad (2004), não se limita à realização de um conjunto de obras de infra-estrutura econômica e social, por mais relevantes que sejam para o interesse de sua população. É preciso que haja envolvimento da comunidade local e participação ativa da população nas decisões políticas. É importante que as pessoas se mobilizem para: a) implementar programas e projetos que almejam; b) elucidar novas necessidades; c) discutir acerca da disponibilidade de capital para a implementação das mudanças e d) formular soluções tendo como base sua estrutura participativa.

Para Robock (2002), as metas do desenvolvimento regional compreendem os seguintes pontos: a) redução das disparidades de renda; b) promoção de um desenvolvimento regional equilibrado; e c) ênfase nas regiões mais atrasadas. Vale ressaltar que as disparidades regionais podem estar, em parte, relacionadas a questões como: a) distribuição desigual dos fatores responsáveis pelo crescimento econômico entre as regiões de um país, quais sejam, recursos naturais, capacitação da mão-de-obra e acesso a mercados; e b) imperfeição na mobilidade dos fatores.

Na análise dos determinantes de renda e crescimento econômico, no contexto das potencialidades naturais, além de variáveis econômicas e sociais, Fontes (2001) destaca a importância das variáveis geográficas passivas e ativas. As passivas não estão sujeitas a qualquer controle ou alteração pela ação do homem. São exemplos dessas variáveis o clima, a temperatura, o relevo, a topografia e a hidrografia. E as variáveis geográficas ativas são caracterizadas como aquelas que são passíveis de alterações técnicas ao longo do tempo e, por isso, podem ter papel fundamental no desenvolvimento de determinadas regiões. O solo pode ser considerado uma variável geográfica ativa quando se leva em conta a questão tecnológica, o que possibilita modificar o seu uso. Então, essa variável ativa pode ser alterada por meio das políticas públicas, incentivando o aumento da produção e da produtividade agrícola e, conseqüentemente, elevando o nível de renda das regiões.

Em geral, existe uma relação entre os aspectos socioeconômicos e o solo. O produtor que não possui capital, conta somente com a fertilidade do seu solo e a ocorrência de chuva como única alternativa para o cultivo. Já o produtor com capital disponível pode contornar as limitações naturais do solo utilizando adubação, irrigação e assistência técnica como alternativa para o cultivo (Carneiro et al., 2003).

Segundo Magalhães (2001), a convergência de renda é encontrada teoricamente em modelos construídos a partir de um modelo no qual o progresso tecnológico é exógeno e a função de produção apresenta retornos decrescentes em cada um dos fatores isoladamente. Essas hipóteses permitem situações em que o crescimento econômico dos países mais ricos tenderia a diminuir ao longo do tempo, devido aos retornos decrescentes dos investimentos. Portanto, se a taxa de progresso tecnológico e poupança forem iguais em todos os países, os países mais pobres teriam uma taxa de crescimento econômico maior e alcançariam o mesmo nível de renda *per capita* dos países mais ricos no longo prazo, caracterizando, assim, a *convergência absoluta* de renda.

Um outro tipo de convergência de renda ocorre quando diferenças no nível tecnológico, taxas de poupança, estruturas econômicas, escolaridades, políticas governamentais etc fazem com que as economias tenham diferentes estados estacionários. Nesse caso, a taxa de crescimento de cada economia será tanto maior quanto mais afastada ela estiver de seu próprio estado estacionário, caracterizando, assim, a *convergência condicional* de renda. Neste caso, não será válido dizer que as economias mais pobres estão crescendo mais rápido (Sala-i-Martin, 1996).

Para Magalhães (2001), mesmo que resultados encontrados para determinado país ou região não indiquem a existência de convergência absoluta de renda entre eles, é possível afirmar que clubes de renda *per capita* estejam se formando, ou seja, *clubes de convergência*. De acordo com o autor, parece razoável supor que o processo de crescimento de determinada região seja afetado pelo desempenho de regiões que estão próximas a ela, caracterizando, assim, uma dependência espacial entre essas regiões.

Este trabalho procura analisar empiricamente o processo de convergência de renda *per capita* dos municípios do estado do Maranhão no período de 1991 a 2000. Apesar de apresentar alto índice de desigualdade de renda, baixo Índice de Desenvolvimento Humano e baixa renda *per capita* em comparação com a média brasileira, o Estado se destaca com um grande potencial agropecuário. Assim, a variável Índice Tecnológico Agropecuário<sup>2</sup> (ITA), que consiste no somatório dos sub-índices de tecnologias dos municípios, ou seja, do Índice de Assistência Técnica, do Índice de Adubos e Corretivos, do Índice Controle de Pragas e Doenças, do Índice de Práticas de Conservação do Solo, do Índice de Irrigação e do Índice de Energia Elétrica, procura captar a importância da agricultura no processo de convergência condicional de renda *per capita* desses municípios.

Também no processo de convergência condicional de renda *per capita*, a variável Estoque de Capital Humano tem o intuito de analisar as externalidades relacionadas à transferência de conhecimento; a variável Densidade Demográfica tenta captar os efeitos das economias de localização e o Percentual da População Urbana os efeitos das economias de urbanização. A identificação e a delimitação da

---

<sup>2</sup> Para maiores detalhes ver Fontes et al. (2005) e Fontes et al. (2007).

extensão de atuação destas externalidades são verificadas por testes de dependência espacial.

Assim, este trabalho procura analisar o processo de convergência de renda *per capita* dos municípios do Maranhão no período de 1991 a 2000, levando em conta a possibilidade de existir *spillovers* espaciais entre eles, para dar suporte a futuras políticas de incentivos ao crescimento econômico e de combate à desigualdade de renda.

### **1.3. Objetivo Geral**

Analisar empiricamente se os municípios do estado do Maranhão estão passando por um processo de convergência condicional de renda *per capita*, no período de 1991 a 2000, levando em conta a possibilidade de existir *spillovers* espaciais entre eles.

#### **1.3.1. Objetivos Específicos**

- Verificar a presença ou não de dependência espacial nos municípios do estado do Maranhão, no período considerado;
- Verificar se há presença de *clusters* espaciais estatisticamente significativos para identificar possíveis mudanças de disparidades entre os municípios do estado, no período considerado;
- Analisar se os municípios do estado estão passando por um processo de convergência absoluta de renda *per capita*, no período considerado;
- Analisar se os municípios do estado estão passando por um processo de convergência condicional de renda *per capita*, no período considerado;
- Verificar a importância do Índice Tecnológico Agropecuário (ITA) no processo de convergência condicional de renda *per capita* desses municípios, no período considerado;
- Verificar a importância do Estoque de Capital Humano no processo de convergência condicional de renda *per capita* desses municípios, no período considerado;

- Verificar a importância da Densidade Demográfica no processo de convergência condicional de renda *per capita* desses municípios, no período considerado;
- Verificar a importância do Percentual da População Urbana processo de convergência condicional de renda *per capita* desses municípios, no período considerado.

## 2. Referencial Teórico

### 2.1. Modelo de Barro e Sala-i-Martin (1992)

O modelo teórico de  $\beta$ -convergência descrito a seguir baseia-se no trabalho de Barro e Sala-i-Martin (1992).

O modelo considera uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, com retornos constantes de escala e retornos decrescentes aos fatores de produção:

$$\hat{y} = f(\hat{k}) \quad (1)$$

em que  $\hat{y}$  é o produto por unidade eficiente de trabalho ( $\frac{Y}{Le^{xt}}$ ) e  $\hat{k}$  é o capital por unidade eficiente de trabalho ( $\frac{K}{Le^{xt}}$ ). A variável  $L$  representa o fator trabalho e a variável  $x$  representa a taxa de crescimento tecnológico. Em uma economia fechada, o crescimento de  $\hat{k}$  é dado por:

$$\dot{\hat{k}} = f(\hat{k}) - \hat{c} - (\delta + x + n)\hat{k} \quad (2)$$

em que  $\hat{c}$  é o consumo por unidade eficiente ( $\frac{C}{Le^{xt}}$ ),  $\delta$  é a taxa de depreciação e  $n$  é a taxa de crescimento do fator trabalho  $L$ .

Por hipótese, um consumidor maximiza uma função de utilidade num horizonte infinito de tempo:

$$U = \int_0^{\infty} u(c) e^{nt} e^{-\rho t} dt \quad (3)$$

em que  $c$  é o consumo *per capita* ( $c = \frac{C}{L}$ ),  $\rho$  é a taxa de preferência intertemporal de consumo e  $u(c)$  é a função utilidade, que tem a seguinte forma:

$$u(c) = \frac{c^{1-\theta} - 1}{1-\theta} \quad (4)$$

em que  $\theta$  é maior que zero e constante.

Assim, a utilidade marginal,  $u'(c)$ , tem elasticidade em relação à  $c$  igual a  $-\theta$ . Para satisfazer a condição de transversalidade do problema de maximização, assume-se que  $\rho > n + (1-\theta)x$ . Portanto, a condição de primeira ordem para maximizar  $U$  na equação (3) requer que:

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\theta} [f'(\hat{k}) - (\delta - \rho)] \quad (5)$$

Deste modo, no estado estacionário, as quantidades efetivas de  $\hat{y}$ ,  $\hat{k}$  e  $\hat{c}$  não variam e as quantidades *per capita* de  $y$ ,  $k$  e  $c$  crescem a uma taxa  $x$ . O nível de  $\hat{k}$  no estado estacionário é dado por:

$$f'(\hat{k}^*) = \delta + \rho + \theta x \quad (6)$$

Se  $\hat{k}$  estiver inicialmente abaixo de  $\hat{k}^*$ , então  $\hat{k}$  aproximará monotonicamente de  $\hat{k}^*$ . A taxa de crescimento do capital por trabalhador declinará monotonicamente para o valor de estado estacionário,  $x$ . Pode-se concluir que se diferentes economias tiverem os mesmos parâmetros de preferências e tecnologia, então as mais pobres, com baixo  $\hat{k}$ , tendem a crescer mais rápido em termos *per capita* que as economias mais ricas, o que caracteriza *convergência absoluta*. Entretanto, se os

parâmetros entre as economias não forem iguais, o modelo, prevê *convergência condicional*. Ou seja, a taxa de crescimento de cada economia será tanto maior quanto mais distante ela estiver de seu próprio estado estacionário.

A dinâmica transitória do modelo pode ser obtida através de uma log linearização das equações (2) e (5) em torno dos valores de estado estacionário:

$$\log[\hat{y}(t)] = \log[\hat{y}(0)]e^{-\beta t} + \log(\hat{y}^*)(1 - e^{-\beta t}) \quad (7)$$

em que  $\beta$  é a velocidade de convergência dada pela fórmula:

$$2\beta = \left\{ \psi^2 + 4 \left( \frac{1-\alpha}{\theta} \right) (\rho + \delta + \theta x) \left[ \frac{\rho + \delta + \theta x}{\alpha} - (\delta + x + n) \right] \right\}^{\frac{1}{2}} - \psi \quad (8)$$

em que  $\psi = \rho - n - (1 - \theta)x > 0$ .

A taxa de crescimento médio de  $y$  entre 0 e  $T$  é dada por:

$$\frac{1}{T} \log \left[ \frac{y(T)}{y(0)} \right] = x + \frac{1 - e^{-\beta T}}{T} \log \left[ \frac{\hat{y}^*}{\hat{y}(0)} \right] \quad (9)$$

Incluindo-se um termo de erro aleatório  $u_{it}$  na equação (9) adaptada para períodos discretos  $i$ , têm-se:

$$\log \left( \frac{y_{it}}{y_{i,t-1}} \right) = a_i - (1 - e^{-\beta}) [\log(y_{i,t-1}) - x_t(t-1)] + u_{it} \quad (10)$$

em que  $a_i = x_i + (1 - e^{-\beta}) \log(\hat{y}^*_i)$ .

