



**UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA  
FACULDADE DE CIÊNCIAS E LETRAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

**RUDOLPH F. A. P. TEIXEIRA**

**AMAZÔNIA LEGAL E O ESTADO DE MATO  
GROSSO: DOIS ENSAIOS SOBRE O  
PROCESSO DE CONVERGÊNCIA ESPACIAL  
PARA O DESMATAMENTO**

Araraquara,  
Agosto de 2010

**UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA  
FACULDADE DE CIÊNCIAS E LETRAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

**RUDOLPH F. A. P. TEIXEIRA**

**AMAZÔNIA LEGAL E O ESTADO DE MATO  
GROSSO: DOIS ENSAIOS SOBRE O  
PROCESSO DE CONVERGÊNCIA ESPACIAL  
PARA O DESMATAMENTO**

Dissertação de Mestrado apresentada ao  
Programa de Pós-Graduação em Economia da  
Universidade Estadual Paulista, como requisito  
parcial para obtenção do grau de Mestre.

Linha de Pesquisa: Economia do Meio Ambiente

Orientadora: Prof(a) Dra. Luciana Togeiro de Almeida

Araraquara,  
Agosto de 2010

RUDOLPH F. A. P. TEIXEIRA

**AMAZÔNIA LEGAL E O ESTADO DE MATO  
GROSSO: DOIS ENSAIOS SOBRE O  
PROCESSO DE CONVERGÊNCIA ESPACIAL  
PARA O DESMATAMENTO**

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Estadual Paulista, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre.

Banca Examinadora

Data de Aprovação:

---

Prof(a). Dra. Luciana Togeiro de Almeida (Orientadora)  
Universidade Estadual Paulista

---

Prof. Dr. Alexandre Sartoris Neto  
Universidade Estadual Paulista

---

Prof. Dr. Eduardo Paulon Girardi  
Universidade Federal de Mato Grosso

Araraquara,  
Agosto de 2010

## AGRADECIMENTOS

Ao Curso de Mestrado em Economia da Universidade Estadual Paulista (UNESP), por ter proporcionado a oportunidade de realização dessa dissertação.

A CAPES, importante órgão de fomento a pesquisa em nosso país, pela bolsa de estudos concedida.

A minha orientadora Prof(a) Dra. Luciana Togeiro de Almeida, que sempre acreditou na qualidade do trabalho.

Ao Prof. Dr. Eduardo Paulon Girardi, da Universidade Federal de Mato Grosso, pelos valiosos comentários sobre a realidade do estado mato-grossense.

Ao Prof. Dr. Alexandre Sartoris, pelos ensinamentos e conselhos na elaboração dos modelos econométricos.

Ao Prof. Dr. Mario Augusto Bertella, pela amizade e inúmeras sugestões de melhoria.

Ao meu irmão Jonathan Ayres F. A. P. Teixeira, pelo grande auxílio prestado na confecção e formatação dos mapas.

Ao meu pai Ayres Pedrosa Teixeira, pelos inúmeros auxílios indiretos.

## RESUMO

Com o crescimento econômico das nações e a ampliação dos setores primário, secundário e terciário, questões sobre o processo de degradação ambiental passaram a receber cada vez mais atenção da sociedade. Uma das questões mais relevantes diz respeito ao desmatamento de biomas que contêm vasta biodiversidade animal, vegetal e mineral. A Amazônia Legal brasileira, a área “verde” mais importante do planeta, vem sofrendo um forte processo de desmatamento desde a década de 1970, principalmente pela rápida expansão da agricultura, da pecuária e da extração madeireira. Entretanto, independentemente dos fatores responsáveis pelo desmatamento, um processo que aqui foi investigado é a convergência do desmatamento. Ou seja, buscou-se verificar se localidades com elevadas taxas de desmatamento em um período inicial estão convergindo ao longo do tempo para níveis similares ao de localidades com menor grau de desmatamento. Para tanto, foi feita uma análise sobre o processo de desmatamento não só da Amazônia Legal brasileira, como também do estado de Mato Grosso. Isso se justifica pelo fato desse estado possuir mais de um terço dos municípios com os maiores valores de “desmatamento acumulado” no Brasil, de acordo com o governo federal. No primeiro ensaio foram utilizados dados sobre o desmatamento em 783 municípios da Amazônia Legal brasileira durante o período 2000-2008. Por sua vez, o segundo ensaio fez uso de dados sobre o desmatamento em 139 municípios de Mato Grosso para o mesmo período citado anteriormente. Através do ferramental da econometria espacial realizou-se inicialmente uma Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) que detectou a presença de autocorrelação espacial entre as taxas de desmatamentos dos municípios das referidas localidades. Dessa forma, pode-se considerar que o desmatamento não segue um processo aleatório tanto na Amazônia como um todo, quanto no estado de Mato Grosso. Após isso, foram estimados alguns modelos de  $\beta$  convergência, indicando que o modelo de defasagem espacial é o que fornece melhores resultados para a Amazônia brasileira, enquanto o modelo de erro espacial é o que sugere os resultados mais robustos para o estado mato-grossense. Contudo, mesmo o coeficiente  $\beta$  sendo estatisticamente significativo para todos os modelos, ele apresenta sinal positivo, mostrando que não ocorre convergência e, sim, incremento das disparidades regionais no processo de desmatamento das duas regiões estudadas.

**Palavras-chave:** Amazônia Legal; Mato Grosso; desmatamento; econometria espacial;  $\beta$  convergência.

## ABSTRACT

Arising from the economic growth of nations and the expansion of primary, secondary and tertiary sectors, issues related to the process of environmental degradation have been catching increasing attention from society. One of the most relevant issues refers to the deforestation of vast biodiversity biomes containing animal, vegetable and mineral. The Brazilian Legal Amazon, the most important "green" area of the planet is experiencing a strong deforestation process since the 1970s, mainly due to the rapid expansion of agriculture, ranching and logging. However, regardless of the factors responsible for deforestation, here it was investigated the convergence of deforestation. That is, we sought to determine whether cities with high rates of deforestation in an initial period are converging over time to levels similar to that of cities with lower levels of deforestation. So, this study presents an analysis on the process of deforestation in the Brazilian Legal Amazon and in the Mato Grosso state. This is justified by the fact that this state concentrates more than one third of the most deforested cities in Brazil, according to the records of "accumulated deforestation" provided by the federal government. In the first trial we used data on deforestation in 783 municipalities in the Brazilian Legal Amazon during the period 2000-2008. In turn, the second test made use of data on deforestation in 139 municipalities of Mato Grosso to the same time period. Through the tools of spatial econometrics held an initial Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA) that detected the presence of spatial autocorrelation between the rates of deforestation of the municipalities in those locations. Thus, one can consider that deforestation does not follow a random process neither in the Legal Amazon as a whole nor in the state of Mato Grosso. Then, some models of  $\beta$  convergence were estimated, indicating that the spatial lag model provides the best results for the Brazilian Amazon, while the spatial error model leads to more robust results to the state of Mato Grosso. Despite of the fact that coefficient  $\beta$  is statistically significant for all models, it has positive sign, showing that convergence does not occur and, yes, increasing regional disparities in the process of deforestation in both regions studied.

**Keywords:** Legal Amazon, Mato Grosso, deforestation, spatial econometrics;  $\beta$  convergence.

# SUMÁRIO

<b>INTRODUÇÃO</b>	<b>13</b>
<b>1. A AMAZÔNIA LEGAL BRASILEIRA E O ESTADO DE MATO GROSSO</b>	<b>18</b>
1.1. CARACTERÍSTICAS SÓCIO-ECONÔMICAS DOS ESTADOS DA AMAZÔNIA LEGAL	18
1.2. CARACTERIZAÇÃO DO PROCESSO DE DESMATAMENTO NA AMAZÔNIA LEGAL	22
1.2.1. A Pecuária na Amazônia Legal	24
1.2.2. A Soja na Amazônia Legal	28
1.2.3. Exploração da Madeira na Amazônia Legal	31
1.2.4. Demais Fatores Explicativos do Processo de Desmatamento na Amazônia Legal	34
1.3. CARACTERIZAÇÃO DO PROCESSO DE DESMATAMENTO EM MATO GROSSO	36
1.3.1. Pecuária em Mato Grosso	39
1.3.2. Soja em Mato Grosso	41
1.3.3. Extração Madeireira em Mato Grosso	43
<b>2. METODOLOGIA PARA O TESTE DA CONVERGÊNCIA ESPACIAL DO DESMATAMENTO</b>	<b>47</b>
2.1. CONVERGÊNCIA	47
2.2. ECONOMETRIA ESPACIAL: CONCEITOS BÁSICOS	51
2.3. PRINCIPAIS MODELOS DE ECONOMETRIA ESPACIAL	53
2.4. ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS (AEDE)	58
2.4.1. Autocorrelação Espacial Global	60
2.4.2. Autocorrelação Espacial Local	61
2.4.3. Diagrama de Dispersão de Moran	62
2.4.4. Indicadores Locais de Associação Espacial (LISA)	64
2.4.5. Matriz de Pesos Espaciais	65
2.5. CONVERGÊNCIA ESPACIAL	66
2.5.1. Modelo de Erro Espacial	68
2.5.2. Modelo de Defasagem Espacial	69

<b>3. BASE DE DADOS</b>	<b>71</b>
<b>3.1. DADOS SOBRE A AMAZÔNIA LEGAL</b>	<b>72</b>
<b>3.2. DADOS SOBRE MATO GROSSO</b>	<b>78</b>
<b>4. RESULTADOS PARA A AMAZÔNIA LEGAL</b>	<b>85</b>
<b>4.1. RESULTADOS DA (AEDE) PARA A AMAZÔNIA LEGAL</b>	<b>85</b>
4.1.1. Autocorrelação Espacial Global	86
4.1.2. Diagrama de Dispersão de Moran	89
<b>4.2. RESULTADOS DA CONVERGÊNCIA ESPACIAL PARA A AMAZÔNIA LEGAL</b>	<b>99</b>
<b>5. RESULTADOS PARA O ESTADO DE MATO GROSSO</b>	<b>106</b>
<b>5.1. RESULTADOS DA (AEDE) PARA O ESTADO DE MATO GROSSO</b>	<b>106</b>
5.1.1. Autocorrelação Espacial Global	107
5.1.2. Diagrama de Dispersão de Moran	110
5.1.3. Indicadores Locais de Associação Espacial – LISA	114
<b>5.2. RESULTADOS DA CONVERGÊNCIA ESPACIAL PARA O ESTADO DE MATO GROSSO</b>	<b>119</b>
<b>6. CONSIDERAÇÕES FINAIS</b>	<b>124</b>
<b>7. REFERÊNCIAS</b>	<b>129</b>
<b>ANEXO – INDICADORES LISA PARA OS MUNICÍPIOS DA AMAZÔNIA</b>	<b>136</b>

## LISTA DE FIGURAS

<b>FIGURA 1.</b> REPRESENTAÇÃO GRÁFICA DA INTERAÇÃO ESPACIAL	52
<b>FIGURA 2.</b> PROCESSO DE DEFASAGEM COM ERRO AUTO-REGRESSIVO	54
<b>FIGURA 3.</b> PROCESSO DE DEFASAGEM ESPACIAL	55
<b>FIGURA 4.</b> PROCESSO DE ERRO AUTO-REGRESSIVO ESPACIAL	56
<b>FIGURA 5.</b> DIAGRAMA DE DISPERSÃO DE MORAN	63
<b>FIGURA 6.</b> DIAGRAMA DE DISPERSÃO DE MORAN PARA A TAXA DE DESMATAMENTO NA AMAZÔNIA LEGAL NO PERÍODO 2000 – 2008	90
<b>FIGURA 7.</b> DIAGRAMA DE DISPERSÃO DE MORAN PARA A TAXA DE DESMATAMENTO NA AMAZÔNIA LEGAL NO PERÍODO 2000 – 2003	91
<b>FIGURA 8.</b> DIAGRAMA DE DISPERSÃO DE MORAN PARA A TAXA DE DESMATAMENTO NA AMAZÔNIA LEGAL NO PERÍODO 2004 – 2008	92
<b>FIGURA 9.</b> DIAGRAMA DE DISPERSÃO DE MORAN PARA A TAXA DE DESMATAMENTO EM MATO GROSSO NO PERÍODO 2000 – 2008	111
<b>FIGURA 10.</b> DIAGRAMA DE DISPERSÃO DE MORAN PARA A TAXA DE DESMATAMENTO EM MATO GROSSO NO PERÍODO 2000 – 2003	112
<b>FIGURA 11.</b> DIAGRAMA DE DISPERSÃO DE MORAN PARA A TAXA DE DESMATAMENTO EM MATO GROSSO NO PERÍODO 2004 – 2008	113

## LISTA DE FOTOS

<b>FOTO 1.</b> ATIVIDADE PECUÁRIA NA AMAZÔNIA LEGAL	25
<b>FOTO 2.</b> ÁREA NA AMAZÔNIA LEGAL SENDO PREPARADA PARA O CULTIVO DA SOJA	29
<b>FOTO 3.</b> TORAS DE MADEIRA EM UMA SERRARIA NA REGIÃO AMAZÔNICA	32

## LISTA DE GRÁFICOS

<b>GRÁFICO 1.</b> DESPESA COM GESTÃO AMBIENTAL NA AMAZÔNIA LEGAL	73
<b>GRÁFICO 2.</b> DESPESA COM GESTÃO AMBIENTAL NO ESTADO DE MATO GROSSO	79

## LISTA DE MAPAS

<b>MAPA 1.</b> AMAZÔNIA LEGAL BRASILEIRA	19
<b>MAPA 2.</b> MUNICÍPIOS COM REBANHOS BOVINOS NA AMAZÔNIA LEGAL EM 1990 E 2008	26
<b>MAPA 3.</b> MUNICÍPIOS COM PLANTAÇÕES DE SOJA NA AMAZÔNIA LEGAL EM 1990 E 2008	30
<b>MAPA 4.</b> MUNICÍPIOS QUE EXTRAÍAM MADEIRA NA AMAZÔNIA LEGAL EM 1990 E 2008	33
<b>MAPA 5.</b> RODOVIAS PRESENTES NO ESTADO DE MATO GROSSO	38
<b>MAPA 6.</b> MUNICÍPIOS COM REBANHOS BOVINOS NO ESTADO DE MATO GROSSO EM 1990 E 2008	40
<b>MAPA 7.</b> MUNICÍPIOS COM PLANTAÇÕES DE SOJA NO ESTADO DE MATO GROSSO EM 1990 E 2008	42
<b>MAPA 8.</b> MUNICÍPIOS QUE EXTRAÍAM MADEIRA NO ESTADO DE MATO GROSSO EM 1990 E 2008	45
<b>MAPA 9.</b> LOCALIZAÇÃO ESPACIAL DOS MUNICÍPIOS CONSIDERADOS CRÍTICOS NO DESMATAMENTO DA AMAZÔNIA LEGAL	75
<b>MAPA 10.</b> LOCALIZAÇÃO ESPACIAL DOS MUNICÍPIOS DA AMAZÔNIA LEGAL COM MAIOR VARIAÇÃO PERCENTUAL DE DESMATAMENTO DURANTE O PERÍODO 2000-2008	77
<b>MAPA 11.</b> LOCALIZAÇÃO ESPACIAL DOS MUNICÍPIOS CONSIDERADOS CRÍTICOS NO DESMATAMENTO DO ESTADO DE MATO GROSSO	81

<b>MAPA 12.</b> LOCALIZAÇÃO ESPACIAL DOS MUNICÍPIOS DE MATO GROSSO COM MAIOR VARIAÇÃO PERCENTUAL DE DESMATAMENTO DURANTE O PERÍODO 2000 – 2008	83
<b>MAPA 13.</b> <i>CLUSTERS</i> PARA A TAXA DE DESMATAMENTO NA AMAZÔNIA LEGAL NO PERÍODO 2000 – 2008	93
<b>MAPA 14.</b> <i>CLUSTERS</i> PARA A TAXA DE DESMATAMENTO NA AMAZÔNIA LEGAL NO PERÍODO 2000 – 2003	95
<b>MAPA 15.</b> <i>CLUSTERS</i> PARA A TAXA DE DESMATAMENTO NA AMAZÔNIA LEGAL NO PERÍODO 2004 – 2008	97
<b>MAPA 16.</b> <i>CLUSTERS</i> PARA A TAXA DE DESMATAMENTO EM MATO GROSSO NO PERÍODO 2000 – 2008	114
<b>MAPA 17.</b> <i>CLUSTERS</i> PARA A TAXA DE DESMATAMENTO EM MATO GROSSO NO PERÍODO 2000 – 2003	116
<b>MAPA 18.</b> <i>CLUSTERS</i> PARA A TAXA DE DESMATAMENTO EM MATO GROSSO NO PERÍODO 2004 – 2008	118

### **LISTA DE QUADROS**

<b>QUADRO 1.</b> LISTA DO GOVERNO FEDERAL COM OS MUNICÍPIOS CONSIDERADOS CRÍTICOS NO DESMATAMENTO DA AMAZÔNIA LEGAL	74
<b>QUADRO 2.</b> MUNICÍPIOS DA AMAZÔNIA LEGAL COM MAIOR VARIAÇÃO PERCENTUAL DE DESMATAMENTO DURANTE O PERÍODO 2000 – 2008	76
<b>QUADRO 3.</b> MUNICÍPIOS DE MATO GROSSO COM MAIOR VARIAÇÃO PERCENTUAL DE DESMATAMENTO DURANTE O PERÍODO 2000 – 2008	82

### **LISTA DE TABELAS**

<b>TABELA 1.</b> EVOLUÇÃO POPULACIONAL NOS ESTADOS DA AMAZÔNIA LEGAL	20
<b>TABELA 2.</b> PIB <i>PER CAPITA</i> NOS ESTADOS DA AMAZÔNIA LEGAL (em mil reais de 2000)	21

<b>TABELA 3.</b> ESTATÍSTICA <i>I</i> DE MORAN GLOBAL PARA A TAXA DE DESMATAMENTO NA AMAZÔNIA LEGAL DURANTE O PERÍODO 2000 – 2008	86
<b>TABELA 4.</b> ESTATÍSTICA <i>c</i> DE GEARY GLOBAL PARA A TAXA DE DESMATAMENTO NA AMAZÔNIA LEGAL DURANTE O PERÍODO 2000 – 2008	88
<b>TABELA 5.</b> MODELO TRADICIONAL PARA A AMAZÔNIA LEGAL DURANTE OS SUB-PERÍODOS 2000 – 2003, 2004 – 2008 E PARA O PERÍODO 2000 – 2008	100
<b>TABELA 6.</b> MODELOS DE DEFASAGEM ESPACIAL PARA AMAZÔNIA LEGAL DURANTE O PERÍODO 2000 – 2008	102
<b>TABELA 7.</b> MODELOS DE DEFASAGEM ESPACIAL PARA AMAZÔNIA LEGAL DURANTE OS SUB-PERÍODOS 2000 – 2003 E 2004 – 2008	103
<b>TABELA 8.</b> ESTATÍSTICA <i>I</i> DE MORAN GLOBAL PARA A TAXA DE DESMATAMENTO NO ESTADO DE MATO GROSSO DURANTE O PERÍODO 2000 – 2008	107
<b>TABELA 9.</b> ESTATÍSTICA <i>c</i> DE GEARY GLOBAL PARA A TAXA DE DESMATAMENTO NO ESTADO DE MATO GROSSO DURANTE O PERÍODO 2000 – 2008	109
<b>TABELA 10.</b> MODELO TRADICIONAL PARA O ESTADO DE MATO GROSSO DURANTE OS SUB-PERÍODOS 2000 – 2003, 2004 – 2008 E PARA O PERÍODO 2000 – 2008	120
<b>TABELA 11.</b> MODELOS DE ERRO – ESPACIAL PARA O ESTADO DE MATO GROSSO DURANTE OS SUB-PERÍODOS 2000 – 2003, 2004 – 2008 E PARA O PERÍODO 2000 – 2008	122

## INTRODUÇÃO

A teoria econômica tradicional postula que os países possuem diferenças entre seus estoques de fatores produtivos, o que explica porque as nações alcançam distintos níveis de renda e qualidade de vida. No entanto, essas disparidades tendem a se reduzir ao longo do tempo, via lei das vantagens comparativas, indicando que todos os países alcançariam patamares bem próximos de produto, ou seja, o chamado estado estacionário – *steady state*. Em outras palavras, as nações mais pobres primeiro cresceriam a taxas menores que as mais ricas, contudo, com o decorrer do tempo, as primeiras passariam a crescer a taxas maiores que as segundas, sugerindo que todos os países convergiriam para uma renda comum (BAUMOL, 1986; BARRO & SALA-I-MARTIN, 1991; 1992).

Com base nesse pressuposto, inúmeros trabalhos, com diferentes técnicas econométricas foram elaborados para verificar a hipótese de convergência, não somente da variável renda, mas também de variáveis que pudessem estar diretamente ligadas a esta, como a produtividade do trabalho e a produtividade agrícola. Utilizando dados não só para os países, mas para estados, municípios ou outras regiões, muitos autores procuraram encontrar o devido respaldo empírico para a teoria da convergência.

Brock & Taylor (2004) afirmam que o processo de convergência também seria observado quando mensurado por indicadores de degradação ambiental. O trabalho de Grossman & Krueger (1991) foi um dos primeiros a buscar evidências empíricas de uma possível relação entre degradação ambiental e crescimento econômico. Os autores se utilizaram de uma amostra *cross-country* de três tipos de poluentes (dióxido de enxofre, fumaça e partículas suspensas), localizados em áreas urbanas de 42 países, juntamente com

o PIB *per capita* (e seu termo ao quadrado) apurado nos mesmos. Considerando o dióxido de enxofre e a fumaça, encontrou-se uma relação na forma de “U” invertido com a renda *per capita*. Isto é, em baixos níveis de renda, a degradação do meio ambiente aumentaria com o crescimento do PIB *per capita* até certo limite (ponto de máximo) e, a partir daí, com o crescimento persistente do produto, os níveis de degradação passariam a declinar. Por sua vez, para o montante de partículas suspensas, a relação com a renda mostrou-se monotonamente decrescente. A relação encontrada para os dois primeiros tipos de poluentes foi batizada de Curva de Kuznets Ambiental – CKA.