A taxa média de crescimento do produto *per capita* entre dois pontos no tempo,  $t_0$  e  $t_0 + T$ , nas equações (9) e (10), é dada por:

$$\frac{1}{T} \log \left( \frac{y_{i,t_0+T}}{y_{i,t_0}} \right) = B - \left( \frac{1 - e^{-\beta T}}{T} \right) \log(y_{i,t_0}) + u_{i,t_0,t_0+T} \quad (11)$$

em que  $u_{i,t_0,t_0+T}$  é uma distribuição de defasagem para o termo de erro aleatório,  $u_{it}$ , entre  $t_0$  e  $t_0 + T$ . O termo constante  $B$  é igual a  $x + \left[ \frac{(1 - e^{-\beta T})}{T} \right] \cdot [\log(\hat{y}^*) + xt_0]$ , pois se assume que  $\hat{y}_i^* = \hat{y}^*$  e  $x_i = x$ . Assim, a equação de  $\beta$ -convergência absoluta é dada por:

$$\frac{1}{T} \log \left( \frac{y_{i,t_0+T}}{y_{i,t_0}} \right) = \beta_1 + \beta_2 \log(y_{i,t_0}) + \mu \quad (12)$$

em que  $\beta_1$  é a constante, a velocidade de convergência é obtida através da expressão  $\beta_2 = -\left( \frac{1 - e^{-\beta T}}{T} \right)$  e  $\mu$  é o termo de erro aleatório. Uma correlação negativa entre a taxa de crescimento e a renda *per capita* inicial ( $\beta_2 < 0$ ) indica que está ocorrendo  $\beta$ -convergência absoluta.

A equação de  $\beta$ -convergência condicional é dada por:

$$\frac{1}{T} \log \left( \frac{y_{i,t_0+T}}{y_{i,t_0}} \right) = \beta_1 + \beta_2 \log(y_{i,t_0}) + \lambda X + \mu \quad (13)$$

em que  $X$  representa um vetor de variáveis regionais no período inicial da amostra. A  $\beta$ -convergência condicional é indicada por uma relação negativa entre a taxa de crescimento da renda *per capita* inicial ( $\beta_2 < 0$ ), depois de controladas as diferenças regionais em termos das variáveis incluídas em  $X$  (com  $\lambda \neq 0$ ). Sala-i-Martin (1996), ressalta que a ocorrência de  $\beta$ -convergência condicional não significa que as desigualdades regionais em termos de renda *per capita* estão se reduzindo ou

tendem a desaparecer ao longo do tempo. Ao contrário, significa que as economias tendem para uma situação de equilíbrio no longo prazo em que, por apresentarem diferentes estados estacionários, as disparidades regionais persistirão.

## 2.2. Conceitos de Convergência

Se, ao longo de determinado período, as rendas *per capita* estaduais tendem a convergir, é de se esperar, então, que o crescimento da renda *per capita* de um estado qualquer, naquele período, seja tanto menor quanto maior seu valor no início do período. Uma regressão que relacione as variações reais das rendas *per capita* estaduais, no período analisado, aos seus níveis no ano inicial do período deverá, portanto, apresentar um coeficiente angular com sinal negativo e estatisticamente significativo, se a convergência de rendas *per capita* efetivamente se verifica (Ferreira e Diniz, 1994, p. 44).

Segundo Lopes (2004), a convergência é um processo em que uma mesma variável (por exemplo, renda *per capita*, produtividade da terra) apresenta diferentes valores entre países, regiões ou estados, mas essa diferença se reduz ao longo do tempo, indicando que a desigualdade diminui.

Para Barro e Sala-i-Martin (1992) a convergência pode ser de dois tipos:  $\beta$ -convergência e  $\sigma$ -convergência. O conceito de  $\beta$ -convergência caracteriza-se por uma relação negativa entre renda *per capita* inicial e taxa de crescimento econômico. Esse conceito é dividido, ainda, em dois outros:  $\beta$ -convergência absoluta, que indica que as economias que possuem os mesmos parâmetros e preferências tendem para um mesmo estado estacionário. O outro conceito é o de  $\beta$ -convergência condicional, que indica que as economias com diferentes parâmetros e preferências tendem para diferentes estados estacionários. Sendo assim, cada economia terá o seu próprio estado estacionário, que será determinado pelos seus próprios parâmetros e preferências e para o qual tenderiam no longo prazo.

Já o conceito  $\sigma$ -convergência caracteriza-se por uma diminuição da dispersão das rendas *per capita* entre as economias ao longo do tempo. Na sua medição, pode-se utilizar a variância das séries em cada ano observado.

Para Ferreira e Ellery Jr (1996),  $\beta$ -convergência é uma condição necessária, mas não suficiente para que ocorra  $\sigma$ -convergência, ou seja, para que haja redução na dispersão das rendas *per capita*. Segundos os autores, um exemplo em que pode ocorrer  $\beta$ -convergência, embora não haja  $\sigma$ -convergência, seria a troca de posições entre regiões inicialmente mais ricas e aquelas mais pobres. Nesse caso, pode-se observar elevação na variância, caso as áreas inicialmente mais pobres superem as áreas que, inicialmente, eram mais ricas.

Galor (1996), discutiu a possibilidade da dinâmica do sistema econômico ser caracterizada por múltiplos estados estacionários de equilíbrio, o que leva à hipótese de clubes de convergência. Países que são idênticos em suas características estruturais convergiriam para um mesmo estado estacionário de equilíbrio, desde que suas condições iniciais fossem as mesmas. Essas condições iniciais que determinam um estado estacionário e, assim, um clube de convergência, referem-se ao nível ou distribuição de renda, nível inicial de capital físico ou capital humano e taxas de poupanças. Segundo o autor, essas condições iniciais, juntamente com imperfeições no mercado de capitais, externalidades e estrutura de mercado em concorrência imperfeita, fortaleceriam a idéia de clubes de convergência.

### **2.3. Efeitos Espaciais na Análise de Convergência de Renda Regional**

Desde o trabalho de Baumol (1986), a existência ou não de convergência de renda entre países ou mesmo entre unidades subnacionais tem sido amplamente discutida na literatura econômica. Essas discussões podem ser vistas no próprio trabalho de Baumol (1986), Barro e Sala-i-Martin (1992, 1997), Mankiw, Romer e Weil (1992), Sala-i-Martin (1996), entre outros. No Brasil em particular, tem-se, entre outros, os estudos de Ferreira e Ellery Jr. (1996), Azzoni (1997), Ferreira (1997), Azzoni et al. (2002), Fontes e Alves (1999b) e Silva et al. (2005).

De acordo com Magalhães et al. (2000), quando se trata de unidades com referência geográfica, como países ou estados, é natural que se questione a existência de *spillovers* no processo de crescimento econômico dessas unidades. Mais especificamente, parece razoável supor que o processo de crescimento de um determinado estado seja afetado pelo desempenho de estados que estão próximos a ele.

Para Monastério e Ávila (2004), apesar de desde o começo das pesquisas sobre convergência terem sido utilizados dados regionais, na maior parte das vezes as unidades geográficas foram tratadas como ilhas, sem qualquer relação com o seu entorno.

Para Rey e Montouri (1999), a possibilidade de existir *spillovers* espaciais entre as regiões pode violar a suposição no modelo  $\beta$ -convergência de que os termos de erros são independentes. Os autores concluíram que em um modelo de convergência, lidando com unidades de espaço, deve-se levar em conta possíveis efeitos de dependência espacial.

Os trabalhos de Rey e Montouri (1999), para os Estados Unidos, e Fingleton (1999), para a Europa, foram os primeiros a incorporar explicitamente os *spillovers* espaciais à questão da convergência de renda entre estados. No caso específico do Brasil, Magalhães et al. (2000) e Mossi et al. (2000) encontram evidências de dependência espacial entre os estados, quando considerando a questão de convergência da renda *per capita* estadual. Monastério e Ávila (2004) aplicaram a econometria espacial para analisar o crescimento econômico das 58 áreas gaúchas estatisticamente comparáveis, entre 1939 e 2001. Em seus resultados, encontraram a existência de dependência espacial entre as 58 áreas e a existência de quebra estrutural ao longo do território gaúcho. Pimentel e Haddad (2004) usaram análise exploratória de dados espaciais para estudar os três setores da economia mineira na década de 90. Os resultados indicaram a existência de fenômenos espaciais bastante claros para a variável renda em todos os setores, bem como a importância dos processos de autocorrelação espacial na explicação do fenômeno de convergência econômica para estas unidades regionais. Fontes et al. (2007) utilizaram a econometria espacial e o índice Geotec para analisar o processo de convergência de renda da agricultura regional do estado de Minas Gerais. Dentre seus principais resultados, foi constatada dependência espacial entre as microrregiões e uma forte relação positiva entre o índice Geotec, altas rendas das agriculturas e crescimento econômico nas microrregiões do estado de Minas Gerais no período de 1990 a 2001.

### 3. Metodologia

#### 3.1. Índice Tecnológico Agropecuário (ITA)

A variável Índice Tecnológico Agropecuário (ITA) foi construída a partir do modelo proposto por Fontes et al. (2005). A construção foi feita por meio do estabelecimento de valores para o uso das diversas tecnologias. A Tabela 3 mostra esses valores atribuídos a cada tecnologia. Como não existem diferenças tão significativas entre as tecnologias, os autores optaram por conferir a mesma proporção para elas. Assim, o ITA poderá alcançar ao valor máximo de 10.00, que consiste na soma de todos os valores atribuídos às tecnologias.

Tabela 3 - Valor atribuído aos tipos de tecnologias

Tecnologias	Assistência técnica	Aubos e corretivos	Controle de pragas e doenças	Práticas de conservação do solo	Irrigação	Energia elétrica
Valor	1.67	1.67	1.67	1.67	1.67	1.67

Fonte: Fontes et al. (2005).

As porcentagens dos estabelecimentos com uso de assistência técnica, adubos e corretivos, controle de pragas e doenças, práticas de conservação do solo, irrigação e energia elétrica foram obtidas por intermédio do Censo Agropecuário de 1995/96 do Maranhão e serão usadas como *proxy* para o período inicial da amostra.

Ainda de acordo Fontes et al. (2005), a disponibilidade da tecnologia está distribuída de acordo com a porcentagem dos informantes dos estabelecimentos agropecuários que dispõem da prática em questão. As diferentes tecnologias podem ocorrer ou não simultaneamente em todos os municípios. Isto levou os autores

construírem um sub-índice para cada tecnologia, em função da porcentagem dos informantes com sua disponibilidade em cada município, e em função do valor atribuído para a respectiva tecnologia. A Tabela 4 mostra as fórmulas dos referidos sub-índices.

Tabela 4 - Cálculo dos sub-índices das tecnologias

Índice de Assistência Técnica (IAT) = [% dos informantes com uso de assistência técnica * valor atribuído à tecnologia]
Índice de Adubos e Corretivos (IAC) = [% dos informantes com uso de adubos e corretivos * valor atribuído à tecnologia]
Índice de Controle de Pragas e Doenças (ICP) = [% dos informantes com uso de controle de pragas e doenças * valor atribuído à tecnologia]
Índice de Práticas de Conservação do Solo (IPC) = [% dos informantes com uso de práticas de conservação do solo * valor atribuído à tecnologia]
Índice de Irrigação (IIR) = [% dos informantes com uso de irrigação * valor atribuído à tecnologia]
Índice de Energia Elétrica (IEE) = [% dos informantes com uso de energia elétrica * valor atribuído à tecnologia]

Fonte: Fontes et al. (2005).