As regiões analisadas passariam por distintos estágios de desenvolvimento, orientadas pela força de mercado e por mudanças institucionais. No primeiro estágio, marcado por uma transição de uma economia agrícola para uma industrializada, o crescimento econômico implicaria em uma pressão cada vez maior sobre o meio ambiente, como resultado da ampliação do parque industrial. O estágio seguinte seria caracterizado pela maturação da sociedade e da infra-estrutura industrial, tendo em vista que, com as atividades básicas sendo atendidas, o crescimento de setores menos intensivos em recursos e poluição passaria a ser prioritário. As melhorias tecnológicas começariam a mitigar o montante de matérias-primas e energia utilizado no processo produtivo, bem como a geração de resíduos e demais rejeitos. No último estágio de desenvolvimento, ocorreria o *de-linking*, isto é, o fim de qualquer relação entre o crescimento econômico e pressões ambientais (GROSSMAN & KRUEGER, 1995; SELDEN & SONG, 1994; SHAFIK & BANDYOPADHYAY, 1992).

Na visão de Panayotou (1997), os diferentes canais do crescimento econômico podem influenciar a qualidade ambiental. Ao sublinhar os efeitos “puros” da renda, o autor associa a redução da poluição a movimentos de oferta e demanda. Pelo lado da demanda, ao vigorarem baixos níveis de renda, as pessoas estariam mais preocupadas em saciar suas necessidades mais básicas, como alimentação, vestuário e moradia. No momento que um nível de renda superior fosse atingido, as pessoas começariam a demandar uma maior qualidade ambiental, como resposta a uma situação de prosperidade material. Do lado da oferta, um baixo nível de renda, sugere que uma região, um país, um estado, ou mesmo um município, não teria condições de investir na preservação do meio ambiente, mesmo que existisse demanda. Em uma região próspera, o investimento em infra-estrutura ambiental,

novas tecnologias e instituições reguladoras é muito mais presente. Assim, o crescimento econômico não somente acarretaria em uma ampliação da demanda por qualidade ambiental, mas também forneceria recursos para suprir tal procura.

A relação expressa pela CKA está diretamente ligada à hipótese da convergência e vice-versa. Ao se investigar o processo de convergência entre algumas localidades de uma determinada região, é possível saber em qual segmento da CKA essas se encontram. Se houver indícios de convergência, as áreas mais pobres estariam reduzindo seus indicadores de degradação mais rápido que as áreas mais ricas, sugerindo que a região como um todo estaria apresentando uma melhora ambiental (parte descendente da CKA). Por sua vez, caso exista indicação de divergência, as disparidades regionais estariam se ampliando, revelando que a degradação ambiental aumentaria a taxas decrescentes (parte ascendente da CKA) (BROCK & TAYLOR, 2004).

Uma região que se tornou foco das atenções de ambientalistas, sociólogos, economistas, biólogos, geógrafos, e demais pesquisadores do mundo todo, é a Amazônia brasileira. O intenso processo de desmatamento tem levado à contínua destruição, não só das florestas (incluindo floresta densa e floresta rasteira), mas também de todo o bioma pertencente a esta região, acarretando enormes prejuízos ambientais, sociais e econômicos (REIS & GUZMÁN, 1992).

Os impactos ambientais provocados pelo desmatamento estão ligados a perda de biodiversidade, exposição do solo a erosão, perda das funções da floresta na ciclagem d'água e no armazenamento de carbono, além do efeito estufa. As perdas pelo lado social se referem ao aumento no número de doenças respiratórias, em decorrência do incremento na liberação de gases poluentes, perda e destruição de parcela das reservas indígenas, devido à instalação de hidrelétricas, e contaminação das populações (por exemplo, ribeirinhos, indígenas e seringueiros) pela ingestão de elevadas quantidades de mercúrio, presentes tanto nos rios, pela atividade de garimpeiros, quanto nas represas das grandes hidrelétricas (FARLEY, 1998; FEARNSIDE, 2003).

Já os custos econômicos, dizem respeito aos serviços ambientais inexplorados ou sub-explorados comercialmente na floresta, tais como: venda insignificante de frutas nativas, futuras descobertas de fármacos provenientes de plantas, insetos e animais, necessidade de manutenção da diversidade genética, do solo e do clima, créditos de

carbono, ecoturismo, receitas governamentais provenientes de multas, e por fim, o valor da biodiversidade, isto é, o pagamento espontâneo realizado por qualquer pessoa do mundo, destinado a manutenção da floresta (FARLEY, 1998; FEARNSIDE, 1997).

Como o desmatamento do bioma amazônico gera enormes impactos ambientais, avaliar uma possível incidência de convergência para este processo nessa região é de suma importância na orientação de futuras políticas públicas ambientais. O trabalho de Santos *et al.* (2008) verificou a hipótese da CKA para 782 municípios da Amazônia Legal. Utilizando como variável dependente a área desmatada em hectares, e como variável explicativa o PIB *per capita* e seu termo quadrático, foi testada empiricamente, através de dados em painel, a relação entre crescimento econômico e degradação ambiental. As evidências apontaram para a existência de uma CKA na região.

De modo similar, Oliveira (2009) procura investigar a mesma relação através de dados em painel com dependência espacial para 782 municípios durante o período 2001 – 2006. Adotando o incremento da área anual desmatada como variável explicada, e o PIB *per capita*, seu termo quadrático, seu termo cúbico, o rebanho bovino, as áreas plantadas de soja e cana-de-açúcar, a extração de madeira e produtos não-madeireiros, a silvicultura, a densidade populacional, o crédito rural e a área de floresta no período anterior, como variáveis independentes, pode-se corroborar a ocorrência de uma CKA na Amazônia.

Dessa forma, resta verificar em qual segmento desta curva se encontram os municípios dessa localidade como um todo. Caso ocorra convergência, isso indicaria que municípios com maiores taxas de desmatamento estariam reduzindo essa variável de forma mais acelerada que municípios com menores taxas para a mesma. Por sua vez, uma situação oposta forneceria indícios de divergência.

O objetivo central deste trabalho é exatamente verificar a hipótese da convergência (ou  $\beta$  convergência) do desmatamento entre os municípios da Amazônia, tendo em vista a enorme importância ambiental dessa região para o ecossistema global. Ainda dentro desse objetivo, também pretende-se investigar a mesma hipótese para o caso de Mato Grosso. Isso se justifica porque, segundo o governo federal brasileiro, este estado é o campeão do desmatamento acumulado. Ou seja, qualquer mudança nas taxas de desmatamento dessa localidade pode impactar de maneira negativa ou positiva em todo bioma amazônico.

Ao analisar uma possível convergência nessas duas regiões, busca-se saber se os municípios da Amazônia e do estado de Mato Grosso, de forma geral, estão atingindo níveis mais elevados de crescimento econômico, o que geraria uma espécie de “proteção automática” sobre esses ecossistemas.

Como objetivos secundários podem-se apontar: a) estudar o arranjo espacial dos principais fatores responsáveis pelo desmatamento na Amazônia e em Mato Grosso; b) analisar a distribuição espacial das taxas de desmatamento nessas localidades e; c) verificar a formação de possíveis *clusters* de desmatamento para os municípios dessas regiões.

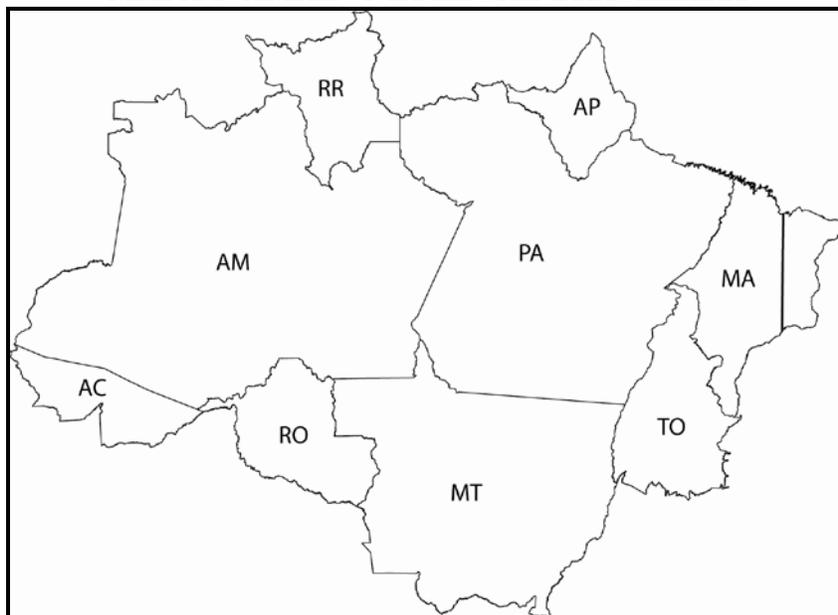
Nesse aspecto, antes da realização de qualquer tipo de abordagem econométrica mais sofisticada, é relevante investigar alguns aspectos sócio-econômicos, assim como quais são as principais causas apontadas pela literatura sobre o processo de desmatamento nessas duas áreas. Ambos os temas, serão abordados a seguir.

## **1. A AMAZÔNIA LEGAL BRASILEIRA E O ESTADO DE MATO GROSSO**

### **1.1. CARACTERÍSTICAS SÓCIO-ECONÔMICAS DOS ESTADOS DA AMAZÔNIA LEGAL**

Em termos administrativos, a Amazônia Legal brasileira é composta por todos os estados da região norte do Brasil, ou seja, Acre (AC), Amazonas (AM), Amapá (AP), Pará (PA), Roraima (RR), Rondônia (RO) e Tocantins (TO), além do estado de Mato Grosso (MT), pertencente à região centro-oeste, e do estado do Maranhão (MA), pertencente à região nordeste, sendo representada por um total de 805 municípios, correspondendo a uma área superior a 5 milhões de km<sup>2</sup> (FEARNSIDE, 2003; ARAÚJO & MELO, 2008). O mapa 1 mostra os estados pertencentes à Amazônia Legal brasileira.

### MAPA 1. AMAZÔNIA LEGAL BRASILEIRA



Fonte: Elaboração do autor

Muitas vezes o território amazônico é avaliado através de uma definição político-administrativa que exclui parcela da região leste do Maranhão, como pode ser visualizado pelo traço vertical que corta o estado, no mapa 1. Por essa definição, a Amazônia brasileira passa a ser denominada Amazônia Legal brasileira.

Nesse estudo, a Amazônia Legal será considerada não pela sua definição político-administrativa, mas sim, pela sua formação geográfica tradicional. Isto se justifica, porque o bioma da porção leste do Maranhão possui as mesmas características de outras regiões da Amazônia (INPE, 2009).

Nos últimos anos a população dos estados pertencentes à Amazônia Legal tem crescido consistentemente, principalmente por esta ser uma região de fluxos migratórios recentes. A tabela 1 mostra a expansão populacional nesses estados, em termos absolutos, para os anos de 1990, 1995, 2000 e 2005.

**TABELA 1. EVOLUÇÃO POPULACIONAL NOS ESTADOS DA AMAZÔNIA LEGAL**

<b>Estado/Ano</b>	<b>1990</b>	<b>1995</b>	<b>2000</b>	<b>2005</b>
Acre - AC	416.744	484.067	558.658	636.258
Amazonas - AM	2.097.608	2.452.136	2.832.439	3.228.083
Amapá - AP	288.442	370.098	466.932	567.689
Maranhão - MA	4.922.436	5.308.527	5.697.960	6.103.072
Mato Grosso - MT	2.019.793	2.277.477	2.535.105	2.803.105
Pará - PA	4.937.113	5.615.529	6.289.920	6.991.422
Rondônia - RO	1.127.321	1.308.133	1.446.851	1.591.135
Roraima - RR	216.424	275.409	333.568	394.080
Tocantins - TO	918.348	1.030.552	1.157.324	1.289.195
<b>Amazônia Legal</b>	<b>16.944.229</b>	<b>19.121.928</b>	<b>21.318.757</b>	<b>23.604.039</b>
<b>Brasil</b>	<b>146.592.579</b>	<b>158.874.963</b>	<b>171.279.882</b>	<b>183.383.216</b>

Fonte: Elaboração do autor com base em IPEA (2009).

Como pode ser visualizada na tabela 1, a população dos estados que fazem parte da Amazônia tem crescido sistematicamente ao longo dos últimos 16 anos. Em outras palavras, a região amazônica tem apresentado incremento populacional persistente, para todos os seus estados. Isso também pode ser corroborado pela taxa de crescimento populacional no período 1990-2005 que foi de: 96,8% para o Amapá, 82,1% para Roraima, 53,9% para o Amazonas, 52,7% para o Acre, 41,6% para o Pará, 41,1% para Rondônia, 40,4% para o Tocantins, 38,8% para o Mato Grosso e 24% para o Maranhão.

Por sua vez, no mesmo período, a população brasileira cresceu 25,1% e a Amazônia Legal, como um todo, incrementou-se em 39,3%. Ou seja, de todos os estados que compõem a Amazônia brasileira, somente o Maranhão obteve uma taxa de crescimento populacional inferior à média brasileira, indicando que aquelas localidades têm sido objeto de dois fenômenos: taxas de natalidade elevadas e fluxos migratórios positivos líquidos, como já havia constatado Fearnside (2003).

Outro aspecto, diz respeito ao comportamento do produto *per capita* nos estados da região amazônica, onde se observa uma dinâmica bem mais heterogênea. Utilizando-se, novamente, de dados coletados para os anos de 1990, 1995, 2000 e 2005, a tabela 2 mostra o comportamento dessa variável.

**TABELA 2. PIB PER CAPITA NOS ESTADOS DA AMAZÔNIA LEGAL  
(em mil reais de 2000)**

<b>Estado/Ano</b>	<b>1990</b>	<b>1995</b>	<b>2000</b>	<b>2005</b>
Acre - AC	3,04	3,06	3,05	4,22
Amazonas - AM	7,91	6,7	6,66	6,5
Amapá - AP	5,08	4,8	4,22	4,62
Maranhão - MA	1,49	1,44	1,62	2,62
Mato Grosso - MT	3,75	4,32	5,3	8,42
Pará - PA	3,8	3,26	3,01	3,54
Rondônia - RO	3,93	3,54	3,89	5,29
Roraima - RR	4,67	2,59	3,35	5,12
Tocantins - TO	1,58	1,77	2,12	4,37
<b>Amazônia Legal</b>	<b>3,92</b>	<b>3,50</b>	<b>3,69</b>	<b>4,97</b>
<b>Brasil</b>	<b>6,25</b>	<b>6,15</b>	<b>6,43</b>	<b>7,35</b>

Fonte: Elaboração do autor com base em IPEA (2009).

Pelos dados dessa tabela, pode-se verificar que o PIB *per capita* nos estados de Mato Grosso e Tocantins cresce de forma persistente nos anos analisados. No Acre, essa dinâmica se mostra relativamente estável para os primeiros três períodos, ampliando-se destacadamente em 2005. No Maranhão, os dois primeiros períodos também apresentam estabilidade, com o incremento da renda *per capita* se dando continuamente nos dois períodos seguintes. Já os estados de Rondônia e Roraima obtiveram decréscimos para essa variável de 1990 para 1995, mas daí em diante o produto *per capita* passa a expandir-se. Por fim, os estados do Pará e do Amapá apresentaram retração desse indicador de 1990 a 2000, com uma posterior recuperação em 2005.

Ao se considerar o crescimento percentual do PIB *per capita* de 1990 a 2005, constata-se, mais uma vez, a heterogeneidade da renda na Amazônia brasileira. Nesse período de tempo Tocantins elevou sua renda *per capita* em 176,6%, Mato Grosso em 124,5%, Maranhão em 75,8%, Acre em 38,8%, Rondônia em 34,6% e Roraima em 9,6%. Contudo, os demais estados apresentaram decréscimos para essa variável, com o Pará reduzindo seu produto *per capita* em -6,8%, Amapá em -9,1% e o Amazonas em -17,8%. Para se ter uma base de comparação, nessa mesma época o PIB *per capita* brasileiro incrementou-se 17,6% e a mesma variável elevou-se em 26,8% na Amazônia Legal como um todo.

É interessante notar que o único estado da região amazônica a possuir um PIB *per capita* superior à média nacional, de R\$ 7,35 mil em 2005, é Mato Grosso, com R\$ 8,42 mil. Mesmo alguns estados da Amazônia tendo forte crescimento percentual para essa variável, ainda assim, a região encontra-se aquém de suas possibilidades de ampliação do produto, com exceção do referido estado.

Dentre as atividades econômicas da Amazônia brasileira, destacam-se a pecuária, a soja, e a extração de madeira (SANTOS *et al.*, 2008). Dados do SIDRA – Sistema IBGE de Recuperação Automática mostram que de 1990 a 2008 o rebanho bovino na Amazônia cresceu de 25,7 para 73,3 milhões de cabeças, um incremento médio de 5,51% ao ano, já a área plantada de soja expandiu-se de 1,6 milhão de hectares, em 1990, para 6,1 milhões de hectares em 2008, configurando um aumento médio de 7,34% ao ano. Por fim, em 1990 foram extraídos 83,6 milhões de metros cúbicos de madeira em tora, enquanto em 2008 esse valor reduziu-se para 11,6 milhões, configurando um forte decréscimo de -9,85% ao ano<sup>1</sup>.

Nesse sentido, como as principais atividades econômicas da Amazônia estão ligadas ao setor primário, a terra mostra-se fundamental para o crescimento econômico da região. Apesar da abundância desse fator produtivo, a maior parte das terras “disponíveis” para ampliação dessas atividades encontra-se em áreas de floresta rasteira e, mormente, de floresta densa. A única maneira de se conseguir na região mais madeira, mais terra para atividades agropecuárias, ou ambos, é através do processo de desmatamento, que será mais bem estudado a seguir.

## **1.2. CARACTERIZAÇÃO DO PROCESSO DE DESMATAMENTO NA AMAZÔNIA LEGAL**

O desflorestamento em áreas de floresta nativa está ocorrendo em função do incremento das áreas voltadas para a pastagem e a agricultura, com a Amazônia

---

<sup>1</sup> A extração madeireira refere-se aos dados oficiais, que divergem do volume realmente extraído na região. Essa questão será melhor explicada na sub-seção 1.2.3.

concentrando cerca de 33,9% da produção nacional de soja e algo em torno de 33,2% do rebanho bovino brasileiro. Atividades extrativistas também contribuem para o processo de desmatamento: o total de toras de madeiras exploradas pelos estados da Amazônia correspondem a 81,4% da produção nacional e cerca de 13,5% da produção mineral do país é extraída da região (GOMES & BRAGA, 2008).

Evidentemente, com o desenvolvimento dessa região, os problemas relacionados ao desmatamento têm se agravado, trazendo não somente preocupações nacionais, mas também mundiais. De acordo com Fearnside (2005b), o índice de desmatamento da Amazônia brasileira é mensurado em termos de “Bélgicas”, já que a perda anual de floresta corresponde à área total deste país (30,5 mil km<sup>2</sup>). Por sua vez, a soma acumulada desmatada desde 1970 equivale a uma área superior a 700 mil km<sup>2</sup>, ou algo aproximadamente equivalente à soma dos territórios da França (547 mil km<sup>2</sup>), Portugal (92 mil km<sup>2</sup>) e Holanda (41,5 mil km<sup>2</sup>) (GREENPEACE, 2009).

Geist & Lambin (2001) fizeram um levantamento de 152 estudos de caso nacionais acerca das forças que atuam positivamente sobre o desmatamento, classificando-as em três diferentes categorias: a) causas agregadas primárias (diretas) e relacionadas - expansão da agricultura, extração da madeira e expansão da infra-estrutura; b) forças direcionais subjacentes, que incluem elementos de natureza demográfica, econômicos, institucionais, culturais e político-sociais; c) um terceiro grupo de fatores heterogêneos e que não guardam necessariamente relação entre si, como por exemplo, pré-disposição ambiental, forças biofísicas e eventos aleatórios de natureza social.

O desmatamento da Amazônia Legal brasileira se enquadra dentro das três categorias citadas, entretanto, as causas agregadas primárias e relacionadas predominam para a maioria dos pesquisadores sobre o tema. Muitos enfatizam que a atividade pecuária (MARGULIS, 2003; WALKER, MORAN & ANSELIN, 2000), a plantação da soja (FEARNSIDE, 1999), a extração madeireira (FEARNSIDE, 2003), ou todos esses fatores somados e mais alguns (FEARNSIDE, 1997; GOMES & BRAGA, 2008) são os grandes responsáveis pelo desmatamento da referida região. Destarte, cada um deles será discutido separadamente nas próximas três subseções.

### 1.2.1. A Pecuária na Amazônia Legal

No início da década de 1970, a atividade pecuária na região amazônica era apontada como predatória e responsável pela intensificação do processo de desertificação. Ela só seria lucrativa, eventualmente, em decorrência do baixo preço de aquisição da terra, subsidiada pela Superintendência para o Desenvolvimento da Amazônia - SUDAM. Além disso, a venda da madeira extraída na própria área auxiliaria a prover recursos para pagar o custo da terra, o desmatamento, a queimada, a plantação da pastagem e, ainda, a aquisição do gado necessário para iniciar o rebanho (FEARNSIDE, 2003).

Segundo Schneider *et al.* (2000), até meados da década de 1980 a pecuária não tinha desempenho financeiro satisfatório com o uso da tecnologia tradicional. Ela só seria lucrativa se houvessem incentivos fiscais, ganhos especulativos com a terra, ou uma favorável relação preço do gado/insumos.