Portanto, o ITA consistiu no somatório dos diversos sub-índices das tecnologias dos municípios, ou seja, do Índice de Assistência Técnica, do Índice de Adubos e Corretivos, do Índice de Controle de Pragas e Doenças, do Índice de Práticas de Conservação do Solo, do Índice de Irrigação e do Índice de Energia Elétrica. Posteriormente, o ITA foi dividido por 100 para inseri-lo no intervalo de 0 a 10. O ITA pode ser expresso pela equação:

$$ITA = [IAT+IAC+ICP+IPC+IIR+IEE] / 100 \quad (14)$$

## 3.2. Econometria Espacial

Para Anselin (1999), a Econometria Espacial é um subcampo da econometria que lida com as complicações causadas pela interação espacial (autocorrelação espacial) e pela estrutura espacial (heterogeneidade espacial) em modelos de regressão, para dados na forma de *cross-section* e painel.

Segundo Almeida (2004), ao não levar em conta esses efeitos espaciais, os resultados proporcionados pela análise econométrica convencional tornam-se inválidos. O primeiro efeito espacial diz respeito à dependência espacial dada pela interação dos agentes no espaço. De modo geral, todo processo que se dá no espaço está sujeito à chamada Lei de Tobler, também conhecida como a Primeira Lei da Geografia, cujo enunciado pode ser estabelecido da seguinte forma: “*tudo depende de todo o restante, porém o que está mais próximo depende mais*”. Destaca-se, assim, o papel da proximidade para o estabelecimento da interação espacial entre os fenômenos (o efeito da distância pode ser tomado como amplo, não apenas geográfico, no sentido de distância relativa de renda, espaço político etc.). De modo geral, dependência espacial (autocorrelação espacial) significa que o valor de uma variável de interesse numa certa região  $i$  depende do valor dessa variável nas regiões vizinhas  $j$ . O outro efeito é a heterogeneidade espacial. Manifesta-se quando ocorre instabilidade estrutural no espaço, fazendo com que se obtenham diferentes respostas dependendo da localidade ou da escala espacial. Tal instabilidade pode ser detectada na forma de coeficientes variáveis, variância não constante ou formas funcionais diferentes para determinados subconjuntos de dados.

### 3.2.1. Análise Exploratória de Dados Espaciais

A análise exploratória de dados espaciais (AEDE) trata diretamente de efeitos decorrentes da dependência espacial e da heterogeneidade espacial. De acordo com Le Gallo e Erthur (2003), a AEDE é um conjunto de técnicas que procura descrever a distribuição espacial, os padrões de associação espacial (*clusters* espaciais), verificar a existência de diferentes regimes espaciais ou outras formas de

instabilidade espacial (não-estacionariedade) e identificar observações atípicas (*outliers* espaciais).

De acordo com Magalhães et al. (2000), identificada a possibilidade de dependência espacial entre as unidades em estudo, se faz importante, do ponto de vista prático, incluir a dimensão espacial ao problema a ser tratado. Um dispositivo muito útil para introduzir a noção de espaço em um modelo econométrico é a matriz de peso espacial. Essa matriz, normalmente conhecida como  $W$ , pode ser usada para capturar padrões de adjacência das unidades geográficas. Na sua forma mais simples, uma matriz simétrica é definida como tendo o elemento  $(i, j)$  igual a 1 se  $i$  e  $j$  são vizinhos e 0 no caso contrário. Por conversão, os elementos diagonais são iguais à zero,  $w_{i,j} = 0$ .

As matrizes mais utilizadas na literatura são: a torre, a rainha, os  $k$ -vizinhos mais próximos e a distância. Este trabalho utilizou a matriz rainha, pois, foi a que apresentou melhores resultados.

Para Anselin e Bera (1998), uma matriz de peso espacial pode ser padronizada pela linha, denominada pelo sobrescrito  $s$ , com cada um dos seus elementos que têm valor diferente de zero sendo definidos por  $w_{ij}^s = w_{ij} / \sum j w_{ij}$ . Os elementos das linhas dessa matriz somam 1. Esta manipulação facilita a interpretação dos pesos (que variam de 0 a 1) como uma média dos valores dos vizinhos e assegura a comparabilidade entre os modelos dos parâmetros espaciais em muitos processos espaciais estocásticos.

### 3.2.2. Autocorrelação Espacial Global

De acordo com Anselin e Bera (1998), a autocorrelação espacial pode ser definida como sendo a coincidência de valores semelhantes em locais semelhantes. Segundo os autores, uma autocorrelação espacial positiva acontece quando valores semelhantes para uma variável aleatória se encontram agrupados espacialmente, e autocorrelação espacial negativa acontece quando valores dissimilares são encontrados juntos no espaço.

A autocorrelação espacial global pode ser calculada através da estatística  $I$  de Moran. De acordo com Le Gallo e Erthur (2003), essa estatística é definida como:

$$I_t = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (x_{i,t} - \mu_t)(x_{j,t} - \mu_t)}{\sum_i (x_{i,t} - \mu_t)^2} \quad (15)$$

em que  $x_{i,t}$  é o valor assumido pela variável  $x$  na região  $i$  e tempo  $t$ ,  $\mu_t$  é a média das observações entre as regiões no tempo  $t$ ,  $n$  é o número de regiões e  $w_{ij}$  é o elemento da matriz espacial  $W$ . Nessa matriz, os elementos  $w_{ii}$  na diagonal são iguais à zero, enquanto que os elementos  $w_{ij}$  indicam a forma como a região  $i$  está espacialmente conectada com a região  $j$ . O termo  $S_0$  é um escalar igual à soma de todos os elementos da  $W$ .

A hipótese nula deste teste é a não autocorrelação entre a região  $i$  e a região vizinha  $j$ . A rejeição da hipótese nula significa que é positiva (negativa) a autocorrelação da região  $i$  com seus vizinhos. Se o valor da estatística  $I$  de Moran for maior que seu valor esperado,  $E(I) = -\frac{1}{(n-1)}$  indica autocorrelação espacial positiva. Caso contrário, indica autocorrelação negativa.

Autocorrelação espacial positiva indica que, por exemplo, municípios com altas taxas de crescimento do PIB *per capita*, no período de 1991 a 2000 tendem a ser rodeados também por municípios com altas taxas de crescimento do PIB *per capita*, no período de 1991 a 2000 e, ou, municípios com baixas taxas de crescimento do PIB *per capita*, no período de 1991 a 2000 tendem a ser rodeados também por municípios com baixas taxas de crescimento do PIB *per capita*, no período de 1991 a 2000. Autocorrelação espacial negativa indica, por exemplo, que valores dissimilares dessas taxas de crescimento são encontrados juntos no espaço.

### 3.2.3. Autocorrelação Espacial Local

A estatística  $I$  de Moran global pode camuflar padrões locais de associação (*clusters* ou *outliers*). Consequentemente, as estatísticas de autocorrelação global não têm capacidade de identificar a ocorrência de autocorrelação local,

estatisticamente significantes. Assim, na análise de autocorrelação espacial local, Le Gallo e Erthur (2003) sugerem duas ferramentas: o diagrama de dispersão de Moran, que pode ser usado para visualizar localizações atípicas (*outliers*), e os Indicadores Locais de Associação Espacial (LISA), que podem ser usados para testar a hipótese de distribuição aleatória comparando os valores de cada localização espacial específica com os valores das localizações espaciais vizinhas.

#### **3.2.4. Diagrama de dispersão de Moran**

De acordo com Le Gallo e Erthur (2003), o diagrama de dispersão de Moran é dividido em 4 quadrantes diferentes, que correspondem a quatro tipos de associação espacial local entre uma região e seus vizinhos: (*High-High*) uma região com alto valor da variável de interesse está rodeada por regiões com altos valores da mesma variável (Quadrante I no topo a direita), (*Low-High*) uma região com baixo valor está rodeada por regiões com altos valores (Quadrante II no topo a esquerda), (*Low-Low*) uma região com baixo valor rodeada por regiões com baixos valores (Quadrante III no fundo a esquerda), (*High-Low*) uma região com alto valor está rodeada por regiões com baixos valores (Quadrante IV no fundo a direita). Os quadrantes I e III referem-se a uma autocorrelação espacial positiva, indicando *clusters* espaciais com valores similares e os quadrantes II e IV representam autocorrelação espacial negativa, indicando *clusters* espaciais com valores dissimilares. O diagrama de dispersão de Moran também pode ser usado para visualizar localizações atípicas (*outliers*). Uma desvantagem do diagrama de dispersão de Moran é que eles exibem *clusters* tanto estatisticamente significantes quanto não. E não faz sentido levar em conta na análise de *clusters* os que não sejam estatisticamente significantes.

#### **3.2.5. Indicadores Locais de Associação Espacial (LISA)**

De acordo com Anselin (1995), um “*Local Indicator of Spatial Association (LISA)*” será qualquer estatística que satisfaça a dois critérios. Primeiro, um indicador LISA deve possuir, para cada observação, uma indicação de *clusters* espaciais significantes de valores similares em torno da observação; segundo, o somatório dos

LISAs, para todas as observações, é proporcional ao indicador de autocorrelação espacial global.

De acordo com Le Gallo e Erthur (2003), a estatística LISA, baseada no  $I$  de Moran local, pode ser especificada da seguinte forma:

$$I_{i,t} = \frac{(x_{i,t} - \mu_t)}{m_0} \sum_j w_{ij} (x_{j,t} - \mu_t), \text{ em que } m_0 = \sum_i (x_{i,t} - \mu_t)^2 / n \quad (16)$$

onde  $x_{i,t}$  é a observação de uma variável de interesse na região  $i$  para ano  $t$ ,  $\mu_t$  é a média das observações entre as regiões no ano  $t$  para a qual o somatório em relação a  $j$  é tal que somente os valores vizinhos de  $j$  são incluídos. A soma das estatísticas  $I$  de Moran local pode ser escrita como:

$$\sum_i I_{i,t} = \frac{1}{m_0} \sum_i (x_{i,t} - \mu_t) \sum_j w_{ij} (x_{j,t} - \mu_t) = \frac{1}{m_0} \sum_i \sum_j w_{ij} (x_{j,t} - \mu_t) (x_{i,t} - \mu_t) \quad (17)$$

Pela equação (15), segue que a estatística  $I$  de Moran global é proporcional à soma da estatística  $I$  de Moran de local:

$$I_t = \frac{\sum_i I_{i,t}}{S_0} \quad (18)$$

Para uma matriz de peso espacial  $S_0 = n$  de forma que  $I_t = \frac{1}{n} \sum_i I_{i,t}$ , a estatística  $I$  de Moran global iguala à estatística  $I$  de Moran local. Valores positivos de  $I_{i,t}$  significam que existem *clusters* espaciais com valores similares (alto ou baixo); valores negativos significam que existem *clusters* espaciais com valores diferentes entre as regiões e seus vizinhos.

Este trabalho utilizou essas duas ferramentas para verificar há presença de *clusters* espaciais estatisticamente significativos para identificar possíveis mudanças

de disparidades entre os municípios do estado do Maranhão, no período de 1991 a 2000.

### 3.2.6. Modelos Econométricos Espaciais

Para Rey e Montouri (1999), uma suposição comum no modelo  $\beta$ -convergência é a de que os termos de erros são independentes. Porém, em um contexto *cross-section* no qual as unidades observadas são espacialmente organizadas, tal suposição pode ser restrita. Segundo os autores, a possibilidade de existir *spillovers* espaciais entre as regiões pode violar tal suposição. Assim, concluíram que um modelo de convergência, lidando com unidades de espaço, deveria levar em conta possíveis efeitos de dependência espacial.

Neste contexto de levar em conta possíveis efeitos de dependência espacial, Rey e Montouri (1999) sugerem dois tipos de modelos: o modelo de defasagem espacial e o modelo de erro espacial.

### 3.2.7. Modelo de Defasagem Espacial

De acordo com Rey e Montouri (1999), neste modelo a autocorrelação espacial é considerada como sendo gerada pela interação atual entre as unidades espaciais. Neste caso, é introduzida uma defasagem espacial como variável independente na equação original de  $\beta$ -convergência de Barro e Sala-i-Martin (1992). O modelo é especificado da seguinte forma:

$$\ln\left(\frac{y_{t+k}}{y_t}\right) = \alpha + \beta \ln(y_t) + \rho W \ln\left(\frac{y_{t+k}}{y_t}\right) + \varepsilon_t \quad (19)$$

em que  $\rho$  é um parâmetro escalar de defasagem espacial que capta o efeito da taxa de crescimento das unidades espaciais vizinhas sobre a taxa de crescimento de cada unidade espacial.

### 3.2.8. Modelo de Erro Espacial

De acordo com Rey e Montouri (1999), neste modelo o termo de erro  $\varepsilon_t$  da equação original de  $\beta$ -convergência de Barro e Sala-i-Martin (1992) segue um processo espacial autoregressivo da seguinte forma:

$$\varepsilon_t = \lambda W \varepsilon_t + u_t \quad (20)$$

em que  $\lambda$  representa o coeficiente escalar do erro espacial e o termo de erro  $u_t \sim (0, \sigma^2 I)$ . O modelo é especificado da seguinte forma:

$$\ln \left( \frac{y_{t+k}}{y_t} \right) = \alpha + \beta \ln(y_t) + (I - \lambda W)^{-1} u_t \quad (21)$$

Um choque aleatório ocorrido em uma unidade geográfica não só afeta a sua taxa de crescimento e a de seus vizinhos imediatos, mas também afeta todas as outras unidades espaciais (Rey e Montouri, 1999).

Este trabalho utilizou o modelo de Erro Espacial, após identificada a presença de dependência espacial, para analisar o processo de convergência condicional de renda *per capita* dos municípios maranhenses, no período de 1991 a 2000. O modelo é especificado da seguinte forma:

$$\ln \left( \frac{y_{2000}}{y_{1991}} \right) = \alpha + \beta_1 \ln(y_{1991}) + \beta_2 \ln(ITA_{1991}) + \beta_3 \ln(CH_{1991}) + \ln \beta_4 (DEN_{1991}) + \ln(TUR_{1991}) + (I - \lambda W)^{-1} u_t \quad (22)$$

em que:

$\alpha$  é a constante;

$y_{1991}$  é o PIB *per capita* dos municípios maranhenses em 1991;

$y_{2000}$  é o PIB *per capita* dos municípios maranhenses em 2000;

$ITA_{1991}$  é o Índice Tecnológico Agropecuário dos municípios maranhenses em 1991;

$CH_{1991}$  é o Estoque de Capital Humano dos municípios maranhenses em 1991;

$DEN_{1991}$  é a Densidade Demográfica dos municípios maranhenses em 1991;

$TUR_{1991}$  é a Taxa de Urbanização dos municípios maranhenses em 1991.

O lado esquerdo da equação (22) corresponde à taxa de crescimento do PIB do *per capita* dos municípios maranhenses, no período de 1991 a 2000. A convergência condicional é indicada por uma relação negativa entre a taxa de crescimento do PIB *per capita*, no período de 1991 a 2000 e o PIB *per capita* em 1991 ( $\beta_1 < 0$ ), após controladas as variáveis incluídas no modelo.

### 3.3. Dados

No presente trabalho, utilizaram-se os seguintes dados dos municípios maranhenses, sendo eles oriundos do Censo Demográfico de 1991: o crescimento econômico é representado pelo crescimento do PIB *per capita* do período de 1991 a 2000 (R\$ de 2000(mil) - Deflacionado pelo Deflator Implícito do PIB nacional); o estoque de capital humano (R\$ de 2000(mil) - Deflacionado pelo IPCA) é representado pelo valor esperado presente dos rendimentos anuais (descontados a 10% a.a.) associados à escolaridade e experiência (idade) da população em idade ativa (15 a 65 anos). O estoque de capital humano é calculado pela diferença entre o rendimento obtido no mercado de trabalho e a estimativa daquele obtido por um trabalhador sem escolaridade e experiência. Para se estimar os rendimentos futuros esperados, utilizam-se os coeficientes de retorno à educação e à experiência estimados pelos dados do Censo Demográficos para os anos 1980, 1991 e 2000 e

da PNAD nos demais anos do período 1981-99; o efeito de economias de urbanização é representado pelo percentual de habitantes da zona urbana em relação à população total em 1991; o efeito das economias de localização ou de congestionamento são representados pela densidade demográfica da cidade medida em habitantes por Km<sup>2</sup> em 1991. A variável ITA foi construída utilizando-se o modelo proposto por Fontes et al. (2005), com os dados do Censo Agropecuário 95/96. Estes dados são fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatístico (IBGE) e pelo IPEADATA disponíveis nos sites: [www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br) e [www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br).

## **4. Resultados e Discussão**

### **4.1. Análise Exploratória de Dados Espaciais**

Esta seção apresenta os resultados da análise espacial dos dados para os municípios do estado do Maranhão, no período de 1991 a 2000. Conforme destacado por Le Gallo e Erthur (2003), a AEDE é um conjunto de técnicas que procura descrever a distribuição espacial, os padrões de associação espacial (*clusters* espaciais), verificar a existência de diferentes regimes espaciais ou outras formas de instabilidade espacial (não-estacionariedade) e identificar observações atípicas (*outliers* espaciais). Assim, fazer uma análise exploratória precede a modelagem econométrica espacial.

#### **4.1.1. Autocorrelação Espacial**

O primeiro passo no estudo AEDE é testar a hipótese de que os dados espaciais são distribuídos aleatoriamente. Intuitivamente, aleatoriedade espacial significa que os valores de um atributo numa região não dependem dos valores desse atributo nas regiões vizinhas. Para isso, é necessário usar alguma estatística que meça a associação espacial de forma global.

Na literatura existe um conjunto de estatísticas que averiguam, por meio de testes formais, a presença de autocorrelação espacial. Dentre os mais utilizados está a estatística  $I$  de Moran. De acordo com Le Gallo e Erthur (2003), a hipótese

nula deste teste é a não autocorrelação espacial entre a região  $i$  e a região vizinha  $j$ . A rejeição da hipótese nula significa que é positiva (negativa) a autocorrelação espacial da região  $i$  com seus vizinhos. Se o valor da estatística  $I$  de Moran for maior que seu valor esperado,  $E(I) = -\frac{1}{(n-1)}$  indica autocorrelação espacial positiva. Caso contrário, indica autocorrelação negativa.

A Tabela 5 evidencia os resultados da estatística  $I$  de Moran Univariada para o logaritmo do PIB *per capita* de 1991 dos municípios do Maranhão, no período de 1991 a 2000.

Tabela 5 - Estatística  $I$  de Moran Univariada para o logaritmo do PIB *per capita* de 1991 dos municípios do Maranhão, no período de 1991 a 2000

Estatística $I$ de Moran	$E(I)$	Desvio-padrão	Probabilidade
0,2075	-0,0074	0,0525	0,0010***

\* Significativo a 10%; \*\* Significativo a 5%; \*\*\*Significativo a 1%.  
Fonte: Resultado da pesquisa.

De acordo com a Tabela 5, os resultados indicam que existe uma autocorrelação espacial positiva entre o logaritmo do PIB *per capita* de 1991 dos municípios do Maranhão e a localidade dos municípios, pois, o valor da estatística  $I$  de Moran (0,2075) excede seu valor esperado  $E(I)$  de (-0,0074). Ou seja, a autocorrelação espacial positiva indica que, em geral, municípios maranhenses com altos PIB *per capita* em 1991 tendem a ser rodeados também por municípios com altos PIB *per capita* em 1991 e, ou, municípios com baixos PIB *per capita* em 1991 tendem a ser rodeados também por municípios de baixos PIB *per capita* em 1991.

A Tabela 6 evidencia os resultados da estatística  $I$  de Moran Univariada para o logaritmo do PIB *per capita* de 2000 dos municípios do Maranhão, no período de 1991 a 2000.

Tabela 6 - Estatística *I* de Moran Univariada para o logaritmo do PIB *per capita* de 2000 dos municípios do Maranhão, no período de 1991 a 2000

Estatística <i>I</i> de Moran	$E(I)$	Desvio-padrão	Probabilidade
0,2265	-0,0074	0,0525	0,0010***

\* Significativo a 10%; \*\* Significativo a 5%; \*\*\*Significativo a 1%.  
 Fonte: Resultado da pesquisa.

De acordo com a Tabela 6, os resultados indicam que existe uma autocorrelação espacial positiva entre o logaritmo do PIB *per capita* de 2000 dos municípios do Maranhão e a localidade dos municípios, pois, o valor da estatística *I* de Moran (0,2265) excede seu valor esperado  $E(I)$  de (-0,0074). Ou seja, a autocorrelação espacial positiva indica que, em geral, municípios maranhenses com altos PIB *per capita* em 2000 tendem a ser rodeados também por municípios com altos PIB *per capita* em 2000 e, ou, municípios com baixos PIB *per capita* em 2000 tendem a ser rodeados também por municípios de baixos PIB *per capita* em 2000.

A Tabela 7 evidencia os resultados da estatística *I* de Moran Univariada para a taxa de crescimento do PIB *per capita* dos municípios do Maranhão, no período de 1991 a 2000.

Tabela 7 - Estatística *I* de Moran Univariada para a taxa de crescimento do PIB *per capita* dos municípios do Maranhão, no período de 1991 a 2000

Estatística <i>I</i> de Moran	$E(I)$	Desvio-padrão	Probabilidade
0,1262	-0,0074	0,0531	0,0090***

\* Significativo a 10%; \*\* Significativo a 5%; \*\*\*Significativo a 1%.  
 Fonte: Resultado da pesquisa.

De acordo com a Tabela 7, os resultados indicam que existe uma autocorrelação espacial positiva entre a taxa de crescimento do PIB *per capita* dos municípios do Maranhão, no período de 1991 a 2000 e a localidade dos municípios,

pois, o valor da estatística  $I$  de Moran (0,1262) excede seu valor esperado  $E(I)$  de (-0,0074). Ou seja, a autocorrelação espacial positiva indica que, em geral, municípios maranhenses com altas taxas de crescimento do PIB *per capita* no período de 1991 a 2000 tendem a ser rodeados também por municípios com altas taxas de crescimento do PIB *per capita* no período de 1991 a 2000 e, ou, municípios com baixas taxas de crescimento do PIB *per capita* no período de 1991 a 2000 tendem a ser rodeados também por municípios com baixas taxas de crescimento do PIB *per capita* no período de 1991 a 2000.

Assim, pode-se concluir que existe uma autocorrelação espacial positiva e significativa entre as localidades dos municípios do Estado do Maranhão com suas respectivas taxas de crescimento no período de 1991 a 2000, PIB *per capita* em 1991 e PIB *per capita* em 2000.