Contudo, Margulis (2003) afirma que a visão tradicional em torno da rentabilidade da pecuária na Amazônia é extremamente pessimista, tendo em vista a incrível expansão dessa atividade na região desde a década de 1970. Para esse autor, a criação de gado na região amazônica se mostra rentável e segura, principalmente, porque:

- a) O gado é uma forma de garantir a posse da terra;
- b) Comparativamente à agricultura, principalmente as culturas temporárias, o risco da atividade é baixíssimo em termos de mercado, de comercialização, de preço dos produtos, das condições climáticas e de pragas;
- c) Também em relação à agricultura, a pecuária demanda menores investimentos iniciais e apresenta retornos em menor período de tempo;
- d) O gado é uma forma de capital líquido, facilmente transacionável;
- e) O transporte do gado, da carne ou do leite, é relativamente simples;
- f) A atividade possui baixíssima demanda por mão-de-obra;
- g) A pecuária é ótima para “tapear” todo tipo de fiscalização (ao contrário da terra plantada);

h) No caso dos pequenos pecuaristas, existem benefícios indiretos, de outros produtos animais como a tração, a adubação, além do possível comércio com os grandes produtores;

i) No caso dos grandes pecuaristas, existe a questão social atrelada ao poder político e cultural que exerce um grande produtor rural.

Outro ponto que corrobora a visão de Margulis (2003) refere-se às mudanças técnicas e institucionais sofridas pela região. Enquanto os incentivos fiscais à pecuária diminuíram nos últimos anos, adaptações tecnológicas e gerenciais a condições geológicas em áreas de pastagens consolidadas na Amazônia Oriental têm permitido o aumento da produtividade e a redução de custos (BRASIL, 2004).

Análises econômicas que indicam uma baixa rentabilidade da pecuária na Amazônia, ou que sugerem sua viabilidade apenas quando baseada em subsídios ou ganhos especulativos, vão contra a relação positiva existente entre os desmatamentos e a área dedicada à criação bovina na região (foto 1). Estima-se que a pecuária seja responsável por cerca de 80% de toda área desmatada na Amazônia Legal brasileira (BRASIL, 2004; MARGULIS, 2003).

#### **FOTO 1. ATIVIDADE PECUÁRIA NA AMAZÔNIA LEGAL**



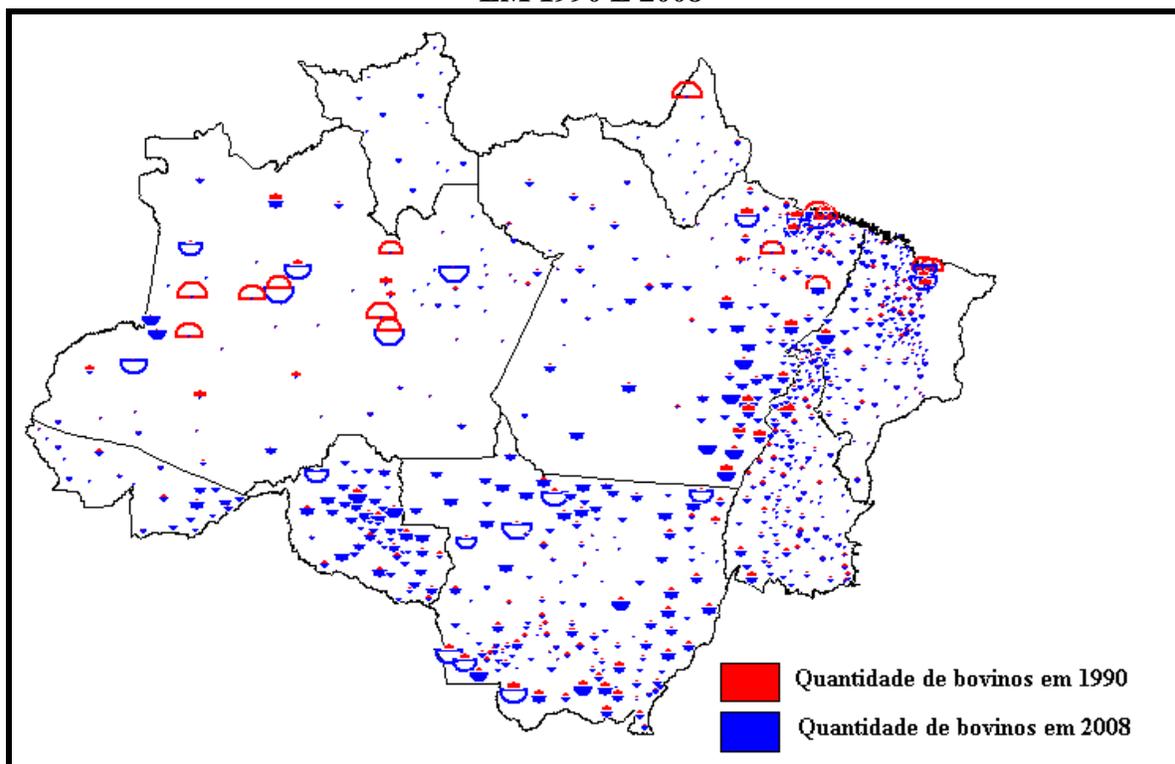
Fonte: Greenpeace (2009).

Assim, como forma de se verificar a presença espacial da atividade pecuária na Amazônia durante o período 1990-2008, foram elaborados alguns mapas cartográficos com

o auxílio do programa *PHILCARTO* e de dados coletados junto ao SIDRA (2009). A intenção é exatamente investigar se os dados refletem o que diz a literatura.

Uma maneira bastante adequada de se avaliar o comportamento espaço-temporal da pecuária na região amazônica é através de um mapa de círculos proporcionais concêntricos em mapa de semicírculos opostos. Por este método, cada variável de interesse é representada por um semicírculo permitindo comparabilidade (por exemplo, uma mesma variável pode ser comparada em um período  $t$  e em período posterior  $t+1$ ). De outro modo, as variáveis investigadas são dadas em termos absolutos por dois semicírculos justapostos sobre a área do município de interesse (WANIEZ, 2007). No caso, a variável considerada é o número de bovinos presentes em um determinado município (cabeças de gado). O mapa 2 retrata a quantidade de bovinos em 1990 e em 2008, nos diversos municípios da Amazônia Legal brasileira, que possuem ocorrências para essa variável.

**MAPA 2. MUNICÍPIOS COM REBANHOS BOVINOS NA AMAZÔNIA LEGAL EM 1990 E 2008**



Elaboração do autor com base no programa Philcarto e dados do SIDRA (2009).

A construção do mapa de círculos proporcionais concêntricos em mapa de semicírculos opostos é bem simples de ser interpretado. Quando maior o tamanho do semicírculo, maior é o rebanho bovino em termos absolutos em um determinado município da Amazônia. Dessa forma, representou-se o rebanho do ano de 1990 pela cor vermelha, e o rebanho do ano de 2008 pela cor azul.

Pode-se observar que praticamente todos os estados da região amazônica apresentaram rebanhos bovinos em 1990, com exceção apenas do estado de Roraima, que não detinha qualquer município com criação de gado, segundo os dados do SIDRA (2009). Por outro lado, os estados com a maior quantidade de municípios com a presença de rebanhos bovinos foram: Mato Grosso, principalmente na sua porção sul; Tocantins, em grande parcela do estado; Maranhão, com destaque para a região norte e; Pará, nas regiões nordeste e sudeste.

Já, a maior parte dos municípios que revelaram os maiores valores absolutos para essa variável, encontravam-se nos estados do Amazonas, porção central; Pará, porção sudeste; Maranhão, porção norte e; Amapá, com um município também na porção norte.

Com relação ao ano de 2008, é possível constar um forte incremento da atividade pecuária na Amazônia, se comparado com o ano de 1990. Existe um nítido domínio da distribuição espacial dos semicírculos de cor azul, indicando que os rebanhos bovinos estão presentes em todos os estados da Amazônia Legal, bem como, em um número maior de municípios.

Os estados do Acre, Rondônia, Mato Grosso, Pará, Tocantins e Maranhão são os que revelaram o maior aumento no número de municípios com rebanhos bovinos de 1990, para 2008. Esses resultados corroboram e complementam o trabalho de Margulis (2003), que sugere a pecuária como atividade lucrativa e em plena expansão na Amazônia. Além disso, a magnitude dessa atividade é fortalecida por dados recentes do IBGE, que relatam a existência de aproximadamente três cabeças de gado para cada habitante na região amazônica (GREENPEACE, 2009).

### 1.2.2. A Soja na Amazônia Legal

A expansão das plantações de soja na Amazônia também se apresenta como grave ameaça à manutenção da floresta. A importância crescente dessa atividade no Brasil fornece justificativa política para investimentos governamentais em infra-estrutura, tais como hidrovias, ferrovias e rodovias para o transporte da soja e dos insumos exigidos por esta (FEARNSIDE, 1999).

A soja é o principal grão brasileiro, sendo o país o segundo maior exportador mundial. Entre 1990 e 2000, a produção mundial de soja teve um incremento de 64 milhões de toneladas, com uma tendência crescente de expansão. No mesmo período, a produção brasileira de soja elevou-se em 247%, enquanto a área plantada aumentou 119% (SOUZA & PEROBELLI, 2008).

Outro aspecto relevante em relação à soja é a importância da *commodity* para o resultado da balança comercial brasileira no período recente. Em 1991, o complexo soja era responsável por 6,42% do total exportado pelo Brasil, ao passo que no ano de 2006 esse valor elevou-se suavemente para 6,77%, consolidando a importância desse grão na geração de divisas para o país (SECEX, 2009).

O avanço das plantações de soja na Amazônia Legal (foto 2) atua de forma catalítica no processo de desmatamento. Se por um lado, a expansão da área cultivada pressiona a floresta, por outro os investimentos em infra-estrutura alimentam essa cadeia gerando um círculo de destruição (FEARNSIDE, 1999).

**FOTO 2. ÁREA NA AMAZÔNIA LEGAL SENDO PREPARADA PARA O CULTIVO DA SOJA**

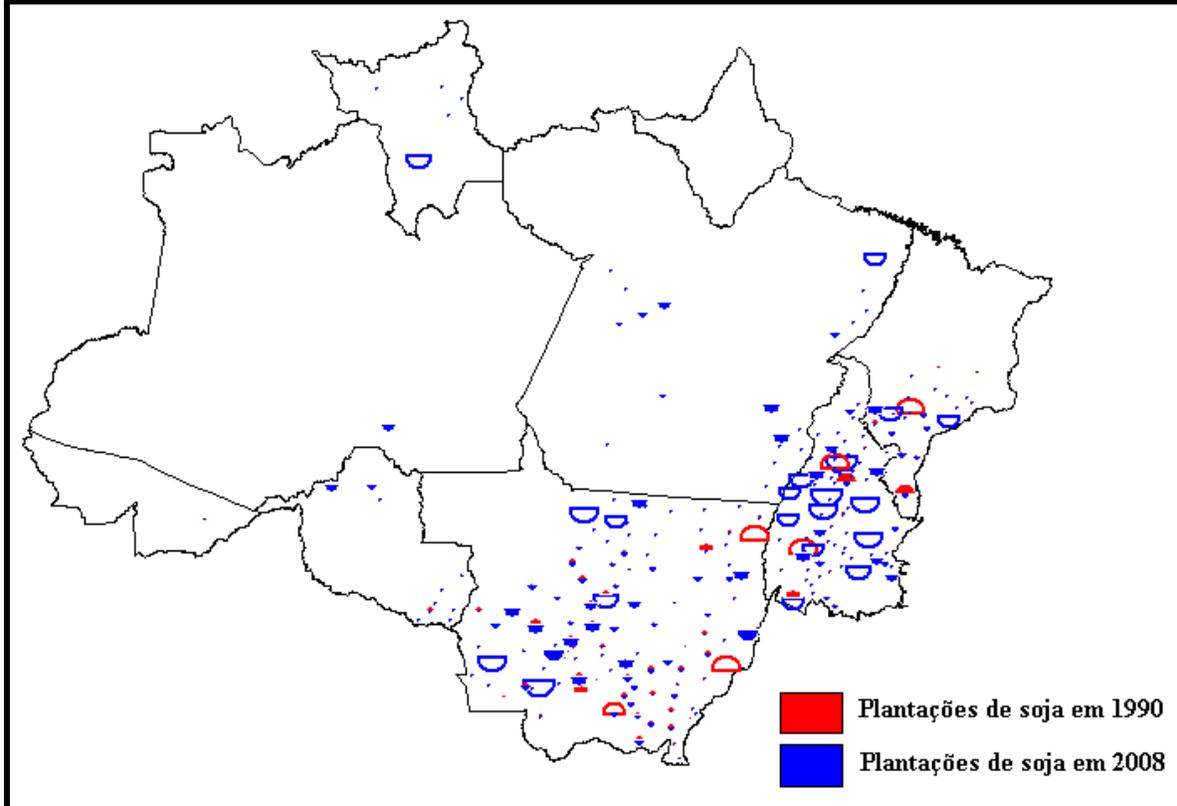


Fonte: Fearnside (2005a).

Para avaliar o impacto da soja na região amazônica, mapas cartográficos de círculos proporcionais concêntricos em mapa de semicírculos opostos foram criados com base em dados do SIDRA (2009), para os anos de 1990 e 2008. Como as variáveis analisadas são dadas pelos semicírculos de 1990 e 2008, o resultado revela o impacto da atividade da soja em municípios da Amazônia Legal que praticavam essa atividade.

O mapa 3 refere-se ao mapa de semicírculos opostos da sojicultura na Amazônia nos anos de 1990 e 2008. Nota-se, inicialmente, que somente o estado do Amapá, não apresentou municípios que se dedicavam a sojicultura em nenhum dos dois períodos investigados.

### MAPA 3. MUNICÍPIOS COM PLANTAÇÕES DE SOJA NA AMAZÔNIA LEGAL EM 1990 E 2008



Elaboração do autor com base no programa Philcarto e dados do SIDRA (2009).

Outro ponto a se destacar, refere-se ao reduzido número de municípios que produziam soja no ano de 1990 na Amazônia Legal. Somente os estados de Rondônia, Mato Grosso, Tocantins e Maranhão apresentaram valores para essa variável.

Com relação ao ano de 2008, é possível constatar uma forte expansão da atividade da soja, no estado de Tocantins, com a sojicultura se alastrando de poucos municípios em 1990 para praticamente todo o estado em 2008; no estado do Maranhão, que ampliou essa atividade em sua região sul, se comparado a 1990; no estado do Pará, com o aparecimento de alguns municípios com destaque para essa variável no ano de 2008 e; em Mato Grosso, com o forte incremento dessa atividade em grande parcela desse estado, com essa atividade se alastrando da região centro-sul em 1990, para a região centro-norte em 2008.

Neste aspecto, segundo Fearnside (2005a), a concentração espacial da cultura da soja em Mato Grosso, na década de 1990, é reflexo de duas importantes rodovias. A BR-364 na região centro-oeste, que foi pavimentada em 1982 e reduziu drasticamente os custos de transporte da soja, a e BR-163 (Cuiabá-Santarém), que mesmo ainda não sendo

pavimentada na época, representa a principal ligação entre Mato Grosso e os estados da região norte do país. A Cuiabá-Santarém passa, inclusive, pelas regiões central e sudeste desse estado, onde estavam os municípios com os maiores percentuais de suas áreas dedicadas à sojicultura.

A ampliação do complexo soja em Mato Grosso no início do século XXI deve-se à pavimentação da parte centro-sul da rodovia BR-163, reduzindo os custos de transporte para os demais estados (FEARNSIDE, 2005a). Outro ponto relevante refere-se à expansão da atividade da soja em municípios da porção leste, cortados pela BR-158.

### **1.2.3. Exploração da Madeira na Amazônia Legal**

A retirada da madeira contribui com o desmatamento porque as estradas abertas pelas madeireiras facilitam a entrada de colonos, grileiros, pecuaristas e fazendeiros, em regiões até então pouco exploradas. Isto é, além da própria atividade redundar em desmatamento, o dinheiro proveniente da venda da madeira geralmente é reinvestido em atividades agropecuárias, estimulando ainda mais a derrubada de florestas (FEARNSIDE, 1999; 2003, MARGULIS, 2003).

Além desses fatores, em muitos casos, a extração da madeira é realizada de forma intensiva sem práticas de manejo, gerando um expressivo aumento da biomassa seca que torna a floresta altamente vulnerável à invasão do fogo oriundo de pastagens e roçados em localidades vizinhas (BRASIL, 2004). O corte da madeira aumenta a inflamabilidade da floresta, levando a queimadas do sub-bosque que colocam em movimento um ciclo vicioso de mortalidade das árvores, aumenta a carga de combustível, a reentrada do fogo e, por fim, a destruição total da floresta (FEARNSIDE, 1999).

De acordo com Fearnside (2003), ao contrário do que os dados indicam, a exploração madeireira é uma atividade que vem crescendo nas últimas duas décadas na Amazônia Legal brasileira. A vasta extensão territorial, atrelada à redução das florestas asiáticas que possuem madeira de qualidade superior, tende ampliar a demanda pela madeira extraída na floresta amazônica.

Ainda, é necessário enfatizar, que os dados de agências oficiais sobre a extração de madeira na Amazônia devem ser vistos com ressalvas, pois aproximadamente 80% do volume de toras cortadas na região são ilegais (BRASIL, 2004). Ou seja, os dados coletados junto ao SIDRA (2009), representam as estimativas oficiais para essa variável, sendo a única fonte existente para os mesmos. A foto 3 mostra toras de madeira em uma serraria próxima à Rodovia Cuiabá-Santarém (BR-163).

**FOTO 3. TORAS DE MADEIRA EM UMA SERRARIA NA REGIÃO AMAZÔNICA**

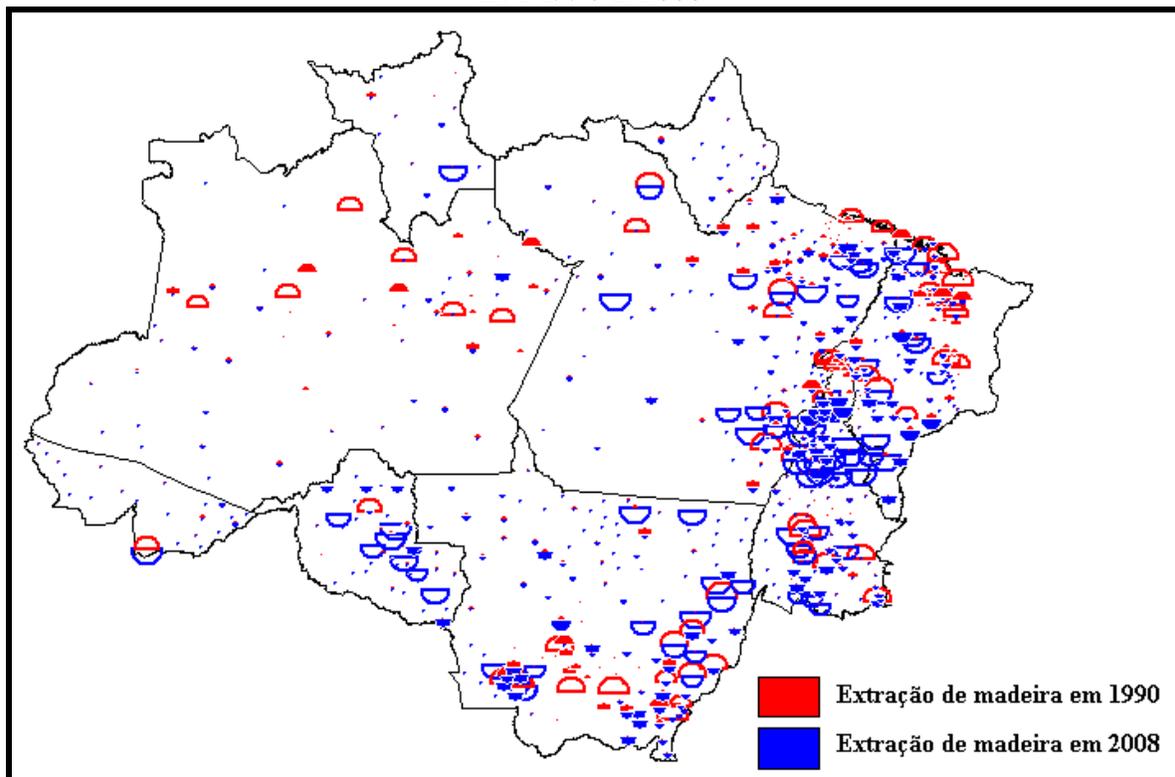


Fonte: Fearnside (2005a).

Para se ter uma idéia de como se comporta a distribuição espaço-temporal da madeira retirada legalmente na Amazônia, foi construído o mapa cartográfico de círculos proporcionais concêntricos em mapa de semicírculos opostos referente aos anos de 1990 e 2008. Os dados coletados referem-se à quantidade de madeira extraída em metros cúbicos (m<sup>3</sup>).

O mapa 4 corresponde ao mapa de semicírculos opostos para a quantidade extraída de madeira em 1990 (cor vermelha) e 2008 (cor azul).

#### MAPA 4. MUNICÍPIOS QUE EXTRAÍAM MADEIRA NA AMAZÔNIA LEGAL EM 1990 E 2008



Elaboração do autor com base no programa Philcarto e dados do SIDRA (2009).

Como é possível verificar, em 1990, a atividade madeireira se concentrava, destacadamente, nas porções sul de Mato Grosso, Tocantins e Acre; e nas porções norte do Maranhão, Amazonas, Rondônia e Pará. Já com relação a 2008, pode-se perceber que a atividade madeireira expandiu-se fortemente por toda Amazônia Legal em termos de escala (ou seja, existe uma quantidade maior de municípios que realizam essa atividade em 2008, se comparado a 1990).

Vale destacar o incremento da extração madeireira em 2008, nos estados de Rondônia e Mato Grosso, por inúmeras localidades; Tocantins, destacadamente em municípios da região norte; Maranhão, na região oeste e; Pará, na região leste, configurando essas localidades como os principais pontos de pressão da floresta Amazônica pela atividade madeireira.