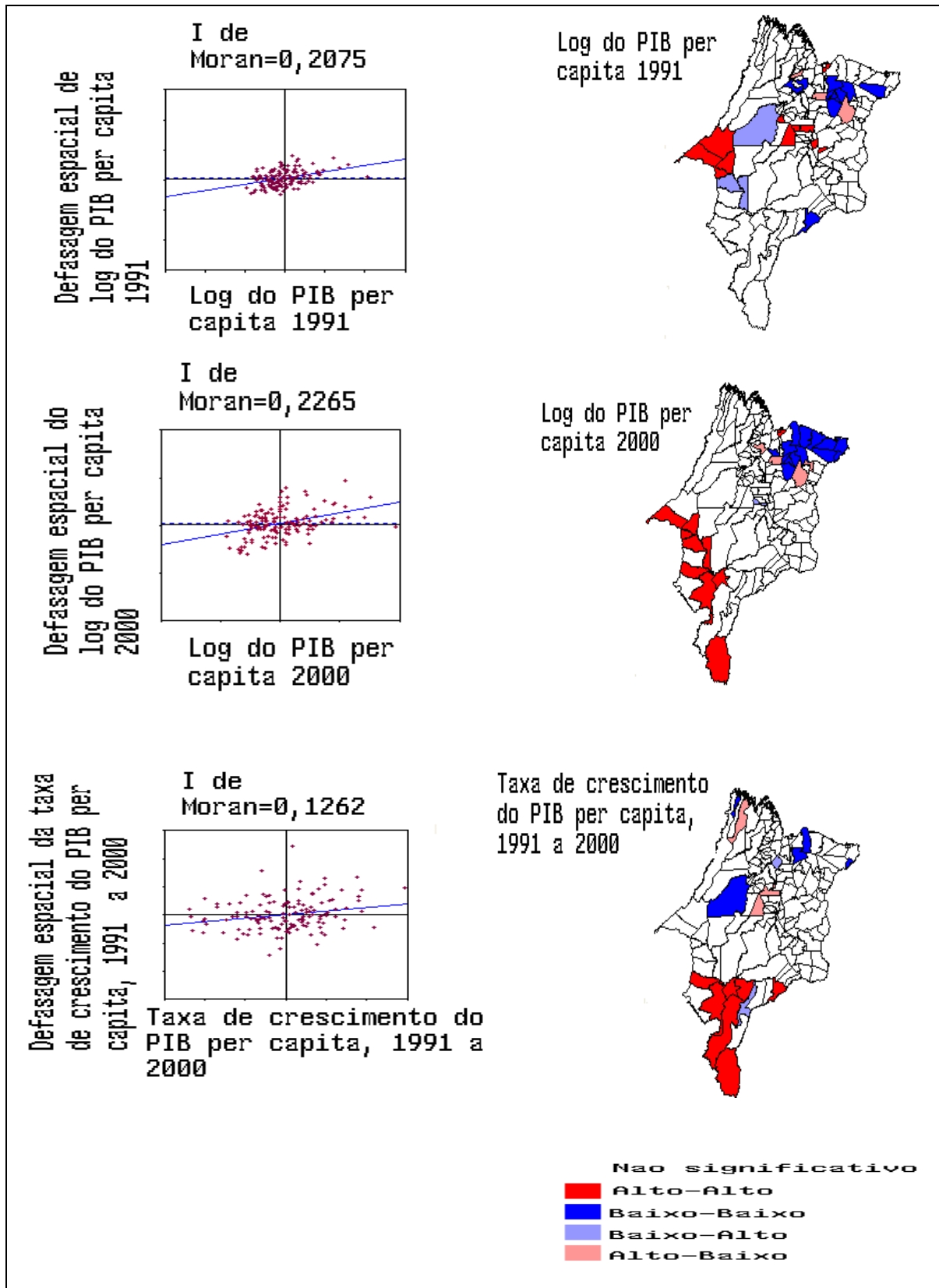
#### **4.1.2. Análise de *clusters* espaciais**

A estatística  $I$  de Moran global pode camuflar padrões locais de associação (*clusters* ou *outliers*). Consequentemente, as estatísticas de autocorrelação global não têm capacidade de identificar a ocorrência de autocorrelação local, estatisticamente significantes. Assim, o diagrama de dispersão de Moran pode ser usado para visualizar localizações atípicas (*outliers*) e os Indicadores Locais de Associação Espacial (LISA) pode ser usado para testar a hipótese nula de ausência de associação espacial local.

Se a estatística LISA apresentar valores positivos, significa que existem *clusters* espaciais com valores similares (alto ou baixo); valores negativos desta estatística significam que existem *clusters* espaciais com valores diferentes entre as regiões e seus vizinhos.

A Figura 1 mostra os resultados do diagrama de dispersão de Moran e do mapa LISA para o logaritmo do PIB *per capita* de 1991, para o logaritmo do PIB *per capita* de 2000 e para a taxa de crescimento do PIB *per capita* de 1991 a 2000.

Figura 1 - Diagrama de dispersão de Moran e mapa LISA para o logaritmo do PIB *per capita* de 1991, para o logaritmo do PIB *per capita* de 2000 e para a taxa de crescimento do PIB *per capita* de 1991 a 2000.



Fonte: Resultado da pesquisa.

De acordo com a Figura 1, há uma formação de dois *clusters* do tipo Alto - Alto e dois *clusters* do tipo Baixo - Baixo entre o logaritmo do PIB *per capita* de 1991 e as localidades dos municípios do Maranhão. O primeiro *cluster* do tipo Alto - Alto está localizado a Oeste do Estado, formado pelos municípios de João Lisboa, Imperatriz e Açailândia. O segundo se encontra na região Central, formado pelos municípios de Lago da Pedra, Lago do Junco e São Luís Gonzaga do Maranhão. O primeiro *cluster* do tipo Baixo - Baixo está localizado na região Nordeste do Estado, formado pelos municípios Vargem Grande, Urbano Santos, Morros, Nina Rodrigues, Presidente Vargas e São Benedito do Rio Preto. O segundo se encontra mais ao Norte, formado pelos municípios de Viana e São João Batista.

Para o logaritmo do PIB *per capita* de 2000 e as localidades dos municípios, a Figura 1 evidencia a formação de um *cluster* do tipo Alto - Alto e um *cluster* do tipo Baixo - Baixo. O *cluster* do tipo Alto - Alto é formado pelos municípios de João Lisboa, Imperatriz, Montes Altos, Sítio Novo, Estreito, Riachão e Fortaleza dos Nogueiras. Está localizado na região Sudoeste do Estado. O *cluster* Baixo - Baixo está localizado na Região Nordeste do Estado, formado pelos municípios Vargem Grande, Urbano Santos, Morros, Nina Rodrigues, Presidente Vargas, São Benedito do Rio Preto, Humberto Campos, Primeira Cruz, Barreirinhas, Tutoia, Araisos, São Bernardo e Santa Quitéria do Maranhão.

Comparado com o ano de 1991, o *cluster* do tipo Alto - Alto, em 2000, teve uma tendência de deslocamento para o Sul do Estado e o *cluster* Baixo - Baixo continua na Região Nordeste; porém, o número de municípios com baixa renda rodeados por de municípios de baixa renda aumentou.

Com relação à variável taxa de crescimento econômico dos municípios do Estado, o mapa LISA também evidencia a formação de um *cluster* do tipo Alto - Alto e um *cluster* do tipo Baixo - Baixo. O *cluster* do tipo Alto - Alto é formado pelos municípios de Alto Parnaíba, Balsas, Benedito Leite, Estreito, Fortaleza dos Nogueiras, Pastos Bons, Riachão e São Raimundo das Mangabeiras. Está localizado na região Sul do Estado. Ou seja, o Sul do Estado do Maranhão tende a ser formado por municípios que apresentam altas taxas de crescimento no período de 1991 a 2000. O *cluster* Baixo - Baixo está localizado na Região Nordeste do Estado, formado pelos municípios de Morros e Humberto Campos.

Essa formação de *cluster* Alto - Alto no sul do Maranhão pode ser explicada pelo fato dessa região ser considerada um pólo de desenvolvimento integrado com destaque nos setores Agropecuário e Indústria (IMESC, 2007). A formação do *cluster* Baixo - Baixo no Nordeste pode ser explicada pelo fato dessa região ser considerada uma das mais pobres do estado, com baixas rendas *per capita* e baixo IDH (Atlas - IDH, 2000).

#### 4.2. Estimando a Autocorrelação Espacial

Esta seção apresenta uma evidência empírica dos modelos proposto por Rey e Montouri (1999) para o crescimento econômico, com a presença de dependência espacial entre as unidades espaciais. Uma vez identificada a autocorrelação espacial, estima-se um modelo econométrico espacial. De acordo com Anselin e Bera (1998), a autocorrelação espacial pode ser definida como sendo a coincidência de valores semelhantes em locais semelhantes.

A Tabela 8 mostra os resultados da análise de convergência absoluta das rendas *per capita* para os municípios do estado do Maranhão, no período de 1991 a 2000. O modelo tradicional de convergência absoluta de renda foi estimado com teste de dependência espacial. Os resultados mostram que existe uma correlação negativa entre a taxa de crescimento e o PIB *per capita* inicial, porém, não significativa a 1%, indicando que não há evidências de convergência absoluta significativa das rendas *per capita*. A hipótese de dependência espacial entre eles não foi rejeitada, dado que a estatística *I* de Moran foi positiva e significativa a 1%.

Tabela 8 - Convergência Absoluta das rendas *per capita* para os municípios do estado do Maranhão no período de 1991 a 2000

Variáveis	Coeficientes	p-valor
Constante	0,037113	0,000595***
Log Renda 91	-0,006504	0,148280
Moran's I	2,829867	0,004656***
Variável Dependente	Taxa de Crescimento Econômico de 1991 a 2000	
R <sup>2</sup> 0,043495	Obs	136

\* Significativo a 10%; \*\* Significativo a 5%; \*\*\*Significativo a 1%.  
Fonte: Resultados da pesquisa.

Assim, pela Tabela 8, pode-se concluir que não há evidências de convergência absoluta significativa das rendas *per capita* para os municípios do estado do Maranhão, no período de 1991 a 2000, uma vez que a renda *per capita* inicial não foi significativa para explicar a taxa de crescimento econômico no período considerado. Porém, os resultados sugerem que há uma dependência espacial no processo de determinação de crescimento dos municípios.

A Tabela 9 mostra os resultados da regressão de convergência condicional estimada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para os municípios do estado do Maranhão no período de 1991 a 2000.

Tabela 9 – Resultados dos testes de convergência condicional estimada por MQO para os municípios do estado do Maranhão no período de 1991 a 2000

Variáveis Explicativas	Coefficientes	p-valor
Constante	0,028724	0,018565***
Log Renda 91	-0,021565	0,000000***
Log Cap. Humano 91	0,003708	0,001677***
Log ITA 91	0,003367	0,000042***
Log Densidade 91	-0,000334	0,672040
Log % Urbano 91	0,006507	0,001090***
Variável Dependente	Taxa de Crescimento Econômico de 1991 a 2000	
Obs	136	
R <sup>2</sup>	0,294285	
Estatística - F	10,699000	0,000012
Testes	Valor	
Condição de número	56,233490	
Teste de Jarque-Bera	0,721950	0,696996
Teste de Breusch-Pagan	5,513063	0,356515
Teste de White	23,153050	0,281341
I de Moran	3,641432	0,000271
Multiplicador de Lagrange (Defasagem)	4,950092	0,026089
Robusto LM (Defasagem)	2,096365	0,147649
Multiplicador de Lagrange (Erro)	10,268588	0,001353
Robusto LM (Erro)	7,414861	0,006468

\* Significativo a 10%; \*\* Significativo a 5%; \*\*\*Significativo a 1%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: os Dados encontram-se em Anexo na Tabela A. 2

De acordo com a Tabela 9, os resultados apresentados por MQO devem ser interpretados com cautela, pois, o teste global I de Moran detectou que os erros

estão autocorrelacionados no espaço. Deste modo, os modelos tradicionais de convergência não podem ser estimados por intermédio do MQO, pois as estimativas serão inconsistentes e/ou ineficientes.

Ainda de acordo com a Tabela 9, os erros são normais, o que permitirá estimar posteriormente os modelos espaciais pelo método de Máxima Verossimilhança. O teste de White mostra que não há evidências de erro de especificação da regressão. O teste Breusch-Pagan também mostra que não há evidências de erros heterocedásticos. Os testes específicos do tipo da dependência espacial (testes do tipo multiplicador de Lagrange para defasagens e para o erro espacial, bem como suas versões robustas) detectaram que a autocorrelação espacial assume a forma de erro auto-regressivo.

Como a autocorrelação espacial assumiu a forma de erro auto-regressivo, o modelo mais apropriado para analisar o crescimento econômico com a presença de dependência espacial nas cidades maranhenses na década de noventa é o modelo proposto por Rey e Montouri (1999), onde termo de erro  $\varepsilon_t$  da equação original de  $\beta$ -convergência de Barro e Sala-i-Martin (1992) segue um processo espacial autoregressivo. Ou seja, o modelo de Erro Espacial.

A Tabela 10 evidencia os resultados do modelo de Erro Espacial para os municípios do Estado do Maranhão, no período de 1991 a 2000.

Tabela 10 – Resultados do modelo de Erro Espacial para os municípios do Estado do Maranhão, no período de 1991 a 2000

Variáveis Explicativas	Coeficientes	p-valor
Constante	0,031405	0,006376***
Log Renda 91	-0,025020	0,000000***
Log Cap. Humano 91	0,004040	0,000215***
Log ITA 91	0,002823	0,000731***
Log Densidade 91	0,000603	0,464719
Log % Urbano 91	0,007699	0,000032***
Variável Dependente	Taxa de Crescimento Econômico de 1991 a 2000	
Obs	136	
Breusch-Pagan	4,928300	0,424693
R <sup>2</sup>	0,361267	

\* Significativo a 10%; \*\* Significativo a 5%; \*\*\*Significativo a 1%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

De acordo com a Tabela 10, não há evidências de heterocedasticidade nos resíduos ao nível de significância 1%, indicando que o modelo foi bem especificado.

Os resultados do modelo indicam evidência de convergência condicional das rendas *per capita* desses municípios, que significa que esses municípios movem para suas próprias rendas *per capita* de estado estacionário perpetuando-se a disparidades entre eles.

Outro resultado dado pelo modelo diz respeito ao papel do capital humano no crescimento econômico desses municípios, que foi positivo e significativo. Assim, os municípios que mais cresceram foram aqueles que possuíam o maior nível de capital humano em 1991. Esses resultados reforçam as contribuições de Lucas (1988). Segundo o autor, o investimento em capital humano tem dois resultados: o primeiro é a melhora da produtividade dos indivíduos que se educam e o segundo, a economia como um todo se beneficia por ter indivíduos mais educados, pois estes são capazes de gerar inovações que melhora a produtividade de toda a economia. Outro aspecto que deve ser considerado é que municípios com maiores níveis de capital humano atraem investimentos de empresas que utilizam recursos tecnológicos mais avançados. Assim, municípios com alto capital humano conseguem acompanhar o progresso tecnológico e têm alto crescimento econômico. Por outro lado, municípios com baixo capital humano não conseguem acompanhar o processo tecnológico e têm baixo crescimento econômico.

Além disso, o parâmetro estimado também reflete o papel fundamental da vizinhança da variável capital humano no processo de crescimento econômico de determinada região. Possuir uma vizinhança com um bom nível de capital humano favorece a troca de idéias e experiências e a difusão de tecnologias. Com isso, favorecem o crescimento econômico de toda uma região. Ou seja, municípios com alto capital humano são vizinhos de municípios também com alto capital humano, refletindo, assim, no crescimento econômico de toda uma região.

Esses resultados são semelhantes aos obtidos por Oliveira (2005) e Fontes et al. (2007), que afirmam que a variável capital humano é decisiva para o desenvolvimento regional, especialmente as regiões mais pobres.

Com relação à variável ITA, os resultados mostram que o sinal é positivo e significativo. Indica-se que os municípios com maiores ITA em 1991 foram os que mais cresceram. Esses resultados refletem os argumentos desenvolvidos por Fontes

et al. (2005), que destacaram o papel fundamental das variáveis geográficas ativas, ou seja, aquelas que são passíveis de alterações técnicas ao longo do tempo no desenvolvimento de determinadas regiões. Para eles, a variável ITA é considerada como uma variável geográfica ativa e pode ser alterada por meio das políticas públicas, incentivando o aumento da produção e produtividade agrícola e, conseqüentemente, elevando o nível de renda das regiões.

Além disso, destaca-se o papel fundamental da vizinhança da variável ITA no processo de crescimento econômico de determinada região. Municípios com altos ITA's são vizinhos de municípios também com altos ITA's e com isso, há maior transferência de tecnologias agrícolas entre eles e, conseqüentemente, maior crescimento econômico em determinada região.

Esses resultados são semelhantes ao obtido por Fontes et al. (2007), que afirmam que a variável ITA e a dependência espacial são importantes na determinação da taxa de crescimento econômico das microrregiões do estado de Minas Gerais.

Com relação à variável densidade demográfica, os resultados mostram que ela não foi significativa a 1%. Pode-se concluir que ela não é uma condição necessária no crescimento econômico dos municípios do estado do Maranhão para o período de 1991 a 2000.

Com relação à variável percentual da população urbana, os resultados mostram que o sinal é positivo e significativo. Assim, os municípios mais urbanizados em 1991 foram os que mais cresceram. A vizinhança dessa variável também teve um papel fundamental no processo de crescimento econômico de determinada região. Municípios com altas taxas de urbanização são vizinhos de municípios também com altas taxas de urbanização, favorecendo, assim, maior transferência de conhecimento e tecnologia entre eles e, conseqüentemente, maior crescimento econômico para uma dada região. Esses resultados são semelhantes aos obtidos por Oliveira (2005), que afirma que a urbanização tem um papel fundamental no processo de promoção do crescimento econômico regional.

## 5. Conclusões

Este trabalho procurou analisar o processo de convergência de renda *per capita* dos municípios do Maranhão no período de 1991 a 2000, levando em conta a possibilidade de existir *spillovers* espaciais entre eles, para dar suporte a futuras políticas de incentivos ao crescimento econômico e de combate à desigualdade de renda. Pelo teste *I* de Moran foi identificada a presença de autocorrelação espacial positiva e significativa entre as localidades dos municípios do Estado e suas respectivas taxas de crescimento econômico no período de 1991 a 2000, entre as localidades dos municípios e seus respectivos PIB's *per capita* em 1991 e entre as localidades dos municípios e seus respectivos PIB's *per capita* em 2000, que permitiram identificar os efeitos de externalidades espaciais sobre eles e suas extensões geográficas. Na análise de *clusters*, de modo geral, pode-se concluir que os *clusters* do tipo Alto - Alto tenderam a se formar na parte Sudoeste e Sul do Estado. Isso pode ser explicado pelo fato dessas regiões serem consideradas um pólo de desenvolvimento integrado com destaque nos setores Agropecuário e Indústria. Os *clusters* do tipo Baixo - Baixo tenderam a se formar na Nordeste do Estado, região com baixas rendas *per capita* e baixo IDH.

Na análise de convergência absoluta das rendas *per capita* para os municípios do estado do Maranhão, no período de 1991 a 2000, o modelo tradicional de convergência absoluta de renda foi estimado com teste de dependência espacial. Não foi encontrada uma convergência absoluta estatisticamente significativa entre os municípios, mas não se rejeitou a hipótese de dependência espacial entre eles, dado que a estatística *I* de Moran foi positiva e significativa a 1%. Assim, o modelo mais apropriado para analisar o crescimento econômico com a presença de dependência espacial nos municípios maranhenses na década de noventa foi o modelo proposto por Rey e Montouri (1999) onde termo de erro  $\varepsilon_i$  da equação original de  $\beta$ -convergência de Barro e Sala-i-Martin (1992) segue um processo espacial autoregressivo. Os resultados obtidos indicaram evidência de convergência condicional significativa das rendas *per capita* desses municípios. Isso significa que tais municípios movem para suas próprias rendas *per capita* de estado estacionário perpetuando-se, assim, as disparidades entre eles.

As variáveis Índice Tecnológico Agropecuário (ITA), Capital Humano e Taxa de Urbanização foram positivas e significativas, contribuindo assim, para a promoção de externalidades positivas, que geram crescimento econômico não só para um município, mas também para sua vizinhança.

Neste contexto, pode-se concluir que os municípios do Estado do Maranhão, no período de 1991 a 2000, estão passando por um processo de convergência condicional de renda *per capita* e que a existência de dependência espacial entre os municípios pode sugerir que investimentos públicos devam ser regionalmente coordenados. Vale destacar a importância das variáveis ITA, Capital Humano e Taxa de Urbanização no crescimento econômico da região Sul do estado do Maranhão.

## 6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALMEIDA, E. S. **Curso de Econometria Espacial Aplicada**. Piracicaba, ESALQ - USP, 2004. p.130 (Mimeo).

ANSELIN, L. **Local indicators of spatial association – LISA**. Geographical Analysis. V 27 (2), April. p. 93-115. 1995.

\_\_\_\_\_. **Spatial Econometrics**. Bruton Center: School of Social Sciences. University of Texas at Dallas, 1999.

ANSELIN, L., BERA, A. Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. In: Ullah A. and Giles D. E. (eds.) **Handbook of Applied Economic Statistics**, Marcel Dekker, New York, p. 237-289, 1998.

ATLAS DO DESENVOLVIMENTO HUMANO NO BRASIL (Atlas - IDH, 2000). **Informações Gerais**. Disponível em: <[www.pnud.org.br/atlas](http://www.pnud.org.br/atlas)>. Acesso em: 15 jan 2008.

AZZONI, C. R. Concentração regional e Dispersão das Rendas *per capita* Estaduais: Análise a partir de séries históricas estaduais de PIB, 1939-1995, **Estudos Econômicos**, 27, 341-393,1997.

AZZONI, C. R.; MENEZES, T.; MENEZES-FILHO, N.; SILVEIRA-NETO, R.; Geography and Regional Income Convergence Among Brazilian States. In: [www.nemesis.org.br](http://www.nemesis.org.br) - artigos, 2002.

BARRO, R. J. & SALA-I-MARTIN, X. Convergence. **Journal of Political Economy**, vol. 100, n.2, 1992. p. 223-251.

\_\_\_\_\_. Technological Difusion, Convergence and Growth. **Journal of Economic Growth**,2 p.1-27, 1997.

BAUMOL, W. J. **Productivity growth, convergency, and welfare: What the long-run data show**. American Economic Review, v. 76, n.5, p. 1072-85, 1986.

CARNEIRO, P. A. S.; FONTES, M. P. F.; FONTES, R.; BASTOS, R. X. K. Estudo Preliminar para construção de um Índice Pedológico e de Manejo de Solos como Variável Ativa no Estudo das Disparidades Regionais de Minas Gerais. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CIENCIA DO SOLO, 29. , 2003, Ribeirão Preto. **Anais...** Ribeirão Preto: UNESP, 2003. CD-ROM.