Deve-se lembrar que o mapa de semicírculos retrata o comportamento espacial da extração madeireira referente aos dados do SIDRA (2009). Nesse aspecto, como aproximadamente 80% da madeira cortada na Amazônia é de origem clandestina, esse

mapa, apenas fornece indícios sobre a distribuição espaço-temporal dos dados oficiais. Resultado que provavelmente difere muito da dinâmica real (extração legal somada à extração ilegal de madeira).

#### **1.2.4. Demais Fatores Explicativos do Processo de Desmatamento na Amazônia Legal**

Muitos outros fatores que não a pecuária, a sojicultura e a exploração da madeira são considerados pela literatura especializada para explicar o processo de desmatamento na Amazônia brasileira. No entanto, como existem somente poucos dados disponíveis sobre esses demais fatores, apresenta-se aqui apenas uma pequena revisão de cada, conforme exposto a seguir:

- a) Concentração Geográfica: de acordo com alguns estudos, a maior parte do desmatamento da Amazônia Legal tem se concentrado ao longo de um “arco” que se estende entre o noroeste do Maranhão, o norte do Tocantins, o sul do Pará, o norte de Mato Grosso, Rondônia, o sul do Amazonas e o sudeste do Acre (FEARNSIDE, 2005a).
- b) Áreas Abandonadas ou Sub-Utilizadas: estima-se que mais de 25% da área total desmatada na região da Amazônia brasileira, em torno de 165 mil km<sup>2</sup>, encontram-se abandonadas ou sub-utilizadas. Isso significa que novas áreas continuam sendo desflorestadas para a expansão de atividades agropecuárias, mesmo existindo áreas produtivas já abertas, que poderiam estar sendo utilizadas<sup>2</sup> (BRASIL, 2004).
- c) Grilagem de Terras Públicas: esse processo é responsável por transformar floresta nativa (terras públicas) em terras tituladas e legalizadas para a produção agropecuária. Inicialmente os direitos de propriedade são assegurados com a ocupação física da terra. Em um segundo momento, os

---

<sup>2</sup> No conjunto dos estados brasileiros, as áreas produtivas não utilizadas em estabelecimentos agropecuários representam em torno de 4,6% do total. Entre os estados da Amazônia encontram-se percentuais bem mais elevados, por exemplo, 29,6% no Maranhão, 21% em Mato Grosso, 20% no Pará e 18,9% em Tocantins (BRASIL, 2004).

títulos de propriedade são reconhecidos em cartório. No último estágio, com a posse legal do terreno, os posseiros ou grileiros vendem suas terras a fazendeiros de médio e grande porte (MARGULIS, 2003).

- d) Obras de Infra-Estrutura: as informações existentes não são muito precisas, mas sabe-se que grande parcela do desmatamento realizado até 2000, entre 75% e 86%, ocorreu dentro de uma faixa de 50 km de cada lado das rodovias da região<sup>3</sup> (FEARNSIDE 2003; BRASIL, 2004).
- e) Assentamentos Rurais: ao longo das últimas décadas a região amazônica tem sido priorizada pelo governo federal para a criação de assentamentos rurais. O INCRA – Instituto Nacional de Colonização e Reforma Agrária, e demais órgãos fundiários estaduais têm criado assentamentos em locais isolados, desconsiderando características físicas como aptidão agrícola, topografia, drenagem, flora e fauna, além da existência de populações nativas como povos indígenas, seringueiros, castanheiros, e ribeirinhos. Muitos dos assentados, em condições precárias de sobrevivência, vendem suas terras para grandes madeireiros, pecuaristas ou colonos bem sucedidos, e voltam a fazer parte do MST – Movimento dos Trabalhadores Sem Terra, em busca de novas terras em outros assentamentos (FEARNSIDE, 1999).
- f) Desmatamento Ilegal em Propriedades Privadas: parcela considerável do desmatamento em propriedades privadas tem ocorrido em áreas de Reserva Legal, matas ciliares (ao longo de rios e igarapés) e nas encostas de morros e serras, isto é, áreas legalmente protegidas pelo Código Florestal (BRASIL, 2004).
- g) Desmatamento e Uso do Fogo: de maneira geral, existe uma relação linear positiva entre queimadas e desmatamentos, refletindo o uso do fogo na “limpeza” do terreno para atividades agropecuárias e de grilagem (FEARNSIDE, 2003).

Todos esses fatores listados, junto com a pecuária, a sojicultura e a exploração da madeira são considerados como explicativos para o processo de desmatamento na Amazônia. No entanto, independentemente do motivo que acarrete o desmatamento,

---

<sup>3</sup> Para Margulis (2003), as estradas não podem ser consideradas causas do desmatamento, e sim, conseqüências do alto potencial da agropecuária na região amazônica.

existem localidades que possuem valores mais elevados para essa variável. De outra maneira, ocorre uma certa concentração espacial do desmatamento.

De acordo com o governo federal, o estado de Mato Grosso é o que apresenta os maiores valores para o desmatamento acumulado em toda a Amazônia Legal brasileira, sendo indicado como o principal responsável pela destruição da floresta amazônica e do cerrado brasileiro. Nesse aspecto, estudar os fatores explicativos do desmatamento nessa região é de suma importância, não somente para a conservação da biodiversidade do próprio estado, como também de toda Amazônia. A próxima seção se preocupa exatamente em abordar esses aspectos.

### **1.3. CARACTERIZAÇÃO DO PROCESSO DE DESMATAMENTO EM MATO GROSSO**

O estado de Mato Grosso é o campeão do desmatamento acumulado, com uma proporção de aproximadamente 36% do total desmatado na Amazônia brasileira. Estimativas mostram que entre 1988 e 2008 foram desmatados 135 mil km<sup>2</sup> somente nesse estado, o que configura uma situação tida como alarmante (PPCDMT, 2009).

Em decorrência, estudos como o de Ferreira *et al.* (2008) trabalharam a construção de cenários extremos, onde, mantidas as taxas de desmatamento do período 2003-2004, o estado de Mato Grosso contaria em 2020 com menos de 23% da cobertura florestal original, enquanto em 2033, essa mesma parcela seria reduzida para cerca de 10%.

No entanto, é importante frisar que o processo de desmatamento é complexo, e as origens apontadas pela literatura geral sobre o tema parecem se refletir plenamente no estado mato-grossense. A sustentação econômica do estado está fortemente atrelada à agropecuária das grandes propriedades. Nas últimas três décadas o estado apresentou crescimento extraordinário nesse setor, mormente pela expansão da área cultivada, da área destinada à pecuária, da produção global e da produtividade. Este desempenho só foi possível graças a uma sensível transformação da base técnico-produtiva, antes alicerçada

em sistemas tradicionais, que foi alterada para sistemas de produção amparada em tecnologia (PPCDMT, 2009).

Destarte, como consequência da evolução tecnológica e do aumento dos preços das *commodities* no mercado internacional, a área plantada de soja em Mato Grosso cresceu de 1,5 para 5,5 milhões de hectares entre 1990 e 2008, um incremento médio de 7,1% ao ano. Paralelamente, o rebanho bovino do estado entre 1990 e 2008 sofreu um incremento de 9 para cerca de 26 milhões de cabeças de gado, mantendo um ritmo de crescimento médio de aproximadamente 5,7% ao ano. Por sua vez, a extração de madeira em tora apresentou crescimento mais modesto, elevando-se de 16,8 mil de metros cúbicos em 1990 para 20,2 mil metros cúbicos em 2008, um aumento médio de 0,97% ao ano (SIDRA, 2009).

Micol, Andrade e Börner (2008) destacam que além da conversão de florestas e cerrados em áreas voltadas ao agronegócio, nota-se também a conversão de áreas de pastagens em campos agrícolas no centro-norte do estado, bem como um deslocamento da pecuária para novas fronteiras no extremo norte e noroeste, contribuindo para o incremento do desmatamento em novas regiões.

Existe quase um consenso sobre a atividade pecuária como a principal responsável pelo processo de desmatamento em Mato Grosso. Contudo, o aumento da exploração predatória da madeira, juntamente com o incremento das plantações de soja em distintas localidades próximas as rodovias da região, tem auxiliado no processo de desmatamento. O mapa 5 contém as rodovias que cortam o estado.



### 1.3.1. Pecuária em Mato Grosso

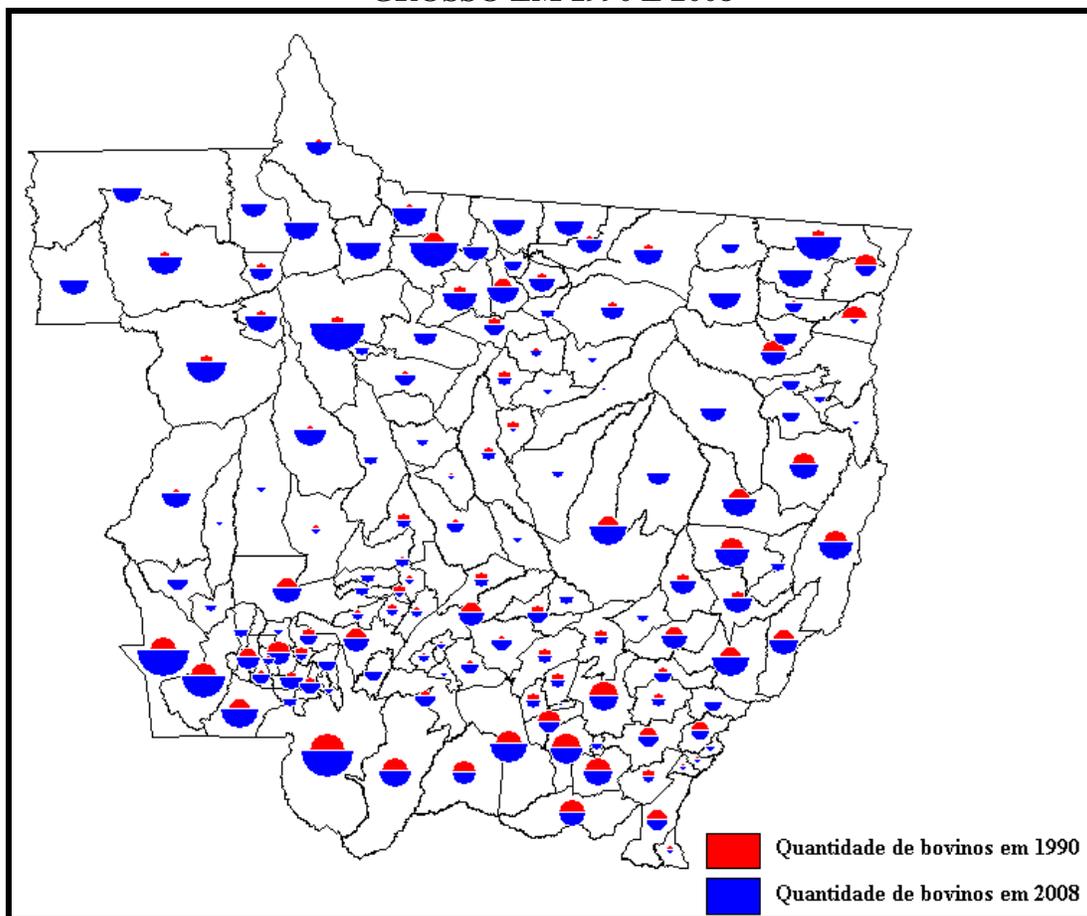
As principais áreas de expansão e consolidação da produção pecuária no bioma de Mato Grosso encontram-se em quatro grandes núcleos, que estão presentes tanto em regiões de ocupação já consolidada, como nas chamadas fronteiras de destruição. Essas áreas são as seguintes (GREENPEACE, 2009):

- a) Nortão: área delimitada pelos municípios de Juína, Juara, Apiácas e Colniza, no noroeste de Mato Grosso. Representa uma das regiões de desmatamento mais recente atrelada à pecuária. Nesse quadrilátero concentra-se a exploração predatória de madeira, seguida de queimada e desmatamento.
- b) Extremo Sul: área contígua ao estado de Rondônia e a Amazônia boliviana. Seu desmatamento é anterior ao ano de 2000, com presença massiva de infra-estrutura como estradas e grandes frigoríficos. É caracterizada por extensas pastagens com baixa densidade de animais por hectare.
- c) Eixo BR-163 – Alta Floresta: são áreas próximas à rodovia BR-163, criada nos anos 1970, com desmatamento anterior a 2000. É uma região de forte expansão da soja em Mato Grosso. Nota-se, no entanto, acima da cidade de Sinop e, sobretudo no eixo perpendicular à BR-163 que se estende a cidade de Alta Floresta, o predomínio da pecuária.
- d) Nascente do Rio Xingu: o curso do rio Xingu, em Mato Grosso, encontra-se protegido pelo parque indígena do Xingu, de 2.642,003 hectares. Todavia, as nascentes dos afluentes desse rio estão localizadas em grande número, fora do parque. É nessa região, na borda nordeste de Mato Grosso, que se encontram outras áreas de desmatamento recente, destinadas à atividade pecuária.

Em decorrência da forte presença dessa atividade em muitas localidades de Mato Grosso, é relevante analisar o comportamento espaço-temporal dos rebanhos de bovinos

nesse estado. Assim, como foi realizado anteriormente para a Amazônia, elaborou-se o mapa de círculos proporcionais concêntricos em mapa de semicírculos opostos para os anos de 1990 e 2008. O mapa 6, compara à quantidade de bovinos (em termos absolutos) nos municípios mato-grossenses no período inicial, ou seja, 1990, com a quantidade de bovinos no período final, isto é, 2008.

### MAPA 6. MUNICÍPIOS COM REBANHOS BOVINOS NO ESTADO DE MATO GROSSO EM 1990 E 2008



Fonte: Elaboração do autor com base no programa Philcarto e dados do SIDRA (2009).

Intuitivamente, é possível inferir que os municípios que detinham as maiores quantidades de gado em 1990 estavam espacialmente concentrados, predominantemente, na região sul do estado. Verifica-se que as estradas BR-174, BR-070, BR-163 (porção sul) e BR-158 provavelmente contribuíram de maneira decisiva nesse arranjo, confirmando o estudo do GREENPECE (2009).

Por sua vez, no ano de 2008, a quantidade de cabeças de gado em Mato Grosso incrementou-se não somente na porção sul (em termos de intensidade), mas também em todo estado (em termos de escala), demonstrando a forte consolidação da atividade pecuária. A região norte passou a ter grande destaque na criação de gado, corroborando os trabalhos de Margulis (2003) e Micol, Andrade e Börner (2008).

Em outras palavras, a região norte de Mato Grosso, como um todo, parece estar gozando do baixo custo de oportunidade da terra próxima a BR-163, conforme já verificou Fearnside (2005a). Outro aspecto, diz respeito à relevante concentração espacial de rebanhos bovinos ao longo da BR-158, indicando que esta rodovia também atua de forma catalítica no processo de desmatamento na região. O estudo elaborado pelo PPCDMT (2009) é um dos poucos que enfatiza a importância da BR-158 no processo de degradação ambiental do estado mato-grossense. Uma consequência lógica refere-se à ampliação da pesquisa sobre os impactos da BR-158 sobre o desmatamento nas localidades cortadas por essa rodovia.

### **1.3.2. Soja em Mato Grosso**

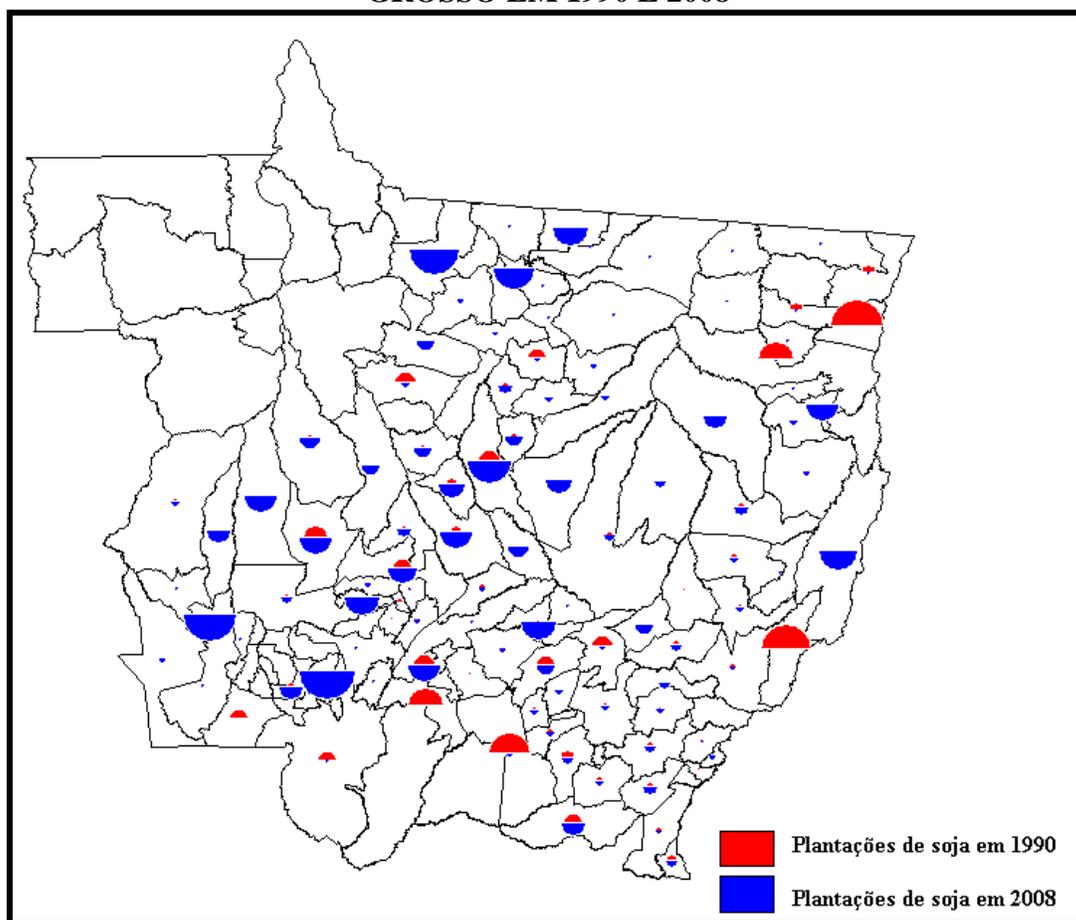
A faixa de terra que se estende ao longo de toda rodovia BR-163, no estado de Mato Grosso, é apta à agricultura mecanizada. Um importante aspecto dessa rodovia é que sua rota passa sobre uma faixa de clima mais seco do que a maioria das áreas florestadas na Amazônia. Esse tipo de clima é benéfico tanto para a criação de gado, quanto para a agricultura da soja, aumentando a rentabilidade obtida pela conversão da floresta em cultivos ou pastagens (FEARNSIDE, 2005a).

Segundo o mesmo autor, existem evidências de que o agronegócio da soja, altamente capitalizado, tem ampliado sua participação na conversão da cobertura vegetal nativa, não apenas na região do cerrado, como também nas áreas de floresta em Mato Grosso. Próximo à rodovia BR-163, os principais focos de desmatamento têm ocorrido na região de Sinop, já ao longo das rodovias BR-158 e BR-070, em uma região localizada a

leste do Parque Indígena de Xingu, também é possível verificar a expansão da cultura da soja (PPCDMT, 2009).

Dessa maneira, como forma de verificar a dinâmica espacial da sojicultura em Mato Grosso, foi criado o mapa de semicírculos opostos comparando os anos de 1990 e 2008, conforme a ilustra o mapa 7.

**MAPA 7. MUNICÍPIOS COM PLANTAÇÕES DE SOJA NO ESTADO DE MATO GROSSO EM 1990 E 2008**



Fonte: Elaboração do autor com base no programa Philcarto e dados do SIDRA (2009).

Pode-se visualizar no mapa acima que, as plantações de soja em 1990 se concentravam destacadamente nos municípios da região sul, central e nordeste do estado mato-grossense. Esse tipo de arranjo da cultura da soja somente confirma estudos como os de Fearnside (2005a) e Greenpeace (2009), que destacam a forte presença dessa atividade em localidades próximas às grandes rodovias que cortam Mato Grosso. Isto é, os

sojicultores se beneficiam tanto do clima favorável, quanto dos menores custos de transporte presentes nesse estado.

Por sua vez, os dados para o ano de 2008, parecem confirmar a tendência de ampliação do agronegócio da soja na região centro-norte do estado, em detrimento a região sul, como já havia diagnosticado o estudo do PPCDMT (2009). De outra maneira, pode-se constatar que as plantações de soja passaram a aumentar sua pressão sobre as florestas, em busca cada vez mais de áreas propícias para a sojicultura, principalmente ao redor da BR-163 e da BR-364.

Um dos fatores responsáveis pela expansão dessa atividade em Mato Grosso foi à pavimentação da parcela centro-sul da BR-163, e da promessa do governo federal em pavimentar a porção centro-norte dessa rodovia no estado. É prioridade para o atual governador de Mato Grosso, Blairo Maggi, dono do grupo Maggi, o maior produtor de soja do Brasil, transformar a BR-163 em um grande corredor de exportação de soja via rio Amazonas (FEARNSIDE, 2005a; GEMT, 2010).

### **1.3.3. Extração Madeireira em Mato Grosso**

No Brasil, a demanda por madeira de todos os tipos acarreta pressão sobre a floresta amazônica. Ao contrário da crença popular, a madeira das florestas tropicais não é usada apenas, nem em grande parte, para produtos de valor elevado, tais como mobília e instrumentos musicais. O Brasil utiliza madeira tropical para praticamente tudo, inclusive azimbre para concreto, paletas, caixotes, construção, aglomerados e compensados. Substituir esta demanda com madeira oriunda de plantações somente será factível se a madeira barata não estiver disponível a partir da colheita destrutiva da floresta amazônica. Infelizmente, quase toda madeira brasileira proveniente de plantações, se destina a produção de celulose e carvão, em detrimento ao plantio da madeira cerrada, própria para usos de menor valor agregado (FEARNSIDE, 2003).

Um grande problema da exploração madeireira na Amazônia refere-se ao saldo negativo advindo da diferença entre o carbono retido nos troncos e o carbono liberado pelo

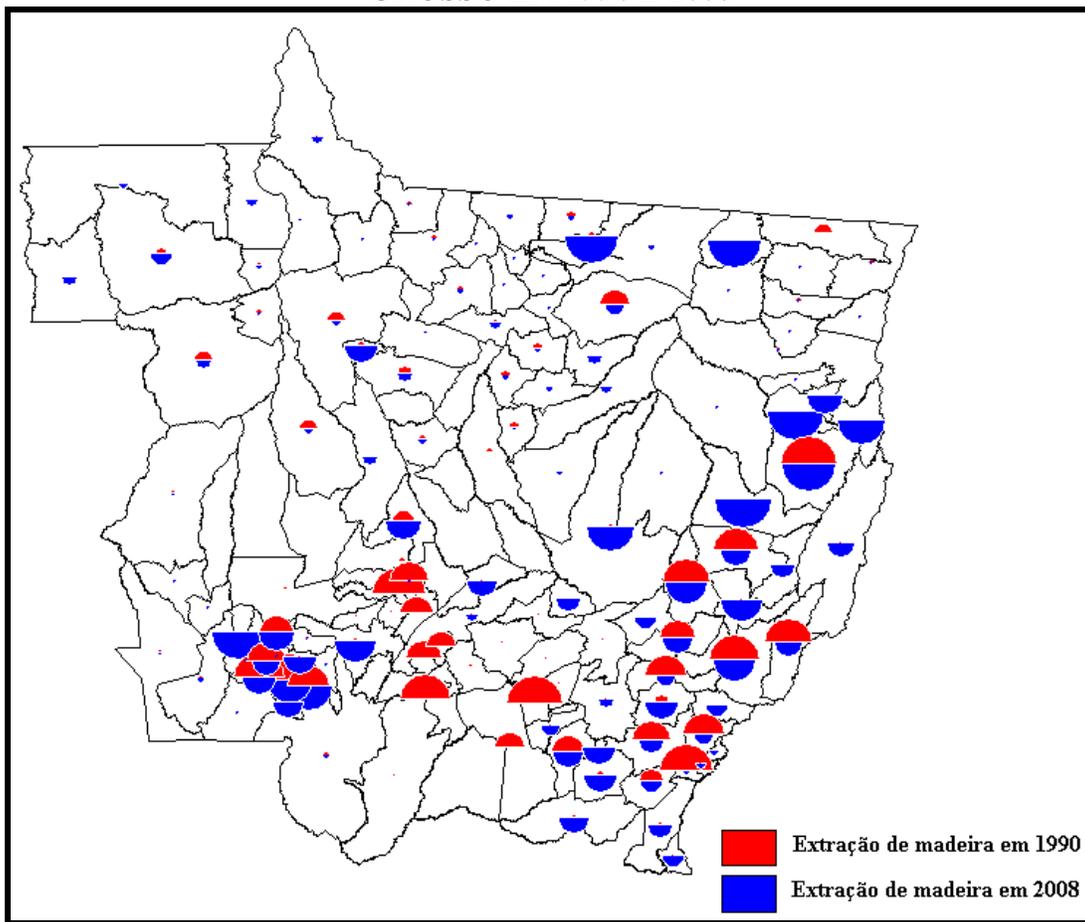
corte das árvores. Muito da biomassa das árvores colhidas é deixado para trás na forma de galhos, tocos e raízes, além disso, os danos sofridos pelas árvores não colhidas resultam na morte e decomposição de muitas outras árvores (FEARNSIDE, 1999).

Atualmente, a exploração madeireira em Mato Grosso tem se mostrado atrelada às grandes rodovias que cortam o estado. Com as facilidades da infra-estrutura básica, o surgimento de estradas laterais, abertas por madeireiros, propicia a entrada de colonos e grandes produtores rurais em áreas de floresta até então pouco afetadas, ampliando o desmatamento (FEARNSIDE, 2005a).

Nesse sentido, a elaboração de um mapa didático, como o de semicírculos opostos, pode desvendar um pouco do comportamento dessa variável no estado de Mato Grosso. Os dados coletados junto ao SIDRA referem-se à quantidade extraída de madeira em metros cúbicos (m<sup>3</sup>). Isto é, são dados que refletem não o total de madeira retirada de Mato Grosso, mas, sim, a madeira extraída oficialmente.

A construção do mapa de semicírculos opostos para o total de madeira extraída em tora (mil metros cúbicos) comparando os anos de 1990 e 2008, mapa 8, expressa o desempenho dessa variável em Mato Grosso.

### MAPA 8. MUNICÍPIOS QUE EXTRAÍAM MADEIRA NO ESTADO DE MATO GROSSO EM 1990 E 2008



Fonte: Elaboração do autor com base no programa Philcarto e dados do SIDRA (2009).

Os municípios que mais extraíam madeira em 1990, em termos absolutos, estavam agrupados, principalmente, na região sul de Mato Grosso, com destaque para as localidades em torno do município de Cuiabá. Essa região é vascularizada por um grande número de estradas e rodovias, o que reduz os custos de transporte e facilita a escoação da produção madeireira.

Por outro lado, a extração madeireira municipal relativa ao ano de 2008, parece não diferir muito, se comparada com o ano de 1990. Verifica-se a consolidação da extração da madeira nos municípios da região sudeste (cortados pela BR-158) e região sudoeste (circundados pela BR-070, BR-174, BR-364 e BR-163). Deve-se destacar que o processo de corte da madeira na região norte parece estar se desenvolvendo em termos de escala, apesar da intensidade ainda não se mostrar muito grande nos municípios.

Entretanto, independentemente dos potenciais fatores explicativos do desmatamento, um processo que pode estar ocorrendo entre os municípios da Amazônia brasileira e do estado de Mato Grosso, e que foi muito pouco investigado, é o processo da convergência do desmatamento. Este será melhor explicado a seguir.

## 2. METODOLOGIA PARA O TESTE DA CONVERGÊNCIA ESPACIAL DO DESMATAMENTO

### 2.1. CONVERGÊNCIA

Segundo Lopes (2004), a convergência é um processo em que uma mesma variável (por exemplo, renda *per capita* ou 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.

O trabalho seminal de Baumol (1986) examinou a dinâmica da convergência da renda de 1870 a 1979 entre 16 países industrializados, de acordo com a seguinte expressão:

$$\ln(Y/N)_{i,t} - \ln(Y/N)_{i,t-1} = \alpha + \beta \ln(Y/N)_{i,t-1} + \varepsilon_i \quad (1)$$

onde  $\ln(Y/N)$  é o logaritmo da renda *per capita*,  $\varepsilon$  é o termo de erro, e  $i$  é o indexador para os diversos países utilizados na análise.

Conforme Baumol (1986), se existir convergência,  $\beta$  será negativo, ou seja, países com renda inicial maior teriam menores taxas de crescimento, ao passo que países dotados de renda inicial menor possuiriam maiores taxas de crescimento. No limite, a tendência é que as rendas dos distintos países se igualem ao longo do tempo (BARRO & SALA-I-MARTIN, 1991; 1992).

Ao predizer que a taxa de crescimento das regiões está positivamente relacionada com a distância que separa cada região de seu estado estacionário, o conceito de

convergência mostra-se bastante importante para explicar o desempenho regional ao longo do tempo (BARRO & SALA-I-MARTIN, 1991).

Dois casos são usualmente considerados na literatura. O primeiro refere-se à hipótese da  $\beta$  convergência absoluta, que carrega em seu bojo a idéia de que todas as economias são estruturalmente idênticas e com acesso às mesmas tecnologias. Essas são caracterizadas pelo mesmo estado estacionário e diferem somente em suas condições iniciais. O segundo caso é o da chamada  $\beta$  convergência condicional. Este é utilizado quando o pressuposto de que as diferentes regiões possuem o mesmo estado estacionário é relaxado.

Contudo, ambos os conceitos de  $\beta$  convergência têm sido alvo de duras críticas. Os principais problemas estariam relacionados à heterogeneidade e a endogeneidade. A maioria dos estudos empíricos sobre convergência não considera a dimensão espacial dos dados. A heterogeneidade entre as regiões segue uma conduta econômica que não é estável em todo espaço. Esta instabilidade pode, por exemplo, seguir um padrão geográfico específico como Leste-Oeste, ou Norte-Sul. Por outro lado, a autocorrelação que existe entre as diferentes localidades no espaço tende a formar *clusters* com padrões específicos em distintas localidades (DALL'ERBA, 2003).

Destarte, em estudos regionais, os efeitos espaciais não devem ser negligenciados nas análises de convergência. Muitos fatores como o comércio, e a difusão de tecnologia e conhecimento, podem levar a interdependência espacial entre as regiões. Não devendo se tratar as distintas localidades como verdadeiras “ilhas isoladas” (QUAH, 1996).

A utilização de um ferramental que capte explicitamente os efeitos espaciais em modelos de convergência mostra-se de grande importância quando se utilizam dados regionais. A econometria espacial, como será visto adiante, é o ramo da econometria que se ocupa em solucionar tal problema. Em outras palavras, essa é a metodologia mais indicada para estudos que façam uso de dados georeferenciados, como os modelos de convergência.

É importante destacar a existência de trabalhos como o de Rey e Montoury (1999), que aplicam a análise da convergência da renda sob a ótica da econometria espacial para a economia norte-americana, e Dall'erba (2003), que estima a convergência do trabalho em 48 regiões da Espanha entre 1980 e 1996.

No Brasil, o trabalho de Perobelli *et al.* (2007) utiliza a econometria espacial para analisar a convergência da renda entre as microrregiões mineiras. A tese de Lopes (2004) faz uso da mesma metodologia para avaliar o processo de convergência da produtividade da terra para as onze principais culturas brasileiras entre os estados produtores. Mais recentemente, Almeida, Perobelli e Ferreira (2008) investigam o processo de  $\beta$  convergência da produtividade agrícola no Brasil entre os diferentes estados, controlando os efeitos espaciais.

Brock e Taylor (2004) consideram que estudos de convergência também podem ser realizados com a utilização de indicadores de desenvolvimento sustentável, para verificar se localidades com um nível elevado de degradação ambiental estariam convergindo para níveis de degradação próximos ao de regiões desenvolvidas, ou seja, de baixa destruição ambiental. Essa lógica também estaria atrelada ao processo de crescimento econômico<sup>4</sup>.

O trabalho de Arraes *et al.* (2006) utiliza-se de diferentes amostras de países, e de diferentes indicadores de degradação ambiental para verificar a hipótese da convergência durante os anos de 1980 a 2000, através da metodologia de dados em painel. De todos os indicadores utilizados, apenas o déficit de analfabetismo apresenta convergência.

De maneira mais específica, Reis e Guzmán (1992) elaboram um modelo com três blocos de equações na tentativa de explicar o desmatamento da Amazônia no período de 1985 a 1995. A primeira equação é baseada em uma função de produção agregada para as atividades agrícolas. A segunda equação procura estimar o desmatamento por tipo de vegetação (floresta tropical densa, floresta aberta, transição ecológica, savana, campinara e pantanal). Por sua vez, a terceira equação consiste na construção de funções para a distribuição espacial (convergência) das principais atividades econômicas da região, isto é, o agregado das safras agrícolas, o estoque de gado, quantidade de madeira em toras e quantidade de estradas. O resultado indica que todas essas atividades apresentam convergência.

Já Iglioni (2008) busca explicar o processo de desmatamento da Amazônia Legal, para 257 áreas geográficas comparáveis, durante o período 1970 – 1997. O autor elabora

---

<sup>4</sup> A ocorrência de convergência para um dado indicador de degradação ambiental, entre distintas localidades, estaria ligada à fase descendente da curva de Kuznets Ambiental (CKA), isto é, regiões com elevada degradação ambiental estariam alcançando patamares de desenvolvimento econômico próximo ao de regiões desenvolvidas, com baixos índices de degradação do meio ambiente (ARRAES, *et al.*, 2006).

modelos de convergência condicional utilizando-se da metodologia da econometria espacial com dados em painel. As variáveis dependentes são as taxas de desmatamento e de produto de um determinado município. Por sua vez, são utilizadas diferentes variáveis explicativas conforme cada modelo<sup>5</sup>. Os resultados indicam convergência para quase todos os modelos, com a maior parte apresentando resultados significativos.

No entanto, a elaboração de modelos de  $\beta$  convergência absoluta para o desmatamento de 783 municípios da Amazônia brasileira e de 139 municípios do estado de Mato Grosso, controlando-se os efeitos espaciais, é explorada no presente trabalho de forma inédita, até onde se sabe. O objetivo desta dissertação é adaptar a idéia de Baumol (1986) para entender o comportamento do processo de desmatamento nestas duas localidades dotadas de vasta biodiversidade. Assim, ao se formalizar uma equação de convergência absoluta para o desmatamento da Amazônia, e depois para o estado com os maiores índices de desmatamento acumulado, isto é, Mato Grosso, buscar-se-á verificar se municípios com maiores taxas de desmatamento estão reduzindo seu nível de degradação ambiental mais rapidamente que municípios com menor grau de desmatamento. Resumidamente, esse trabalho pretende utilizar a análise de convergência absoluta para testar se as taxas de desmatamento entre os municípios estão ficando mais homogêneas no bioma Amazônico.

O cálculo de convergência para as taxas de desmatamento dos municípios da Amazônia e de Mato Grosso é bastante oportuno, tendo em vista que o processo de desmatamento tende a ocorrer de forma heterogênea, independentemente do zoneamento legal das unidades em estudo. O modelo de convergência busca investigar se esse processo tende a se tornar disperso, no tempo e no espaço, ou se ocorre o contrário. Nesse sentido, a utilização da econometria espacial mostra-se relevante, pois capta a essência dos efeitos espaciais em suas formas funcionais, como será visto a seguir.

---

<sup>5</sup> Algumas variáveis explicativas utilizadas são: nível de produto, população e seu termo quadrático, educação, área do município, pequenas propriedades agrícolas, preços da terra, salários, custos de transporte para a capital do estado, custos de transporte para a cidade de São Paulo, etc.

## 2.2. ECONOMETRIA ESPACIAL: CONCEITOS BÁSICOS

A diferença entre a econometria espacial e a econometria convencional concentra-se na preocupação de se incorporar na modelagem da primeira o padrão da interação sócio-econômica entre os agentes em um sistema, assim como as características da estrutura desse sistema no espaço. Essas interações e as características estruturais – que podem ser instáveis no espaço – geram efeitos espaciais em vários processos, não apenas de cunho econômico (ANSELIN, 1988; ANSELIN & BERA, 1998).

O primeiro efeito espacial diz respeito à dependência espacial (autocorrelação espacial), dada pela interação dos agentes através das regiões. 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 dado da seguinte maneira<sup>6</sup>: “tudo depende de todo o restante, porém o que está mais próximo depende mais do que aquilo que está mais distante”. A Lei de Tobler enfatiza, com isso, a importância da proximidade para o estabelecimento da interação entre os atributos (SOUZA & PEROBELLI, 2008).

A dependência espacial significa, portanto, que o valor de uma variável em uma certa localidade  $i$ , digamos  $y_i$ , depende do valor dessa mesma variável nas regiões vizinhas  $j$ , ou seja,  $y_j$ . Formalmente, com dados em corte cruzado, a dependência espacial pode ser expressa da seguinte forma:

$$y_i = f(y_j) \text{ com } i, j = 1, \dots, n \text{ e } i \neq j \quad (2)$$

Também pode-se representar a dependência espacial utilizando um esquema simplificado da interação entre as regiões, figura 1:

---

<sup>6</sup> *Everything is related to everything else but nearby things are more related than distant things* (TOBLER, 1970: p. 236).

## FIGURA 1. REPRESENTAÇÃO GRÁFICA DA INTERAÇÃO ESPACIAL



Fonte: Almeida (2007).

Na figura 1 existe uma interação multidirecional entre a variável de interesse  $y$  da unidade espacial  $i$  com a mesma variável localizada na unidade espacial  $j$  contígua a ela. Essa interação multidirecional significa que  $y_i$  influencia  $y_j$ , mas também é influenciada por ela. Como a dependência está muito ligada à interação espacial, é importante definir o que se entende por este conceito. De acordo com Odland (1988, p. 13): “a interação espacial, que é o movimento de bens, pessoas ou informação através do espaço, significa que eventos ou circunstâncias num lugar podem afetar as condições em outros lugares se os lugares interagem entre si”.

É possível destacar três fontes primárias de dependência espacial: uma relacionada a uma variedade de processos de interação espacial, a saber, processo de difusão espacial (difusão tecnológica, por exemplo), a troca de mercadorias entre as regiões (comércio), o comportamento estratégico (interdependência dos agentes nas regiões) e a dispersão ou espraiamento (a fronteira agrícola, por exemplo) (TEIXEIRA *et al*, 2008).

Uma outra vinculada a erros nos dados espaciais, ocasionada pela falta ou baixa correspondência entre o fenômeno em estudo e o zoneamento das unidades espaciais (distritos, municípios, microrregiões, etc.) com respeito aos dados. E, finalmente, uma outra com respeito a erros de especificação do modelo. Pode-se denominar a primeira fonte como sendo autêntica e as duas outras como sendo espúrias (ANSELIN, 1988).

O segundo efeito espacial refere-se à heterogeneidade espacial. Fenômenos que ocorrem no espaço costumam não apresentar estabilidade estrutural nas suas relações comportamentais, quer seja com os coeficientes, quer seja com relação ao padrão de erro estocástico. Em termos intuitivos, a heterogeneidade espacial manifesta-se quando ocorre instabilidade estrutural no espaço, fazendo com que haja diferentes respostas, dependendo da localidade ou da escala espacial na forma de coeficientes variáveis ou regimes espaciais. Outra fonte de instabilidade pode ser caracterizada pela variância não-constante, ou ainda, de formas funcionais diferentes para determinados subconjuntos de dados. Nesse caso, a

consequência prática é a inadequação de se ajustar um mesmo modelo para todo o conjunto de observações (SOUZA & PEROBELLI, 2008).

A econometria tradicional não é capaz de solucionar os problemas advindos da dependência espacial e da heterogeneidade espacial. Nesse aspecto, a econometria espacial vem exatamente suprir tal carência, incorporando explicitamente essas questões em suas formas funcionais. A subseção a seguir é dedicada a explicar os principais modelos econométricos espaciais utilizados na literatura.

### 2.3. PRINCIPAIS MODELOS DE ECONOMETRIA ESPACIAL

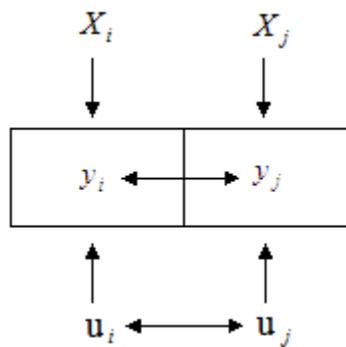
Em modelos que consideram a componente espacial explicitamente, a dependência espacial pode ser encontrada na variável dependente, no termo de erro ou mesmo nas variáveis independentes. A influência espacial é usualmente resumida em uma matriz de pesos  $W$ , onde o elemento  $w_{ij}$  indica a influência da unidade  $j$ , na unidade  $i$ . Além disso,  $w_{ii} = 0$ , isto é, a própria unidade não gera influência sobre si mesma e, as linhas são usualmente normalizadas para a soma ser igual a 1. Com isso, assume-se que a soma de todas as influências são iguais para cada unidade, permitindo comparabilidade (ANSELIN, 1988; LESAGE, 1999; TYSZLER, 2006).

Os principais modelos de econometria espacial derivam do chamado modelo completo (SAC – *Spatial mixed regressive Auto-regressive Complete*), também conhecido como modelo de defasagem com erro auto-regressivo, o qual segundo Anselin (1988) pode ser representado pela seguinte equação:

$$\begin{aligned}y &= \rho W_1 + X\beta + u & (3) \\u &= \lambda W_2 u + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I)\end{aligned}$$

onde  $y$  é o vetor  $nx1$  com os dados em corte cruzado para a variável dependente,  $X$  representa uma matriz  $nxk$  com as variáveis explicativas e  $\beta$  é o vetor  $kx1$  de coeficientes das variáveis exploratórias.  $W_1$  e  $W_2$  são as matrizes de pesos espaciais, usualmente contendo relações de contiguidade ou distância,  $\rho$  e  $\lambda$  referem-se aos coeficientes de correlação espacial para a variável dependente e para o termo de erro respectivamente, e por fim,  $\varepsilon$  é o termo de erro com média zero e variância constante. Esse modelo pode ser representado esquematicamente pela figura 2:

**FIGURA 2. PROCESSO DE DEFASAGEM COM ERRO AUTO-REGRESSIVO**



Fonte: Almeida (2007).

No esquema, percebe-se que, através de regiões vizinhas quaisquer  $i$  e  $j$ , há interação espacial na variável de interesse  $y$ , e no termo de erro  $u$ . Por sua vez, ao se considerar alguns parâmetros do modelo completo como iguais a zero, pode-se chegar a modelos mais simplificados.

De acordo com Tyszler (2006), com  $\rho = 0$  e  $\lambda = 0$ , tem-se o modelo usual, sem a presença do componente espacial, por sua vez, com  $X = 0$  e  $\lambda = 0$  existe apenas  $y$  perfeitamente autocorrelacionado no espaço, chamado de modelo de autocorrelação de primeira ordem (FAR – *First order Auto-Regressive*), representado da seguinte forma:

$$y = \rho W_1 y + \varepsilon \quad (4)$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$$

Este modelo tenta explicar as variações em  $y$  através da combinação linear das unidades vizinhas, sem considerar demais variáveis explicativas. De outro modo, esse modelo representa uma analogia espacial para o modelo autoregressivo de primeira ordem da análise de séries de tempo,  $y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$ , no qual todas as variações em  $y_t$  são explicadas pelas observações do período passado (LESAGE, 1999).