FERREIRA, A.H.B. A Distribuição de Renda no Brasil. In: R. FONTES (Org.). **Estabilização e Crescimento**. Viçosa: UFV, 1997, p. 389-410.

FERREIRA, A.H.B.; DINIZ, C. C. **Convergência entre as Rendas *per capita* Estaduais no Brasil**. Belo Horizonte: CEDEPLAR/UFMG, 1994. (Texto para Discussão).

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.

FINGLETON, F. Estimates of time to economic convergence: an analysis of regions of the European Union. **International Regional Science Review**, 22, 5-34, 1999.

FONTES, R. **Disparidades Regionais em Minas Gerais: Diagnósticos e Soluções**. Projeto de pesquisa financiado pelo Edital Universal 1 do CNPq. Viçosa: UFV, 2001.

FONTES, R.; ALVES, L. F. Desigualdades Inter-regionais e Convergência de Renda em Minas Gerais. Reúna, **Revista de Economia da UNA**, Belo Horizonte, v. 1, n. 9, p. 4-21. Maio de 1999.

FONTES, R.; FONTES, M. P. F.; SILVA, E.; CARNEIRO, P. A. S. Geography and Growth: The Role of a GeoTec Index on Agricultural Regional Income Convergente. In: Second Meeting of Society for the Study of Economic Inequality, 2007, Berlin, Alemanha. II Meeting of Society for the Study of Economic Inequality. Berlin: **ECINEQ**, 2007. v. 1.

FONTES, M.; FONTES, R.; CARNEIRO, P.A.S. Índice Pedológico e de Manejo de Solos como suporte ao estudo das disparidades microrregionais em Minas Gerais. In: FONTES, R.; FONTES, M. (Orgs.). **Crescimento e Desigualdade Regional em Minas Gerais**. Viçosa: UFV, 2005. p. 1-50.

GALOR, O. Convergence? Inferences from Theoretical Models. **The Economic Journal** , 106, July, 1996, p. 1056-1069.

GARCIA, M. E.; VASCONCELLOS, M. A. S.. **Fundamentos de economia**. São Paulo: Saraiva, 2002.

HADDAD, P. R. **Força e fraqueza dos municípios de Minas Gerais**. Cadernos BDMG, n.8, abr 2004. Disponível em: <[www.bdmg.mg.gov.br](http://www.bdmg.mg.gov.br)>. Acesso em: 20 jan 2008.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Censo Agropecuário 1995/96**. Disponível em: <[www.ibeg.gov.br](http://www.ibeg.gov.br)>. Acesso em: 20 out 2007.

\_\_\_\_\_. **Contas Regionais 2001/2004**. Disponível em:<[www.ibeg.gov.br](http://www.ibeg.gov.br)>. Acesso em: 25 jun 2008.

\_\_\_\_\_. **Contas Regionais 2002/2005**. Disponível em:<[www.ibeg.gov.br](http://www.ibeg.gov.br)>. Acesso em: 25 jun 2008.

INSTITUTO MARANHENSE DE ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS E CARTOGRÁFICOS (IMESC). São Luís, 2007. **Maranhão em Dados 2005**. Disponível em: <[www.seplan.ma.gov.br](http://www.seplan.ma.gov.br)>. Acesso em: 25 jun 2008.

INTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **PIB estadual per capita do Maranhão de 1991 a 2000**. Disponível em: <[www.ipedata.gov.br](http://www.ipedata.gov.br)>. Acesso em: 15 jul 2008.

LE GALLO, J and ERTHUR, C. **Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita. GDP in Europe, 1980-1995**. Papers in Regional Science v 82(2) p 175- 201. 2003.

LOPES, J. L. **Avaliação do Processo de Convergência da Produtividade da Terra na Agricultura Brasileira no Período de 1960 a 2001**. Tese de Doutorado, ESALQ/USP, 2004.

LUCAS, R. E. On the Mechanics of Economic Development. **Journal of Monetary Economics**, 22, p. 3-42, 1988.

MAGALHÃES, A. HEWINGS, G. J. D. AZZONI, C. R. **Spatial Dependence and Regional Convergence in Brazil**. REAL Discussion paper, 2000.

MAGALHAES, A. M. **Clubes de Convergência no Brasil: uma abordagem com correção espacial**. Anpec, 2001. Disponível em: <[www.anpec.org.br/encontro2001](http://www.anpec.org.br/encontro2001)>. Acesso em: 15 dez 2007.

MANKIW, N.G.; D. ROMER; D. WEIL; A Contribution to the Empirics of Economic Growth, **Quarterly Journal of Economics**, n.429, p. 407-437, 1992.

MONASTERIO, L. M., ÁVILA, R. P. **Uma análise Espacial do Crescimento Econômico do Rio Grande do Sul (1939-2001)**. Revista Economia. 2004.

MOSSI, M. B., AROCA, P., FERNANDES, I., AZZONI, C. **Growth dynamics and space in Brazil**, 2000.

OLIVEIRA, C. Externalidades Espaciais e o Crescimento Econômico das cidades do Estado do Ceará. **Revista Econômica do Nordeste**, vol. 36, n. 3, jul- set de 2005.

PIMENTEL, E. A., HADDAD, E. A. **Análise da Distribuição espacial da Renda no Estado de Minas Gerais: Uma Abordagem Espacial**. Texto para discussão NEREUS. São Paulo, 2004.

REY, J. S., MONTOURI, B. D., **US Regional Income Convergence: A Spatial Econometrics Perspective**. Regional Studies, vol. 33.2, p. 143-156, 1999.

ROBOCK, S. H. Estratégias do Desenvolvimento Econômico Regional. **Revista Econômica do Nordeste**. 2002.

SALA-I-MARTIN, X. The Classical Approach to Convergence Analysis. **The Economic Journal**, 106, July, 1996, p.1019-1036.

SILVA, E.; FONTES, R.; ALVES, L. F. Crescimento e Desigualdade em Minas Gerais. In: FONTES, R.; FONTES, M. (Orgs.). **Crescimento e Desigualdade Regional em Minas Gerais**. Viçosa: UFV, 2005. p. 1-50.

## **Anexo**

Tabela A.1 - Participação da Agropecuária no PIB (%) dos Estados Brasileiros no período de 2001 a 2004

<i>Ranking</i>	UF	2001	UF	2002	UF	2003	UF	2004
1	MS	32	MS	33,2	MS	37,6	MT	40,8
2	MT	25	MT	29,9	MT	36,3	MS	31,2
3	PA	23	PA	25,6	PA	23,6	PA	22,8
4	GO	18	GO	22,5	GO	21,9	GO	20,7
<b>5</b>	<b>MA</b>	<b>17,1</b>	<b>MA</b>	<b>18</b>	<b>MA</b>	<b>20,3</b>	<b>MA</b>	<b>20,1</b>
6	RO	15	RO	17,2	PR	19,7	PR	18,4
7	RS	15	PR	16,2	RO	18,7	RS	16,3
8	TO	14	RS	14,8	RS	18,7	RO	15,3
9	SC	14	SC	14,3	SC	16,9	SC	13,6
10	PR	13	TO	14,1	TO	14,7	TO	12,9
11	PB	12	BA	12,8	PB	12,1	PI	12,6
12	AL	11	PB	11,2	PI	12,1	BA	10,7
13	BA	11	PE	9,8	BA	11,5	PB	10,4
14	PI	10	PI	9,1	PE	9,8	PE	9,5
15	PE	8,5	MG	8,6	MG	7,9	MG	8,8
16	MG	7,4	AL	8,2	SP	7,7	AL	7,3
17	SP	6,5	SP	7,8	AL	7,4	SE	7
18	SE	6	RN	6,7	SE	7,3	SP	6,5
19	AC	5,6	SE	6,6	CE	6,6	AC	5,9
20	ES	5,3	CE	6,1	AC	5,9	RN	5,6
21	CE	5,2	AC	5,7	RN	5,7	CE	5,4
22	AP	5,1	AP	5,4	AM	4,3	ES	5
23	RR	4,5	AM	4,7	AP	3,8	AP	4,6
24	AM	2,3	ES	4,7	ES	3,6	RR	3,8
25	RN	2,3	RR	4	RR	3,4	AM	3,6
26	RJ	0,7	DF	0,7	DF	0,7	RJ	0,6
27	DF	0,5	RJ	0,6	RJ	0,6	DF	0,4

Fonte: IBGE, Contas Regionais de 2001 a 2004.

Tabela A.2 - Dados

NOME	CODIGO	Renda em 1991	Renda em 2000	ITA em 1991	C. Humano em 1991	T. Urbana em 1991	Densidade em 1991
ACAILANDIA	2100055	123.200	148.620	1.925	1185207.437	72.604	9.937
AFONSO CUNHA	2100105	35.630	49.050	0.487	45415.389	34.694	12.345
ALCANTARA	2100204	57.920	60.730	0.191	250965.345	20.386	45.246
ALDEIAS ALTAS	2100303	49.500	57.130	0.548	202771.227	27.853	13.109
ALTAMIRA DO MARANHAO	2100402	57.000	52.730	0.610	211536.727	35.451	3.890
ALTO PARNAIBA	2100501	69.380	93.270	0.967	142641.491	43.615	4.768
AMARANTE DO MARANHAO	2100600	64.570	57.760	0.955	262035.654	31.789	24.387
ANAJATUBA	2100709	44.160	50.620	0.946	224518.996	22.332	2.720
ANAPURUS	2100808	47.160	97.630	1.654	128768.009	31.896	9.050
ARAIOSES	2100907	45.140	45.300	0.414	411547.663	22.576	30.555
ARAME	2100956	49.960	65.150	0.191	344801.892	33.040	21.349
ARARI	2101004	58.890	95.410	1.025	343327.536	51.861	8.125
AXIXA	2101103	52.520	59.370	0.037	132538.424	13.518	8.670
BACABAL	2101202	78.390	101.510	2.650	1547978.711	77.135	57.594
BACURI	2101301	44.660	71.780	0.486	223516.720	32.968	20.240
BALSAS	2101400	73.510	180.140	2.672	627553.657	73.552	3.315
BARAO DE GRAJAU	2101509	49.650	77.150	1.417	183109.296	41.970	6.193
BARRA DO CORDA	2101608	50.090	97.100	0.821	1096245.030	43.199	9.530
BARREIRINHAS	2101707	37.980	60.760	1.022	318700.271	24.652	9.955

Fonte: IBGE/IPEADATA.

Continuação

NOME	CODIGO	Renda em 1991	Renda em 2000	ITA em 1991	C. Humano em 1991	T. Urbana em 1991	Densidade em 1991
BENEDITO LEITE	2101806	50.300	70.000	2.690	105529.931	32.159	2.900
BEQUIMAO	2101905	36.550	51.370	0.589	263415.528	20.630	27.683
BOM JARDIM	2102002	56.960	53.780	0.291	426291.964	26.249	4.343
BREJO	2102101	49.790	50.770	1.599	345218.112	35.079	22.829
BURITI	2102200	51.900	54.520	2.520	238503.284	21.439	16.292
BURITI BRAVO	2102309	59.020	63.500	0.589	266770.805	49.823	11.816
CAJAPIO	2102408	37.200	44.190	1.452	124042.129	22.707	8.203
CAJARI	2102507	39.090	46.250	1.204	164871.405	20.811	33.802
CANDIDO MENDES	2102606	40.250	61.430	0.520	368642.418	18.392	1.983
CANTANHEDE	2102705	46.980	39.500	0.259	272643.994	46.876	6.004
CAROLINA	2102804	72.160	114.970	2.307	367911.699	49.455	38.521
CARUTAPERA	2102903	55.360	58.930	0.513	321620.847	58.752	1.822
CAXIAS	2103000	72.150	104.000	0.522	2129978.661	64.206	132.138
CEDRAL	2103109	61.610	59.280	0.465	199691.637	19.403	32.979
CHAPADINHA	2103208	66.390	74.440	5.430	801558.836	50.463	17.416
CODO	2103307	62.260	76.650	0.865	1434066.163	56.102	24.338
COELHO NETO	2103406	77.040	85.250	1.037	522715.515	78.278	40.820
COLINAS	2103505	83.320	74.980	0.595	441175.776	44.803	19.318
COROATA	2103604	52.030	65.750	0.897	846354.797	50.243	21.400

Fonte: IBGE/IPEADATA.