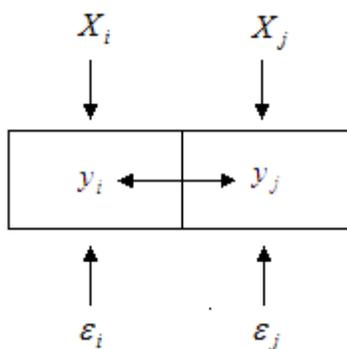
Já com somente  $\lambda = 0$  surge o modelo semi autocorrelacionado – regressivo (SAR – *Spatial mixed regressive Auto-Regressive*), ou simplesmente, modelo de defasagem espacial, expresso a seguir:

$$y = \rho W_1 y + X\beta + \varepsilon \quad (5)$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$$

De acordo com Fotheringham *et al.* (2002, p. 106), “o parâmetro  $\rho$  é global e descreve o grau médio de autocorrelação espacial através das regiões”. Se o coeficiente espacial  $\rho$  for positivo, isso indica que existe autocorrelação espacial global positiva; se o coeficiente  $\rho$  for negativo, isso sinaliza que há autocorrelação espacial global negativa. Esquemáticamente tem-se a figura 3:

**FIGURA 3. PROCESSO DE DEFASAGEM ESPACIAL**



Fonte: Almeida (2007).

Nessa representação simplificada, é possível ver que a variável de interesse nas regiões vizinhas  $i$  e  $j$  apresenta interação entre si. Este modelo é análogo a ao modelo de

defasagem das séries de tempo com a inclusão de variáveis explicativas adicionais, que não apenas, a defasagem temporal da variável dependente (LESAGE, 1999).

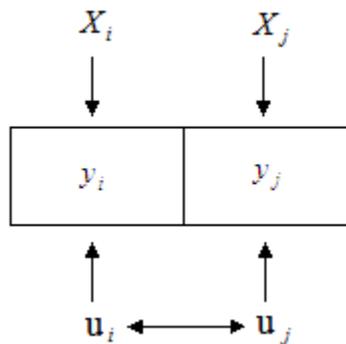
Por sua vez, se  $\rho = 0$  o modelo de Erro Espacial (SEM – *Spatial Error Model*) ou modelo de Erro Auto-regressivo Espacial é o que vigorará. Em outras palavras, a autocorrelação espacial será refletida nos resíduos da regressão. Formalmente tem-se:

$$y = X\beta + u \quad (6)$$

$$u = \lambda W_2 u + \varepsilon$$

O significado intuitivo desse modelo é que o padrão espacial manifestado no termo de erro é dado por efeitos não-modelados por conta da falta de medida adequada. Estes erros não são aleatoriamente distribuídos no espaço, mas, ao contrário, estão espacialmente autocorrelacionados (DARMOFAL, 2006; OLIVEIRA & DOMINGUES, 2005). A figura 4 representa esquematicamente esse processo:

**FIGURA 4. PROCESSO DE ERRO AUTO-REGRESSIVO ESPACIAL**



Fonte: Almeida (2007).

A figura mostra que o erro da região  $i$  está correlacionado com o erro na região  $j$ . Ou seja, a dependência espacial manifesta-se no termo de erro e não na variável dependente. Segundo Maddison (2006), o modelo de erro auto-regressivo espacial refere-se a uma situação em que os erros associados a qualquer observação são uma média dos erros nas regiões vizinhas mais um componente de erro estocástico.

Existem ainda modelos econométrico-espaciais como o modelo de Durbin espacial, que considera em sua forma funcional a defasagem espacial tanto da variável dependente, quanto das variáveis explicativas. O modelo regressivo cruzado espacial, que leva em conta, somente, a defasagem espacial das variáveis explanatórias, e outros modelos, que podem ser encontrados em livros especializados sobre econometria espacial.

Os modelos mais utilizados na literatura são: o completo ou defasagem com erro auto-regressivo espacial (SAC), o semi autocorrelacionado – regressivo ou de defasagem espacial (SAR) e o de erro espacial (SEM). Entretanto, este trabalho adotará somente as formas funcionais derivadas dos modelos SAR e SEM. Isto se justifica porque de acordo com Anselin e Bera (1998), a indicação por parte de testes espaciais, principalmente os testes de multiplicador de Lagrange que serão vistos mais adiante, para a adoção de modelos de ordem superior, como o modelo de defasagem com erro auto-regressivo espacial, sugerem má-especificação do modelo ou inadequação da matriz de pesos espaciais selecionada, fazendo com que o pesquisador concentre seus esforços em tentar solucionar tais fontes de problemas.

No mais, em termos econométricos, os estimadores dos modelos espaciais SAR e SEM obtidos pelo método tradicional dos mínimos quadrados ordinários – MQO são inapropriados. A estimativa por MQO do parâmetro  $\rho$  para o modelo de defasagem espacial é enviesada e tão pouco goza da propriedade da consistência. Ao não se levar em conta à defasagem espacial da variável explicada na equação, incorre-se no problema econométrico de omissão de variável relevante, enviesando as estimativas dos parâmetros que acompanham as variáveis explicativas exógenas. A pior notícia é que esse viés do estimador não desaparece quando o tamanho da amostra cresce ao infinito, ou seja, o estimador nesse caso, não possui a propriedade assintótica da consistência (ANSELIN, 1988; LESAGE, 1999; REY & MONTOURY, 1999).

Já com relação ao modelo de erro espacial, as estimativas por MQO em pequenas amostras são justas, mas ineficientes, por sua vez, em grandes amostras as estimativas são consistentes. Em decorrência, métodos de estimação alternativos devem ser empregados tanto para o modelo de defasagem espacial, quanto para o modelo de erro espacial (TYZSLER, 2006).

Para o modelo de defasagem espacial dois métodos de estimação alternativos são tradicionalmente sugeridos pela literatura, o método da máxima verossimilhança (MV) e o método das variáveis instrumentais<sup>7</sup> (VI), por sua vez, para o modelo de erro espacial, também, dois métodos de estimação são indicados, o método da máxima verossimilhança, e o método generalizado dos momentos<sup>8</sup> (GM) de Kelejian e Prucha (1999).

Como pôde ser analisada, a interação no espaço possui natureza multidimensional, ou seja, dependência e heterogeneidade espacial. Segundo Anselin & Bera (1998), em processos espaciais, existe uma imbricação entre esses dois efeitos: heterogeneidade espacial pode gerar dependência espacial e, por sua vez, dependência espacial pode também induzir heterogeneidade.

Essas características provocam dificuldades na identificação de modelos econométricos-espaciais adequados. Nesse aspecto, o trabalho de identificação pode consumir tempo, transformando-se em tarefa tediosa, ou pior ainda, pode conduzir, no final, a modelos inapropriados. Em decorrência, a utilização de uma análise exploratória de dados espaciais é capaz de superar tal problema.

O que se pretende é conhecer melhor os dados com que se está trabalhando. Na econometria tradicional, é frequente o pesquisador realizar uma análise exploratória de dados, antes de estimar uma regressão. Na econometria espacial, também é importante fazer uma análise exploratória de dados, mas, desta vez, de dados espaciais (ANSELIN, 1988).

#### **2.4. ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS (AEDE)**

A análise exploratória de dados espaciais está baseada em aspectos espaciais da base de dados, tratando diretamente de dependência espacial (*i.e.* associação espacial) e

---

<sup>7</sup> Na econometria espacial, as variáveis instrumentais utilizadas são as defasagens espaciais das variáveis explicativas.

<sup>8</sup> Para saber mais sobre os problemas que envolvem a estimação de coeficientes espaciais pelo método MQO, além das propriedades inerentes aos modelos alternativos MV, VI e GM, ver Anselin (1988), LeSage (1999), Tyzsler (2006) e Vieira (2008).

heterogeneidade espacial. Em outras palavras, a finalidade da AEDE é caracterizar a distribuição espacial, os padrões de associação espacial (*clusters* espaciais), verificar a ocorrência de diferentes regimes espaciais ou outras formas de instabilidade espacial (não-estacionariedade) e identificar observações atípicas (*i.e. outliers*). Destarte, fazer uma AEDE precede uma apropriada modelagem econométrico-espacial (ANSELIN, 1999; PEROBELLI, FERREIRA & FARIA, 2007).

O primeiro ponto relevante para que a AEDE e a econometria espacial sejam implementadas de maneira eficiente, é a utilização de variáveis intensivas ou espacialmente densas, já que variáveis absolutas podem induzir a enganos na análise. A utilização do total de observações em números absolutos de um fenômeno não é aconselhável, tendo em vista que estes atributos podem estar correlacionados com variáveis de escala (área ou população total de uma região) o que geraria correlações espaciais espúrias. É possível encontrar na literatura diversos modos para se definir um indicador de intensidade, no entanto, as formas mais comuns são variáveis *per capita*, ou divididas pela área (ANSELIN, 2005).

O segundo ponto diz respeito à maneira como será captada a dependência espacial entre as distintas localidades. O instrumento criado para lidar formalmente com essa situação é a matriz de pesos espaciais, usualmente chamada de  $W$ , que resume a estrutura de correlação espacial (TYSZLER, 2006). Essa é uma matriz quadrada ( $n \times n$ ) que contém os pesos espaciais de cada unidade sobre outra. Assim, o elemento  $w_{ij}$  indica a influência, ou o peso, que a unidade  $j$  exerce sobre a unidade  $i$ , como será melhor explicado posteriormente.

De acordo com Gonçalves (2005, p. 411): “métodos convencionais, como regressões múltiplas e inspeção visual de mapas, não são as formas mais adequadas de lidar com dados georreferenciados, pois não são confiáveis para detectar agrupamentos e padrões espaciais significativos”. Assim, a AEDE é o método mais indicado para se obter medidas de autocorrelação global e local, observando as influências dos efeitos espaciais por intermédio de instrumentos quantitativos, e não pelo “olho humano” (ANSELIN, 1995; 1998).

### 2.4.1. Autocorrelação Espacial Global

Uma forma de calcular a autocorrelação espacial global é por meio do  $I$  de Moran. Essa é uma estatística que fornece de maneira formal o grau de associação linear entre os vetores de valores observados em um tempo  $t$  ( $z_t$ ) e a média ponderada dos valores dos seus vizinhos, ou as defasagens espaciais ( $Wz_t$ ) como são mais conhecidos na literatura. Valores do  $I$  de Moran maiores ou menores do que o valor esperado  $E(I) = -1/(n-1)$  revelam autocorrelação espacial positiva ou negativa, respectivamente (ALMEIDA, HADDAD & HEWINGS, 2005; PEROBELLI *et al.* 2007).

Os valores dessa estatística variam entre  $-1$  e  $+1$ , onde  $-1$  representa um coeficiente de correlação linear perfeitamente negativa e  $+1$  representa um coeficiente de correlação linear perfeitamente positiva (ANSELIN, 1995). Para Cliff e Ord (1981), essa estatística pode ser representada através da seguinte notação matricial:

$$I_t = \left( \frac{n}{S_o} \right) \left( \frac{z_t' W z_t}{z_t' z_t} \right) \quad t = 1, \dots, n \quad (7)$$

em que  $z_t$  é o vetor de  $n$  observações para o ano  $t$  na forma de desvios em relação à média.  $W$  é a matriz de pesos espaciais, que segundo Pimentel e Haddad (2004, p. 26), pode ser definida como uma matriz quadrada em que: “cada célula  $w_{ij}$  indica relação existente entre a região  $i$  e  $j$  em um sistema de  $n$  regiões. A célula  $w_{ij}$  é nula no caso das regiões não serem vizinhas, caso contrário o valor passa a ser 1”. O termo  $S_o$  é um escalar igual a soma de todos os elementos de  $W$ .

A matriz de pesos espaciais quando normalizada na linha, isto é, quando a soma dos elementos da linha é igual a um, faz com que a expressão (7) assumira a seguinte forma:

$$I_t = \left( \frac{z_t' W z_t}{z_t' z_t} \right) \quad t = 1, \dots, n \quad (8)$$

Outra medida de autocorrelação espacial global é a estatística  $c$  de Geary. Da mesma forma que o  $I$  de Moran, essa estatística testa a aleatoriedade espacial. Sua fórmula é dada abaixo:

$$c = \frac{n-1}{2 \sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (y_i - y_j)^2}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2} \quad (9)$$

em que  $n$  é o número de regiões;  $y_i$  é a variável de interesse;  $\bar{y}$  é a média dessa variável e  $w_{ij}$  é o elemento da matriz de pesos espaciais.

O  $c$  de Geary possui interpretação diferente do coeficiente  $I$  de Moran, tendo em vista que se utiliza de uma medida distinta de covariância (ANSELIN, 1988). O valor do  $c$  de Geary situa-se entre 0 e 2, ao passo que sua média teórica é 1. Valores menores que seu valor esperado, isto é, entre 0 e 1 indicam autocorrelação espacial positiva, enquanto valores maiores que 1 indicam autocorrelação espacial negativa. Valores de  $c$  entre 0 e 1, estatisticamente significativos, indicam concentração espacial dos dados, ao passo que valores entre 1 e 2 indicam dispersão da variável de interesse (McPHERSON & NIESWIADOMY, 2005).

Anselin (1995) considera que tanto o  $I$  de Moran, quanto o  $c$  de Geary por serem medidas de associação espacial global, não são capazes de revelar padrões de associação espacial local. Dessa forma, autocorrelação espacial local deve ser mensurada de outra forma.

#### **2.4.2. Autocorrelação Espacial Local**

A estatística global do  $I$  de Moran pode esconder padrões locais de autocorrelação espacial. É possível ocorrer três situações distintas. A primeira envolve a indicação de um  $I$  de Moran global insignificante, do ponto de vista estatístico; porém, podem existir

indicações de autocorrelação espacial local significativa, positiva ou negativa. A segunda situação implica uma indicação positiva do  $I$  de Moran global, que oculta autocorrelação espacial local negativa e significativa do ponto de vista estatístico. A terceira situação denota que a evidência de uma autocorrelação espacial global negativa pode acomodar indícios de autocorrelação espacial local positiva para certos grupos de dados. Em decorrência destes efeitos, é importante avaliar o padrão local da autocorrelação espacial, de modo a se obter um maior detalhamento do fenômeno em estudo (PEROBELLI *et al.*, 2007).

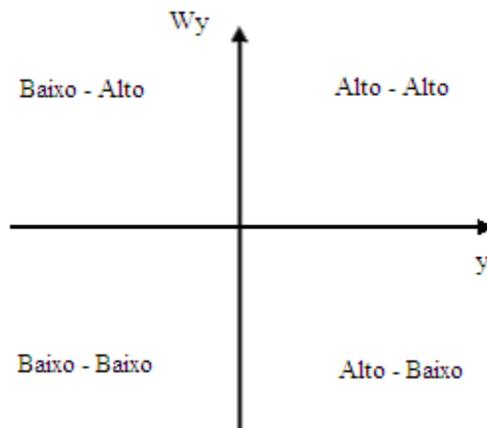
A fim de observar a existência de *clusters* espaciais locais de valores altos ou baixos e quais regiões que mais contribuem para a existência de autocorrelação espacial, deve-se implementar as medidas de autocorrelação espacial local, quais sejam: o diagrama de dispersão de Moran (*Moran Scatterplot*) e os Indicadores Locais de Associação Espacial – LISA (*Local Indicators of Spatial Association*).

### **2.4.3. Diagrama de Dispersão de Moran**

O diagrama de dispersão de Moran é uma das formas de interpretar a estatística  $I$  de Moran. Trata-se de uma representação do coeficiente de regressão linear, mediante um gráfico de duas variáveis  $z$  e  $Wz$ , na qual o coeficiente da inclinação da curva de regressão é dado pela estatística  $I$  de Moran. A inclinação da curva é obtida pela regressão de  $Wz$  contra  $z$  e esta inclinação fornece o grau de ajustamento (ALMEIDA, HADDAD & HEWINGS, 2005; ANSELIN, 1995; 1998; ANSELIN, SYABRI & SMIRNOV, 2003).

O diagrama de dispersão de Moran (figura 5) é dividido em quatro quadrantes que correspondem a quatro padrões de associação espacial local entre determinadas regiões e seus respectivos vizinhos.

**FIGURA 5. DIAGRAMA DE DISPERSÃO DE MORAN**



Fonte: Elaboração do autor.

O primeiro quadrante, conhecido como Alto-Alto (AA), localiza-se na parte superior direita e representa regiões que possuem valores acima da média para uma determinada variável cercada por regiões que também possuam valores acima da média para esta variável.

O segundo quadrante, denominado como Baixo-Alto (BA), localiza-se na parte superior esquerda e é constituído por regiões que apresentam baixos valores para a variável de interesse, rodeadas por regiões que possuem elevado valor para essa mesma variável.

O terceiro quadrante, classificado como Baixo-Baixo (BB), está localizado na parte inferior esquerda e indica regiões que possuem baixos valores para a variável em análise, circundadas por regiões de também baixo valor para a mesma variável.

O quarto e último quadrante, conhecido como Alto-Baixo (AB), encontra-se localizado na parte inferior direita e revela regiões que possuem valores acima da média para a variável de interesse, ladeadas por regiões que possuem valores abaixo da média para a mesma variável.

Como destacam Perobelli *et al.* (2007), as regiões que apresentam padrões de associação espacial positiva (AA) e (BB), formam *clusters* de valores similares, ao passo que regiões de padrões (BA) e (AB) apresentam associação espacial negativa.

#### 2.4.4. Indicadores Locais de Associação Espacial (LISA)

Os indicadores LISA fornecem o grau de autocorrelação espacial local. Conforme enfatiza Anselin (1995; 1999), para que isso ocorra é necessário que essa estatística satisfaça a dois critérios: a) esses indicadores devem possuir para cada observação uma indicação de *clusters* espaciais significantes de valores similares ao redor de cada observação, e b) o somatório dos indicadores LISA, em todas as regiões, deve ser proporcional ao indicador de autocorrelação espacial global. Dessa maneira, os indicadores LISA podem ser representados por intermédio da seguinte equação:

$$I_i = \frac{(y_i - \bar{y}) \sum_j w_{ij} (y_j - \bar{y})}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2 / n} \quad (10)$$

onde  $n$  é o número de regiões;  $y_i$  é a variável de interesse;  $\bar{y}$  é a média dessa variável;  $y_j$  é a variável de interesse nas regiões vizinhas a  $i$  e  $w_{ij}$  é o elemento da matriz de pesos espaciais.

De acordo com Anselin (1995), a estatística LISA é usada para testar a hipótese nula, ou seja, a ausência de associação espacial local. Assim, deve-se fazer uso de uma aleatorização condicional, que permita determinar pseudoníveis de significância.

Para a obtenção de uma distribuição empírica das estatísticas de teste, é necessário observar se o valor da variável de interesse está dentro ou fora da região crítica definida. Dessa maneira, se o valor calculado for superior em magnitude à esperança matemática do  $I$  de Moran, seus resultados serão estatisticamente significativos.

### 2.4.5. Matriz de Pesos Espaciais

É possível implementar uma AEDE através de uma matriz de contiguidade binária, como a Rainha (*Queen*), ou Torre (*Rook*). A matriz rainha considera como vizinhas localidades que possuam fronteira comum, além de nós (vértices), já a matriz torre por definição é mais simples, e considera como vizinhas somente localidades que possuam fronteira comum (ALMEIDA, PEROBELLI & FERREIRA, 2008).

Outra maneira de se expressar à estrutura de conectividade é por meio da distância geográfica. Uma alternativa nesses casos é utilizar uma matriz de peso espacial  $W$ , baseada nos  $k$  vizinhos mais próximos,  $w_{ij}(k)$ , que definiria a força da interação entre as regiões (PEROBELLI *et al.*, 2007).

Segundo Tyszler (2006) uma matriz de contiguidade não é, de forma geral, uma boa substituta para uma matriz de distância. A desvantagem da matriz binária de contiguidade reside no fato de que não é garantida uma conectividade balanceada, isto é, podem existir regiões com muitos vizinhos, ao passo que podem existir regiões com poucos vizinhos. Já a vantagem da matriz de distância geográfica repousa exatamente em combater o desequilíbrio da conectividade entre as unidades espaciais, garantindo que todas terão o mesmo número de vizinhos. Ademais, essa matriz confirma que não haverá “ilhas”, ou seja, regiões sem vizinhos.

A matriz de pesos espaciais  $W$  utilizada neste trabalho está baseada na idéia de  $k$  vizinhos mais próximos. Ela foi calculada utilizando-se o conceito de grande círculo entre os centros das regiões, ou seja, a menor distância entre dois pontos quaisquer na superfície de uma esfera. Uma vez que o formato da Terra se aproxima de uma esfera, esta é a medida mais comumente utilizada para aferir a menor distância entre duas localidades geográficas. A especificação da matriz  $W$  com base nos  $k$  vizinhos mais próximos é a seguinte:

$$\begin{cases} w_{ij}^*(k) = 0 & \text{se } i = j \\ w_{ij}^*(k) = 1 & \text{se } d_{ij} \leq D_i(k) \text{ e } w_{ij}(k) = \frac{w_{ij}^*(k)}{\sum_j w_{ij}^*(k)} \text{ para } k = 1, \dots, n \\ w_{ij}^*(k) = 0 & \text{se } d_{ij} > D_i(k) \end{cases} \quad (11)$$

em que  $d_{ij}$  é a distância, medida pelo grande círculo, entre os centros das regiões  $i$  e  $j$ ;  $D_i(k)$  é o valor crítico de corte, que define a distância máxima para considerar regiões vizinhas à região  $i$ . Essa distância crítica varia de região para região. Nesse sentido, duas regiões serão consideradas vizinhas, caso encontrem-se dentro de uma distância crítica necessária para que se tenha um número pré-determinado de vizinhos (BAUMONT, 2004; SOUZA & PEROBELLI, 2008).

Uma questão muito debatida na literatura é como se definir o número de  $k$  vizinhos a ser considerado em um determinado estudo (na verdade não existe um consenso). Com o intuito de tornar menos arbitrária essa definição, será adotado o critério proposto por Baumont (2004), que consiste em três passos:

- a) Processar o modelo econométrico proposto por mínimos quadrados ordinários (MQO);
- b) Testar os resíduos para a autocorrelação espacial por intermédio do valor da estatística  $I$  de Moran, usando  $L$  matrizes de  $k$  vizinhos mais próximos (variando  $L$  de  $k = 1$  a  $k = 20$ );
- c) Definir  $k$  que tenha gerado o maior valor do  $I$  de Moran, significativo estatisticamente.

A matriz de  $k$  vizinhos escolhida pelo procedimento de Baumont será utilizada não somente na análise exploratória de dados espaciais (AEDE), como nos modelos econométricos de convergência espacial, conforme serão explicados a seguir.

## **2.5. CONVERGÊNCIA ESPACIAL**

Ao se definir um modelo que possa captar de maneira adequada, por exemplo, questões inerentes a efeitos de transbordamento entre diferentes localidades em estudo, os efeitos espaciais devem ser explicitamente considerados em sua forma funcional. Nesse sentido, modelos tradicionais de regressão linear não levam em conta os efeitos espaciais de autocorrelação e heterogeneidade espacial. Desse modo, a estimação do modelo por

Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) forneceria estimativas inconsistentes e/ou ineficientes (ANSELIN, 1988; ANSELIN, 1995; ANSELIN & BERA, 1998).

Na grande maioria das aplicações do modelo de Baumol (1986) um pressuposto implícito é que o termo de erro, entre diferentes localidades, é tido como independente, segundo a equação (12). Em particular, a possibilidade de existência de *clusters* espaciais entre diferentes municípios pode resultar em um processo de dependência espacial, o que violaria esse pressuposto.

$$E[\varepsilon_i \varepsilon_i'] = \sigma_i^2 I \quad (12)$$

Autores como Florax, Folmer & Rey (2003) e Anselin (2005) sugerem o seguinte procedimento para a especificação de um modelo que leve em conta a presença de autocorrelação espacial:

- i) Estimar o modelo clássico de regressão linear por MQO;
- ii) Testar a hipótese de ausência de autocorrelação espacial devido a uma defasagem ou a um erro através do multiplicador de Lagrange para a defasagem espacial ( $ML_\rho$ ) e o multiplicador de Lagrange para o erro espacial ( $ML_\lambda$ );
- iii) Caso ambos os testes sejam não significativos, deve-se utilizar o modelo clássico; caso contrário, segue-se o próximo passo;
- iv) Se ambos os testes forem significativos, deve-se verificar as versões robustas de ambos, ou seja, o multiplicador de Lagrange robusto para a defasagem espacial ( $MLR_\rho$ ) e o multiplicador de Lagrange robusto para o erro espacial ( $MLR_\lambda$ ). Caso  $MLR_\rho > MLR_\lambda$  identifica-se o modelo de defasagem espacial como o mais apropriado. Caso contrário,  $MLR_\rho < MLR_\lambda$ , adota-se o modelo de erro espacial.

A estimação do modelo de  $\beta$  convergência absoluta por MQO busca somente identificar qual a melhor maneira de se estimar a equação abaixo:

$$\ln\left(\frac{Desm_{t+n}}{Desm_t}\right) = \alpha + \beta \ln(Desm_t) + u_i \quad (13)$$

em que  $\ln\left(\frac{Desm_{t+n}}{Desm_t}\right)$  é o logaritmo natural da razão entre a taxa de desmatamento entre o período final  $t+n$  e o período inicial  $t$  da análise;  $\beta \ln(Desm_t)$  é o logaritmo natural do desmatamento no período inicial e  $u_i$  é o termo de erro bem comportado com média zero e variância constante.

A seguir, são expostos os dois modelos de convergência que serão utilizados para analisar o processo de dependência espacial do desmatamento, tanto na Amazônia como um todo, quanto no estado de Mato Grosso, a saber: o modelo de erro espacial e o modelo de defasagem espacial. Cada um deles fornece um tipo diferente de arranjo entre as unidades regionais para explicar os efeitos espaciais que podem surgir dessa interação.

### 2.5.1. Modelo de Erro Espacial

A primeira modificação que a equação (13) pode sofrer refere-se ao seu termo de erro  $u_i$ , que pode seguir um processo auto-regressivo, como mostrado nas equações (14) e (15):

$$u_i = \lambda W u_i + \varepsilon_i \quad (14)$$

$$u_i = (I - \lambda W)^{-1} \varepsilon_i \quad (15)$$

onde  $\lambda$  representa o coeficiente escalar do erro espacial e o termo de erro  $\varepsilon_i$  possui distribuição normal com média zero e variância constante. Nesse caso o termo de erro original possui uma matriz de covariância não-esférica, como pode ser visualizado na equação (16) a seguir (TYSZLER, 2006):

$$E[u_i u_i'] = (I - \lambda W)^{-1} \sigma^2 I (I - \lambda W)^{-1} \quad (16)$$

A utilização de MQO na presença de erros não-esféricos geraria estimativas ineficientes, apesar de justas. Nesse aspecto o modelo de erro-espacial (SEM) deve ser estimado pelo método da máxima-verossimilhança (MV) ou pelo método generalizado dos momentos (GM) de Kelejian e Prucha (1999), como já foi afirmado anteriormente.

Ao se substituir à equação (15) em (13), tem-se a forma convencional do modelo de regressão do erro espacial:

$$\ln\left(\frac{Desm_{t+n}}{Desm_t}\right) = \alpha + \beta \ln(Desm_t) + (I - \lambda W)^{-1} \varepsilon_i \quad (17)$$

Segundo Rey e Montoury (1999), quando  $\lambda$  assume valor nulo não há autocorrelação espacial do erro. Contudo, quando  $\lambda \neq 0$ , um choque ocorrido em uma unidade geográfica se espalha não somente para seus vizinhos mais próximos, mas para todas as outras unidades. Desse modo, a dependência espacial pode ser decorrente de efeitos não modelados que não foram aleatoriamente distribuídos através do espaço.

### 2.5.2. Modelo de Defasagem Espacial

Esse modelo sugere que a autocorrelação espacial é fruto da interação atual entre as regiões. Nessa nova equação de  $\beta$  convergência, é introduzida como variável independente a defasagem espacial. O modelo da equação (18) é uma adaptação do modelo (SAR), para o caso da convergência espacial:

$$\ln\left(\frac{Desm_{t+n}}{Desm_t}\right) = \alpha + \beta \ln(Desm_t) + \rho W \ln\left(\frac{Desm_{t+n}}{Desm_t}\right) + \varepsilon_i \quad (18)$$

na qual  $\rho$  é o coeficiente da defasagem espacial, isto é, um escalar, onde caso  $\rho > 0$  indica ocorrência de autocorrelação espacial positiva. Já o novo elemento da forma funcional  $W \ln\left(\frac{Desm_{t+n}}{Desm_t}\right)$  é uma média dos valores da taxa de crescimento do desmatamento nas regiões vizinhas.

De acordo com Anselin (1988), ao não se considerar explicitamente a defasagem espacial neste modelo, ocorreria um problema da mesma magnitude da omissão de variável relevante, isto é, os coeficientes estimados por MQO das variáveis explicativas seriam tendenciosos. Para se evitar tal problema, métodos de estimação alternativos como o uso de variáveis instrumentais (VI) ou o método da máxima verossimilhança (MV) são recomendados.

### **3. BASE DE DADOS**

Este trabalho fez uso dos *softwares* GeoDa (*GEODATA ANALYSIS*) e SPACESTAT 1.91, além da base de dados do Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (INPE), referente ao desmatamento da Amazônia brasileira, consultados através do Programa de Cálculo do Desflorestamento na Amazônia (PRODES). Para a elaboração da dissertação, foram compilados dados sobre o desmatamento em 783 municípios da Amazônia, bem como em 139 municípios do estado de Mato Grosso durante o período de 2000 a 2008, além dos sub-períodos 2000-2003 e 2004-2008.

A utilização de dados recentes é fundamental em trabalhos que busquem estimar o processo de convergência, mitigando problemas metodológicos. Além disso, também é uma boa idéia estimar equações de convergência para sub-períodos da amostra, pois os resultados encontrados podem auxiliar no entendimento do processo de convergência para o período completo (DE LONG, 1988).

### 3.1. DADOS SOBRE A AMAZÔNIA LEGAL

O período de análise 2000-2008 pode ser considerado um verdadeiro marco tanto no avanço das discussões sobre o desmatamento, quanto na gestão de recursos ambientais. Foi a partir desse período que o governo federal brasileiro e os estados passaram a dar atenção formal à questão do meio ambiente, através da criação de uma conta referente às despesas ambientais em seus respectivos balanços financeiros.

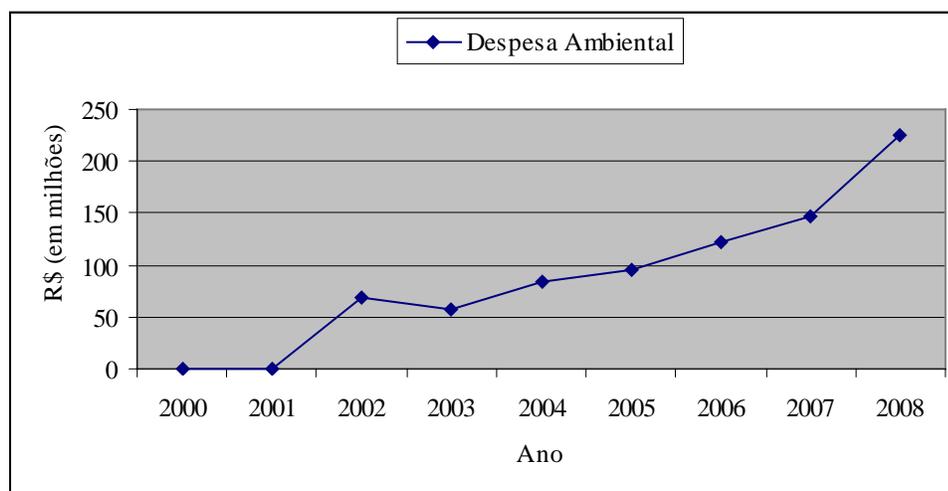
Barcellos & Carvalho (2009) confirmam essa visão ao afirmarem que a existência de recursos financeiros voltados para a gestão ambiental, configura um maior comprometimento da administração pública com a questão ambiental. Nesse mesmo sentido, de acordo com Young, Mac-Knight & Meireles (2009), deve-se esperar que distintos ambientes institucionais forneçam diferentes influências sobre o desmatamento na região amazônica, tendo em vista a relação negativa esperada entre desmatamento e gastos ambientais.

Neste aspecto, a Amazônia como um todo apresentou uma configuração bastante instável em sua despesa com gestão ambiental no período 2000-2003, graças à inclusão deste item no passivo financeiro de seus estados somente a partir de 2002, ou seja, nos anos de 2000 e 2001, essa rubrica não constava no balanço financeiro das unidades da federação brasileira. Já no período 2004-2008 as despesas com gestão ambiental se consolidaram e passaram a demonstrar uma tendência linear positiva, corroborando a necessidade de se dividir a estimativa da convergência em sub-períodos que abranjam tal medida de gestão ambiental.

A primeira estimativa testa se no período de 2000 a 2008 existe convergência das taxas de desmatamento entre os municípios da Amazônia. Essa análise é preponderante, pois engloba os dados mais recentes sobre o processo de desmatamento na referida região. A segunda estimativa de convergência aplica-se ao período de 2000 a 2003 e pode ser justificada pelo início da inclusão do gasto ambiental no passivo dos estados brasileiros. Por sua vez, a terceira estimativa de convergência engloba o período de 2004 a 2008, onde a despesa ambiental passa a se consolidar e apresenta uma tendência positiva de incremento

ao longo do tempo. O gráfico 1, a seguir, mostra o desempenho da despesa ambiental nos estados da Amazônia.

**GRÁFICO 1. DESPESA COM GESTÃO AMBIENTAL NA AMAZÔNIA LEGAL**



Fonte: Elaboração do autor com base em dados do Tesouro Nacional (2009).

Durante o período de 2000 a 2003 o gasto ambiental na Amazônia mostrou-se instável. Nos dois primeiros anos de análise, 2000 e 2001, essa despesa foi de zero, pois a mesma não constava no planejamento orçamentário dos estados brasileiros. A partir do ano de 2002 esse item passa a fazer parte da pauta das despesas estaduais, configurando um montante gasto de R\$ 68,5 milhões nos estados da Amazônia. No ano de 2003, essa mesma despesa apresentou um valor de R\$ 56,3 milhões na mesma região. Sinteticamente, esse período de aumento das preocupações ambientais na Amazônia pode ser configurado como de relativa inconsistência, dado o caráter ainda incipiente do planejamento governamental em meio ambiente.

No entanto, o período seguinte, de 2004 a 2008, mostra-se em estágio mais robusto, pois o gasto ambiental na região evoluiu continuamente, ou seja, de R\$ 83,8 milhões em 2004, para R\$ 96,3 milhões em 2005, R\$ 123,1 milhões em 2006, R\$ 146,9 milhões em 2007, e R\$ 225,7 milhões em 2008.

Assim, o processo de desmatamento na Amazônia deve ser verificado não somente no período de 2000 a 2008, mas também nos sub-períodos, de 2000 a 2003 e de 2004 a 2008. Espera-se que o aumento das despesas ambientais nos estados da Amazônia auxilie

na redução do desmatamento, conforme sugerem Barcellos & Carvalho (2009) e Young, Mac-Knight & Meireles (2009).

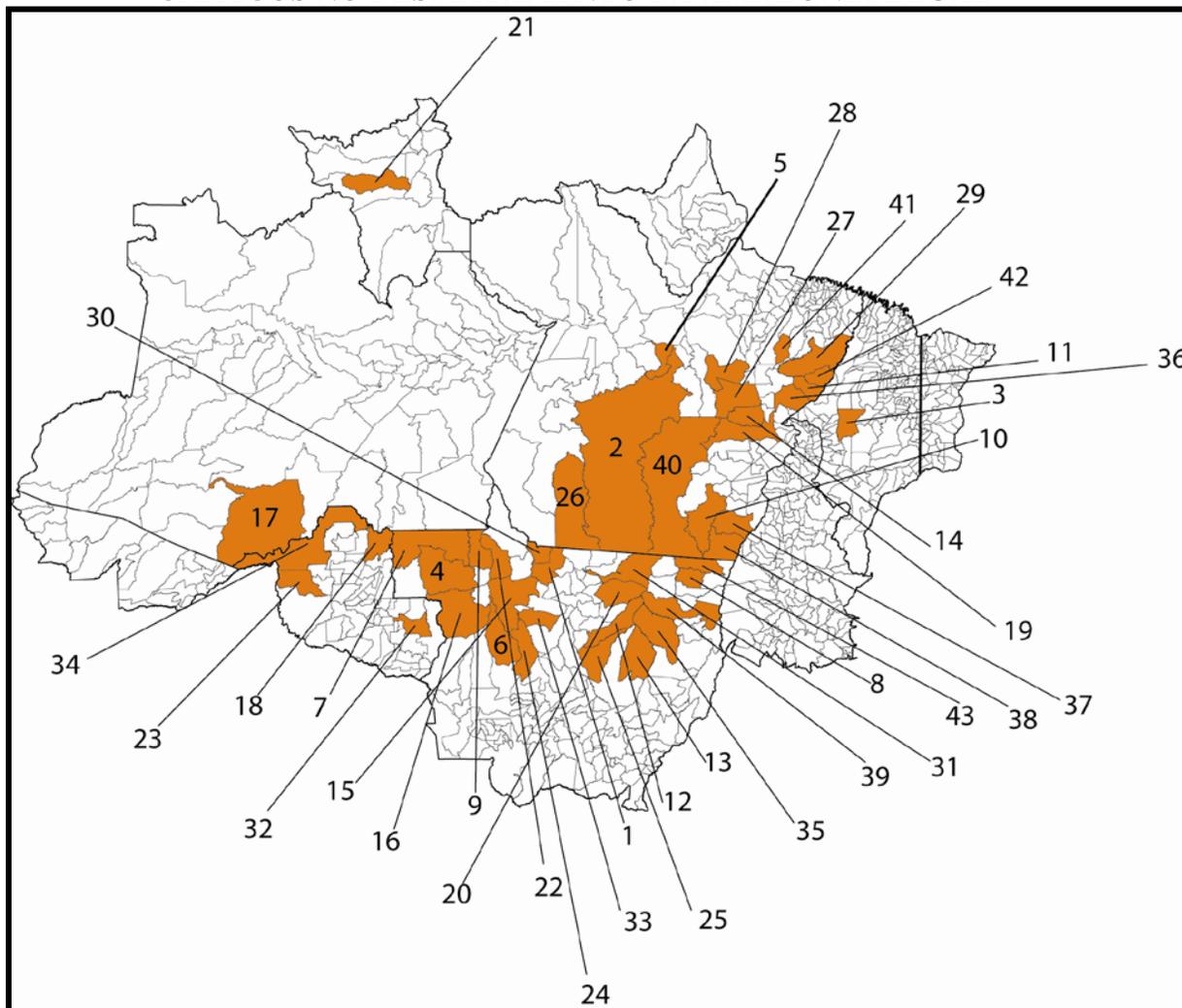
Um aspecto importante a ser abordado refere-se a uma lista elaborada pelo governo federal, contendo 43 municípios considerados críticos para o desmatamento da Amazônia Legal. O quadro 1 lista quais são estes municípios, enquanto o mapa 9 mostra a localização espacial dos mesmos.

**QUADRO 1. LISTA DO GOVERNO FEDERAL COM OS MUNICÍPIOS CONSIDERADOS CRÍTICOS NO DESMATAMENTO DA AMAZÔNIA LEGAL**

<b>Município</b>	
1-Alta Floresta (MT)	23-Nova Mamoré (RO)
2-Altamira (PA)	24-Nova Maringá (MT)
3-Amarante do Maranhão (MA)	25-Nova Ubiratã (MT)
4-Aripuanã (MT)	26-Novo Progresso (PA)
5-Brasil Novo (PA)	27-Novo Repartimento (PA)
6-Brasnorte (MT)	28-Pacajá (PA)
7-Colniza (MT)	29-Paragominas (PA)
8-Confresa (MT)	30-Paranaíta (MT)
9-Cotriguaçu (MT)	31-Peixoto de Azevedo (MT)
10-Cumaru do Norte (PA)	32-Pimenta Bueno (RO)
11-Dom Eliseu (PA)	33-Porto dos Gaúchos (MT)
12-Feliz Natal (MT)	34-Porto Velho (RO)
13-Gaúcha do Norte (MT)	35-Querência (MT)
14-Itupiranga (PA)	36-Rondon do Pará (PA)
15-Juara (MT)	37-Santa Maria das Barreiras (PA)
16-Juína (MT)	38-Santana do Araguaia (PA)
17-Lábrea (AM)	39-São Félix do Araguaia (MT)
18-Machadinho D'Oeste (RO)	40-São Félix do Xingu (PA)
19-Marabá (PA)	41-Tailândia (PA)
20-Marcelândia (MT)	42-Ulianópolis (PA)
21-Mucajá (RR)	43-Vila Rica (MT)
22-Nova Bandeirantes (MT)	

Fonte: MMA (2009).

### MAPA 9. LOCALIZAÇÃO ESPACIAL DOS MUNICÍPIOS CONSIDERADOS CRÍTICOS NO DESMATAMENTO DA AMAZÔNIA LEGAL



Fonte: Elaboração do autor.

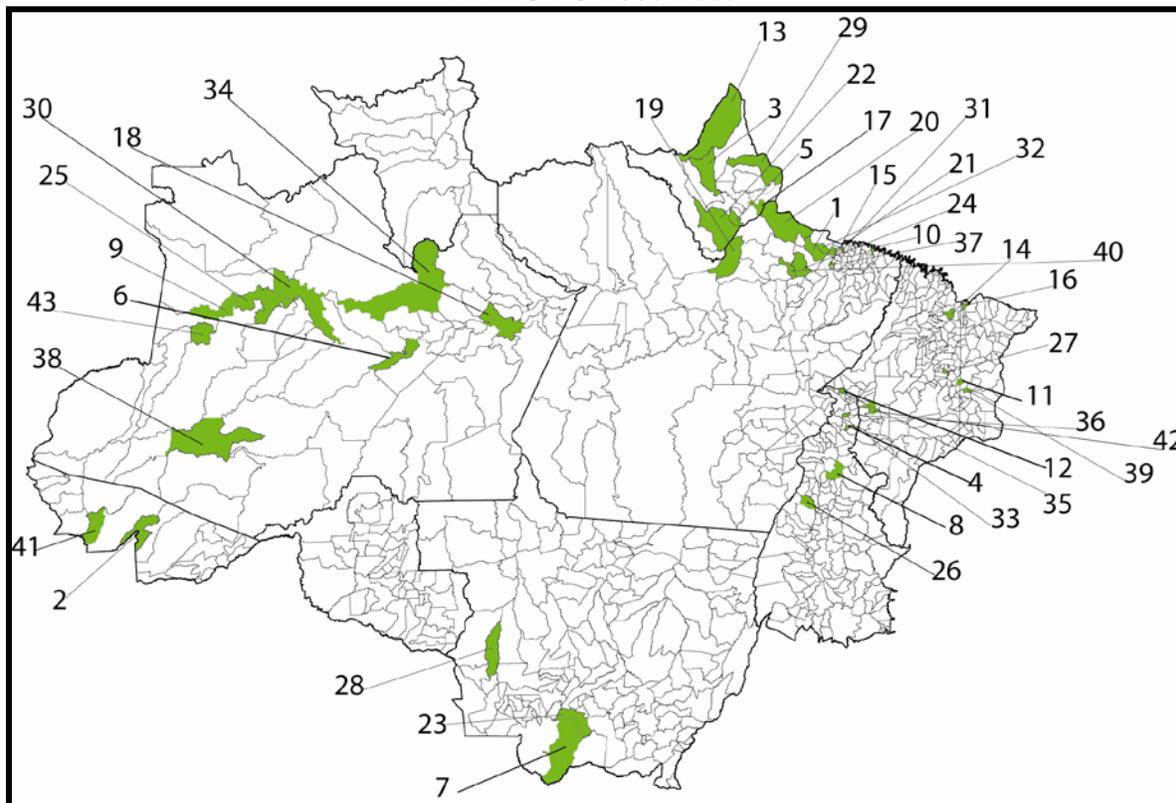
Entretanto, ao se calcular a dinâmica do crescimento das taxas de desmatamento nos municípios da Amazônia para o período de 2000-2008, encontra-se resultados destoantes dos da lista divulgada pelo governo federal, como pode ser visualizado no quadro 2 e No mapa 10.