Continuação

NOME	CODIGO	Renda em 1991	Renda em 2000	ITA em 1991	C. Humano em 1991	T. Urbana em 1991	Densidade em 1991
CURURUPU	2103703	55.120	86.400	0.426	524852.896	53.206	66.349
DOM PEDRO	2103802	90.040	126.850	4.008	314834.526	55.044	26.072
DUQUE BACELAR	2103901	45.350	55.970	1.113	91807.181	36.145	24.430
ESPERANTINOPOLIS	2104008	50.320	69.820	0.828	357897.068	36.654	24.033
ESTREITO	2104057	91.530	127.090	2.655	331597.413	62.277	6.841
FORTALEZA DOS NOGUEIRAS	2104107	44.220	70.750	1.665	154190.871	32.662	5.477
FORTUNA	2104206	44.830	79.800	0.350	212875.990	52.536	21.872
GODOFREDO VIANA	2104305	77.570	65.120	1.084	306501.827	45.973	17.532
GONCALVES DIAS	2104404	95.830	74.400	2.194	209262.236	36.315	14.852
GOVERNADOR ARCHER	2104503	66.230	69.850	2.334	124672.646	42.680	24.163
GOVERNADOR EUGENIO BARROS	2104602	43.730	61.500	0.325	250282.359	23.735	19.690
GRACA ARANHA	2104701	50.600	72.800	1.366	77908.437	49.557	15.036
GRAJAU	2104800	72.640	93.610	0.943	644754.503	52.397	4.824
GUIMARAES	2104909	50.550	67.440	0.319	190714.446	37.783	20.137
HUMBERTO DE CAMPOS	2105005	44.230	43.980	0.579	208093.281	17.104	8.511
ICATU	2105104	33.260	49.250	0.132	212054.304	14.391	13.430
IGARAPE GRANDE	2105203	54.950	70.190	2.636	198379.266	50.566	24.751
IMPERATRIZ	2105302	140.040	193.110	2.263	5045275.665	93.354	146.928
ITAPECURU MIRIM	2105401	55.600	75.400	0.512	572330.519	55.374	30.694
JOAO LISBOA	2105500	60.890	94.190	0.761	588273.266	53.934	21.338

Fonte: IBGE/IPEADATA.

Continuação

NOME	CODIGO	Renda em 1991	Renda em 2000	ITA em 1991	C. Humano em 1991	T. Urbana em 1991	Densidade em 1991
JOSELANDIA	2105609	46.170	53.780	0.946	172376.147	28.381	22.317
LAGO DA PEDRA	2105708	55.460	97.200	0.512	549205.865	45.556	24.809
LAGO DO JUNCO	2105807	68.100	56.540	2.563	219193.207	26.381	18.026
LAGO VERDE	2105906	41.800	47.230	1.791	141529.038	35.448	26.835
LIMA CAMPOS	2106003	70.110	78.780	1.709	166752.414	47.653	30.163
LORETO	2106102	39.390	58.700	1.136	121619.303	36.535	2.633
LUIS DOMINGUES	2106201	63.590	75.200	0.447	101807.630	71.772	12.806
MAGALHAES DE ALMEIDA	2106300	38.660	48.470	0.952	143516.402	44.080	20.093
MATA ROMA	2106409	35.220	54.850	1.835	129721.038	35.675	18.570
MATINHA	2106508	38.400	59.000	1.007	247202.487	30.344	38.565
MATOES	2106607	43.410	59.420	0.229	263333.705	20.720	14.027
MIRADOR	2106706	42.050	66.080	0.998	210902.197	25.449	2.019
MIRANDA DO NORTE	2106755	66.480	96.610	2.676	192329.547	76.007	42.217
MIRINZAL	2106805	61.130	80.710	0.367	232268.520	46.988	19.024
MONCAO	2106904	50.660	66.960	0.670	272218.902	27.916	18.004
MONTES ALTOS	2107001	51.130	75.490	1.887	238808.674	29.410	7.089
MORROS	2107100	53.430	44.620	0.013	207475.835	30.715	10.302
NINA RODRIGUES	2107209	32.430	47.430	2.483	85835.147	25.994	13.466
NOVA IORQUE	2107308	38.960	74.070	1.468	68078.339	46.919	5.119
OLHO D'AGUA DAS CUNHAS	2107407	57.510	82.010	1.210	192939.694	35.444	21.322

Fonte: IBGE/IPEADATA.

Continuação

NOME	CODIGO	Renda em 1991	Renda em 2000	ITA em 1991	C. Humano em 1991	T. Urbana em 1991	Densidade em 1991
PACO DO LUMIAR	2107506	113.160	145.690	3.391	1262185.235	33.340	489.179
PALMEIRANDIA	2107605	33.840	53.350	1.393	170873.082	15.014	38.971
PARAIBANO	2107704	64.240	91.330	0.475	222417.803	64.769	29.615
PARNARAMA	2107803	41.500	49.610	0.332	322380.288	24.483	8.730
PASSAGEM FRANCA	2107902	54.620	61.210	0.447	265404.935	32.123	10.323
PASTOS BONS	2108009	45.680	68.060	0.635	191461.628	44.831	8.341
PAULO RAMOS	2108108	73.150	57.040	0.731	263561.717	35.445	9.854
PEDREIRAS	2108207	88.660	110.860	2.644	835648.975	79.096	66.094
PENALVA	2108306	44.250	59.760	0.584	338653.379	34.947	30.268
PERI MIRIM	2108405	51.880	58.090	0.768	187114.469	20.030	35.629
PINDARE MIRIM	2108504	66.500	85.170	1.508	431939.700	35.446	85.676
PINHEIRO	2108603	58.670	84.410	0.659	1128208.725	54.395	37.941
PIO XII	2108702	47.420	55.380	1.960	297124.766	35.443	134.942
PIRAPEMAS	2108801	38.170	51.620	0.810	198075.249	31.890	26.307
POCAO DE PEDRAS	2108900	46.820	55.660	1.398	298456.035	29.864	46.746
PORTO FRANCO	2109007	87.690	145.470	3.037	418153.762	68.886	9.574
PRESIDENTE DUTRA	2109106	78.660	117.030	1.827	626846.311	61.796	43.510
PRESIDENTE JUSCELINO	2109205	45.910	38.910	0.040	67921.986	22.726	18.184
PRESIDENTE VARGAS	2109304	34.390	45.260	0.142	93562.952	34.293	18.576
PRIMEIRA CRUZ	2109403	55.570	57.340	0.466	192875.894	33.031	6.057

Fonte: IBGE/IPEADATA.

Continuação

NOME	CODIGO	Renda em 1991	Renda em 2000	ITA em 1991	C. Humano em 1991	T. Urbana em 1991	Densidade em 1991
RIACHAO	2109502	39.240	74.330	1.724	319664.713	32.192	3.359
ROSARIO	2109601	61.850	69.700	0.585	575316.157	61.019	47.860
SAMBAIBA	2109700	55.520	63.080	1.853	65412.551	26.328	1.919
SANTA HELENA	2109809	53.170	85.380	0.987	322969.192	45.609	10.488
SANTA INES	2109908	90.450	125.240	1.362	1045771.805	35.445	174.694
SANTA LUZIA	2110005	52.090	65.910	0.439	1234654.953	35.444	9.381
SANTA LUZIA DO PARUA	2110039	50.710	60.150	1.021	520284.233	43.029	8.153
SANTA QUITERIA DO MARANHAO	2110104	49.950	64.010	0.421	242779.385	32.189	11.288
SANTA RITA	2110203	42.880	67.030	0.487	262300.336	27.811	32.677
SANTO ANTONIO DOS LOPES	2110302	64.030	70.490	2.526	217469.389	29.220	31.257
SAO BENEDITO DO RIO PRETO	2110401	30.250	39.950	0.114	180781.315	39.497	25.840
SAO BENTO	2110500	61.600	66.890	0.964	406920.050	50.762	22.696
SAO BERNARDO	2110609	49.040	47.600	0.250	262714.487	26.199	21.566
SAO DOMINGOS DO MARANHAO	2110708	53.530	90.630	0.856	400595.507	39.900	12.869
SAO FELIX DE BALSAS	2110807	34.700	66.420	1.384	78782.966	14.926	8.536
SAO FRANCISCO DO MARANHAO	2110906	50.830	50.570	0.799	147533.975	16.126	16.215
SAO JOAO BATISTA	2111003	40.950	72.920	0.214	239810.792	18.718	21.996
SAO JOAO DOS PATOS	2111102	69.880	99.430	0.859	392074.534	75.233	49.369
SAO JOSE DE RIBAMAR	2111201	83.300	129.590	3.617	1324714.865	33.340	238.559
SAO LUIS	2111300	189.450	252.130	2.305	20802247.267	33.340	621.209

Fonte: IBGE/IPEADATA.

Continuação

NOME	CODIGO	Renda em 1991	Renda em 2000	ITA em 1991	C. Humano em 1991	T. Urbana em 1991	Densidade em 1991
SAO LUIS GONZAGA DO MARANHA	2111409	63.500	49.880	1.197	289019.269	20.427	35.089
SAO MATEUS DO MARANHAO	2111508	54.120	77.170	1.076	388543.822	65.718	41.269
SAO RAIMUNDO DAS MANGABEIRA	2111607	59.020	102.460	1.511	200539.193	52.280	39.473
SAO VICENTE FERRER	2111706	43.180	56.580	1.415	198871.796	12.196	44.511
SITIO NOVO	2111805	51.820	75.800	1.480	162284.422	24.892	4.677
SUCUPIRA DO NORTE	2111904	38.130	57.370	0.823	131856.082	23.859	9.793
TASSO FRAGOSO	2112001	35.970	69.610	1.597	75351.556	33.823	1.401
TIMBIRAS	2112100	43.070	51.450	0.639	242198.564	34.037	18.699
TIMON	2112209	79.380	104.170	1.473	1827775.718	84.526	62.720
TUNTUM	2112308	53.020	64.220	1.057	405612.346	41.899	8.343
TURIACU	2112407	51.150	53.550	0.318	380515.549	18.254	12.358
TUTOIA	2112506	47.310	59.090	0.091	455587.628	27.858	23.584
URBANO SANTOS	2112605	47.620	47.400	0.214	259981.033	42.256	12.327
VARGEM GRANDE	2112704	39.710	51.620	1.259	397382.558	37.067	15.561
VIANA	2112803	45.740	74.610	0.513	594962.468	44.843	33.499
VITORIA DO MEARIM	2112902	48.660	82.220	0.838	548332.682	35.445	22.197
VITORINO FREIRE	2113009	72.570	83.360	1.424	396265.660	35.445	35.718
ZE DOCA	2114007	60.240	77.080	1.111	715528.615	67.887	17.944

Fonte: IBGE/IPEADATA.