**QUADRO 2. MUNICÍPIOS DA AMAZÔNIA LEGAL COM MAIOR VARIAÇÃO  
PERCENTUAL DE DESMATAMENTO DURANTE O PERÍODO 2000-2008**

<b>Município</b>	<b>Taxa de Desmatamento (%)</b>	<b>Município</b>	<b>Taxa de Desmatamento (%)</b>
1 - Cachoeira do Arari (PA)	23466.67	23 - Nossa Senhora do Livramento (MT)	527.77
2 - Santa Rosa do Purus (AC)	23133.33	24 - Muaná (PA)	516.24
3 - Serra do Navio (AP)	22800.00	25 - Fonte Boa (AM)	460.00
4 - Santa Terezinha do Tocantins (TO)	14200.00	26 - Goianorte (TO)	447.73
5 - Santana (AP)	14140.00	27 - Bernardo do Mearim (MA)	442.69
6 - Anori (AM)	12116.67	28 - Campos de Júlio (MT)	427.81
7 - Poconé (MT)	10814.28	29 - Amapá (AP)	417.28
8 - Palmeirante (TO)	9662.50	30 - Maraã (AM)	394.20
9 - Tonantins (AM)	4261.11	31 - São João da Ponta (PA)	339.91
10 - Quatipuru (PA)	3200.00	32 - Salvaterra (PA)	319.84
11 - Governador Archer (MA)	2409.37	33 - Aguiarnópolis (TO)	305.40
12 - Sampaio (TO)	2030.77	34 - Novo Airão (AM)	299.63
13 - Oiapoque (AP)	1985.00	35 - Carrasco Bonito (TO)	290.87
14 - Cajapió (MA)	1914.28	36 - Cachoeirinha (TO)	283.39
15 - Ananindeua (PA)	1535.85	37 - Benevides (PA)	267.95
16 - São José de Ribamar (MA)	1324.59	38 - Itamarati (AM)	264.89
17 - Itaubal (AP)	1303.22	39 - Senador Alexandre Costa (MA)	263.88
18 - Urucurituba (AM)	649.15	40 - São Sebastião da Boa Vista (PA)	260.19
19 - Gurupá (PA)	614.40	41 - Jordão (AC)	260.19
20 - Chaves (PA)	593.79	42 - Montes Altos (MA)	252.77
21 - Colares (PA)	590.00	43 - Amaturá (AM)	251.93
22 - Mazagão (AP)	529.33		

Fonte: Elaboração do autor com base em dados do PRODES (2009).

**MAPA 10. LOCALIZAÇÃO ESPACIAL DOS MUNICÍPIOS DA AMAZÔNIA COM MAIOR VARIAÇÃO PERCENTUAL DE DESMATAMENTO DURANTE O PERÍODO 2000-2008**



Fonte: Elaboração do autor com base em dados do PRODES (2009).

Ao se comparar a lista divulgada pelo governo federal, quadro 1, com o quadro 2, é possível constatar que nenhum município do último está entre os considerados prioritários pelo governo federal no combate ao desmatamento. Em outras palavras, o governo usa um conceito de estoque ao elaborar uma lista com os municípios prioritários no combate ao desmatamento, ao passo que o quadro 2 utiliza a taxa referente ao período 2000-2008.

O governo federal, ao considerar o desmatamento acumulado na região amazônica, consegue mensurar quais municípios perderam maior cobertura vegetal em termos absolutos, isto é, as maiores áreas em quilômetros quadrados. Sob outro enfoque, ao se levar em conta o conceito de taxa de desmatamento que ocorre em um determinado período, é possível saber quais municípios estão apresentando as maiores perdas florestais recentes, em termos de sua área. Por exemplo, no quadro 2, o município de Cachoeira do Arari (PA), com uma área de 3114 km<sup>2</sup> expandiu sua taxa de desmatamento em quase 23.500%, no período 2000-2008. Por outro lado, o município de Amatura (AM), com uma

área de 4904 km<sup>2</sup> ampliou sua taxa de desmatamento em aproximadamente 252% no mesmo período.

Em outras palavras, a grande vantagem de se adotar um conceito de fluxo para um determinado período recente é poder saber quais municípios estão revelando elevadas taxas de desmatamento em relação a sua área total, independente do tamanho da sua área. Esse tipo de análise mostra quais realmente são as localidades que estão sofrendo uma intensa degradação recente, e que devem receber algum tipo de proteção estatal e/ou privada para mitigar esse processo de modo efetivo.

Nesse aspecto, como o estado de Mato Grosso é o campeão do desmatamento acumulado na Amazônia, deve-se também investigar não só o desempenho da despesa ambiental nesse estado, como seu perfil de desmatamento acumulado e em termos de fluxo, como será visto a seguir.

### **3.2. DADOS SOBRE MATO GROSSO**

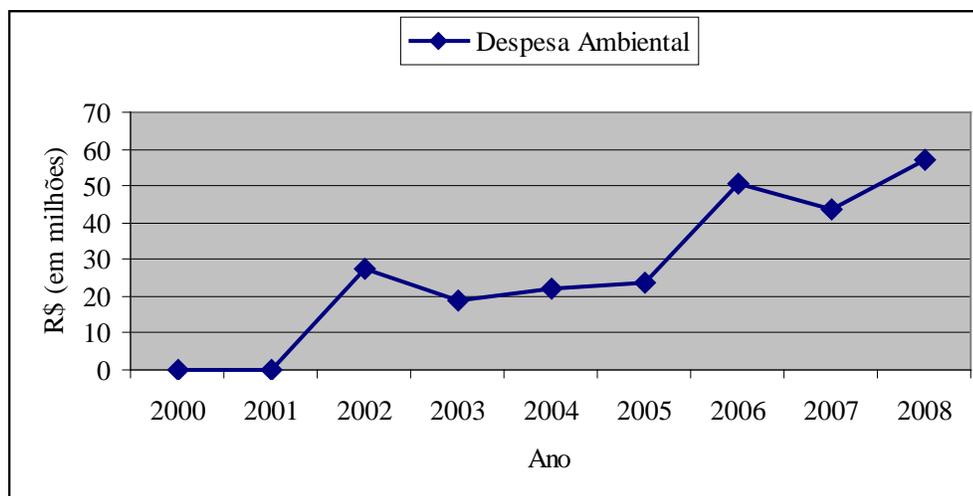
Como forma de deixar o estudo homogêneo foram realizadas as mesmas análises anteriores, só que dessa vez, aplicadas ao estado de Mato Grosso. De início investigou-se o desempenho das despesas com gestão do meio ambiente neste estado para o período 2000-2008 e para os sub-períodos 2000-2003 e 2004-2008.

O estado de Mato Grosso apresentou uma configuração bastante instável em sua despesa com gestão ambiental no período 2000-2003, graças à inclusão deste item em seu passivo financeiro somente a partir de 2002. Isto é, nos anos de 2000 e 2001, essa rubrica não constava no balanço financeiro deste estado. Já no período 2004-2008 as despesas com gestão ambiental se consolidaram e passaram de demonstrar uma tendência positiva.

A primeira estimativa testa se no período de 2000 a 2008 existe convergência das taxas de desmatamento entre os municípios do estado de Mato Grosso. Essa análise é preponderante, pois engloba os dados mais recentes sobre o processo de desmatamento no estado. A segunda estimativa de convergência aplica-se ao sub-período de 2000 a 2003 e pode ser justificada pelo início da inclusão do gasto ambiental no passivo estadual mato-

grossense. Por sua vez, a terceira estimativa de convergência engloba o sub-período de 2004 a 2008, onde a despesa ambiental estadual passa a sofrer um processo de consolidação e apresenta uma tendência positiva de incremento ao longo do tempo. O gráfico 2 mostra o desempenho da despesa ambiental no estado de Mato Grosso.

**GRÁFICO 2. DESPESA COM GESTÃO AMBIENTAL NO ESTADO DE MATO GROSSO**



Fonte: Elaboração do autor com base em dados do Tesouro Nacional (2009).

Durante o sub-período de 2000 a 2003 o gasto ambiental do estado de Mato Grosso mostrou-se instável. Nos dois primeiros anos de análise, 2000 e 2001, essa despesa foi de zero, pois a mesma não constava no planejamento orçamentário dos estados brasileiros. A partir do ano de 2002 esse item passa a fazer parte da pauta das despesas estaduais, configurando um montante gasto de R\$ 27,3 milhões em Mato Grosso. No ano de 2003 essa mesma despesa apresentou um valor de R\$ 18,9 milhões. Resumidamente, nesse período o aumento das preocupações ambientais no estado de Mato Grosso pode ser configurado como de relativa inconsistência, dado o caráter ainda bastante incipiente do planejamento estadual em meio ambiente.

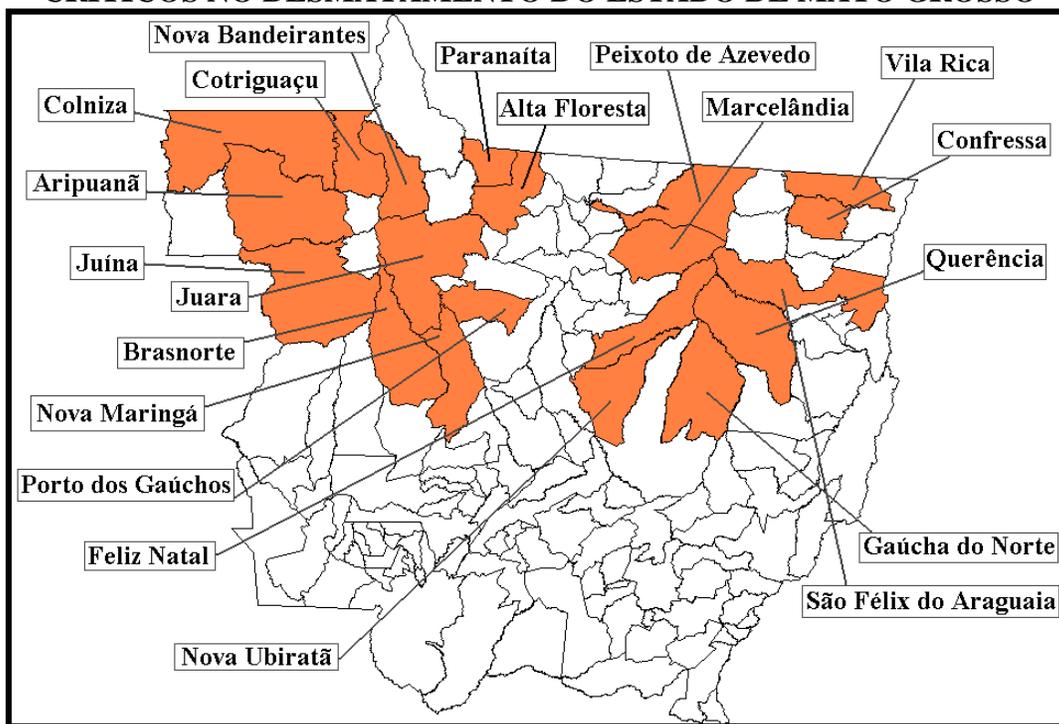
No entanto, o sub-período seguinte, de 2004 a 2008, mostra-se mais robusto, pois o gasto ambiental no estado evolui continuamente de 2004 a 2006, ou seja, de R\$ 22,2 milhões para R\$ 50,5 milhões. No ano de 2007 essa despesa sofre redução para R\$ 43,4 milhões, mas em 2008 o volume do gasto com gestão ambiental volta a se recuperar, expandindo-se para R\$ 57,2 milhões.

Dessa forma, o processo de desmatamento em Mato Grosso deve ser verificado não somente no período de 2000 a 2008, mas também nos sub-períodos, de 2000 a 2003 e de 2004 a 2008. Essa medida mostra-se relevante, tendo em vista as divergências estruturais na despesa ambiental deste estado. No mais, a quebra-estrutural em modelos econômicos é recomendada por De Long (1988) e Young, Mac-Knight & Meireles (2009).

Entretanto, ao se estudar a configuração do desmatamento em âmbito regional, é importante saber quais são as regiões que mais influem nesse processo. Segundo o estudo de Alencar *et al.* (2004), os principais focos do desmatamento em Mato Grosso localizam-se concentrados, principalmente, ao longo das rodovias Cuiabá-Santarém (BR-163) e (BR-158), nas regiões centro-norte e nordeste. Na rodovia Cuiabá-Santarém o principal foco de desmatamento ocorre na região de Sinop, onde a expansão da cultura de grãos e da atividade pecuária está motivando a derrubada de florestas. Os municípios de Novo Mundo e Guarantã do Norte também apresentaram desmatamento intenso recente, mas com esse processo sendo explicado pelo estabelecimento de projetos de assentamento e de colonização na região.

Por outro lado, da lista divulgada pelo governo federal contendo os 43 municípios considerados críticos para o desmatamento da Amazônia Legal (quadro 1), 20 estão localizados no estado de Mato Grosso (mapa 11), ou seja, quase 50%, o que explica a forte preocupação do governo federal com o desmatamento desse estado.

### MAPA 11. LOCALIZAÇÃO ESPACIAL DOS MUNICÍPIOS CONSIDERADOS CRÍTICOS NO DESMATAMENTO DO ESTADO DE MATO GROSSO



Fonte: Elaboração do autor.

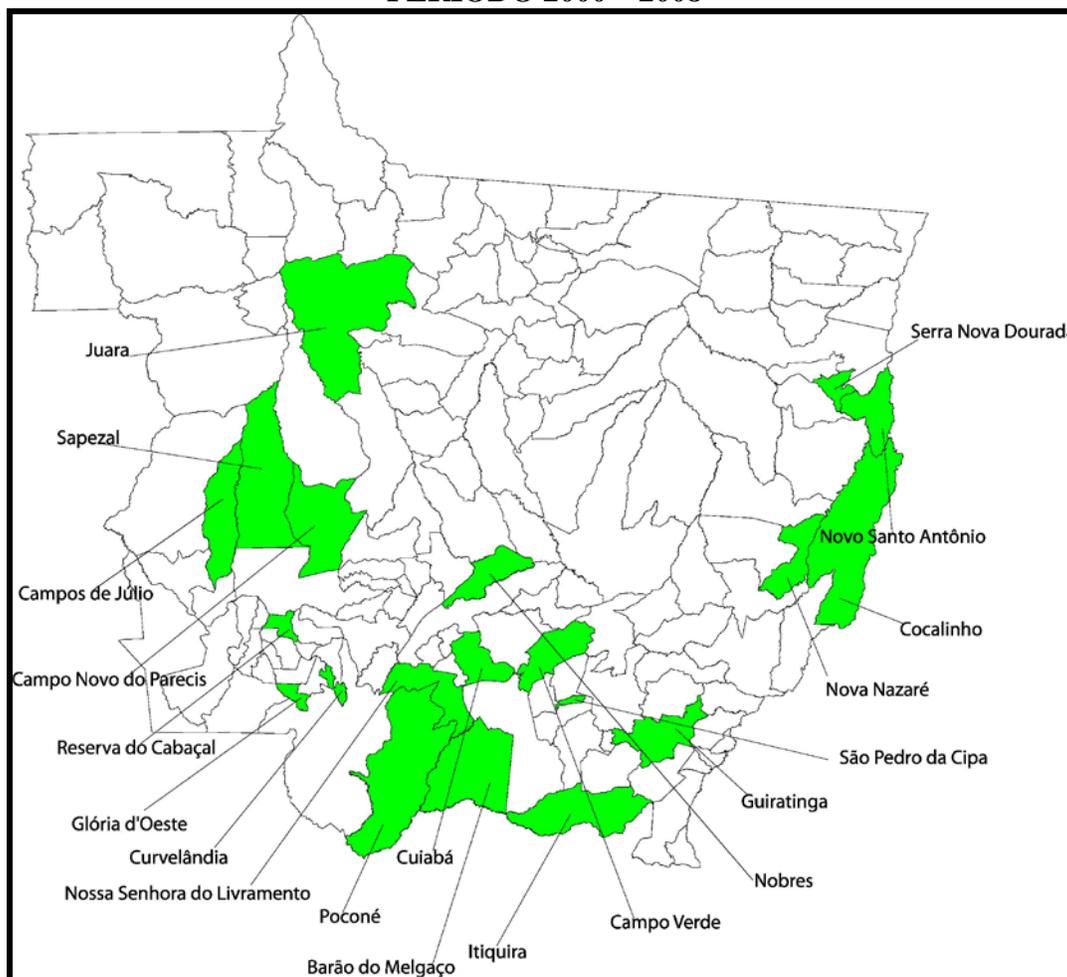
No entanto, a dinâmica do crescimento das taxas de desmatamento em Mato Grosso, no período 2000-2008, apresentou resultados distintos da lista divulgada pelo governo federal, como pode ser visualizado no quadro 3 e no mapa 12.

**QUADRO 3. MUNICÍPIOS DE MATO GROSSO COM MAIOR VARIAÇÃO PERCENTUAL DE DESMATAMENTO DURANTE O PERÍODO 2000 – 2008**

<b>Município</b>	<b>Taxa de Desmatamento (%)</b>
Poconé	10814,28
Nossa Senhora do Livramento	527,78
Campos de Júlio	427,81
Itiquira	167,88
Sapezal	152,78
Guiratinga	142,51
Cuiabá	139,12
Novo Santo Antônio	132,21
Nova Nazaré	110,56
Campo Novo do Parecis	106,87
Campo Verde	99,27
Cocalinho	79,24
Reserva do Cabaçal	77,64
São Pedro da Cipa	76,95
Glória d'Oeste	75,5
Serra Nova Dourada	74,75
Curvelândia	69,5
Juara	55,52
Barão do Melgaço	53,13
Nobres	50,48

Fonte: Elaboração do autor com base em dados do PRODES (2009).

**MAPA 12. LOCALIZAÇÃO ESPACIAL DOS MUNICÍPIOS DE MATO GROSSO COM MAIOR VARIAÇÃO PERCENTUAL DE DESMATAMENTO DURANTE O PERÍODO 2000 – 2008**



Fonte: Elaboração do autor com base em dados do PRODES (2009).

O quadro 3 e mapa 12 foram construídos com os 20 municípios que apresentaram as maiores taxas de crescimento do desmatamento no período 2000-2008. Destarte, é possível verificar se os 20 municípios que possuíam as maiores taxas de desmatamento no estado de Mato Grosso, no referido período, são os mesmos considerados prioritários no combate ao desmatamento segundo o governo federal.

Analisando o quadro 3 e a lista divulgada pelo governo federal (quadro 1), é possível constatar que somente um município do quadro 3 está entre os considerados prioritários pelo governo, ou seja, o município de Juara com um crescimento da ordem de 55,52% na área desmatada, no referido período.

Assim como na análise para a Amazônia como um todo, é possível perceber que o conceito de estoque de desmatamento adotado pelo governo federal, quadro 1, gera resultados destoantes do conceito de fluxo do quadro 3, para o período 2000-2008. Contudo, nem a lista elaborada pelo governo federal, nem os quadros de crescimento para as taxas de desmatamento em Mato Grosso e na Amazônia como um todo incorporam a questão dos efeitos espaciais no processo de desmatamento dos municípios destas localidades. O presente trabalho vem exatamente suprir essa lacuna, incorporando explicitamente os efeitos do espaço na dinâmica do desmatamento, conforme será visto na próxima seção, através dos resultados fornecidos pela Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE).

## **4. RESULTADOS PARA A AMAZÔNIA LEGAL**

### **4.1. RESULTADOS DA (AEDE) PARA A AMAZÔNIA LEGAL**

A utilização de uma análise exploratória de dados espaciais é recomendada em estudos que façam uso de dados georreferenciados, pois os métodos convencionais, como inspeção visual de mapas, não são as formas mais adequadas de lidar com esses tipos de dados, tendo em vista que não são confiáveis para detectar agrupamentos e padrões espaciais significativos.

Para se verificar a dinâmica do processo de desmatamento entre os distintos municípios da Amazônia é importante se incorporar os efeitos do espaço entre as diferentes localidades, demonstrando o impacto multidirecional entre ambas. O ferramental da AEDE realiza essa função, primeiramente através das estatísticas de autocorrelação espacial global, representadas pelo  $I$  de Moran e o  $c$  de Geary, e depois, através das estatísticas de autocorrelação espacial local, isto é, o diagrama de dispersão de Moran e os indicadores LISA.

#### 4.1.1. Autocorrelação Espacial Global

Inicialmente, antes de se elaborar qualquer estatística espacial, é importante adotar algum procedimento para se definir o arranjo espacial entre as unidades em estudo. A construção de uma matriz de pesos espaciais realiza essa função. Existem vários tipos de matrizes espaciais, com cada uma adotando um critério de vizinhança entre as distintas localidades. Este trabalho utilizou o procedimento de Baumont (2004) na escolha da matriz de pesos espaciais. Por esse critério, deve-se selecionar a matriz de  $k$  vizinhos que apresente o maior valor para a estatística  $I$  de Moran Global, com  $k$  variando entre 1 e 20.

Dessa forma, seguindo esse procedimento, estimou-se o  $I$  de Moran Global para cada valor de  $k$  proposto, conforme a tabela 3.

**TABELA 3. ESTATÍSTICA  $I$  DE MORAN GLOBAL PARA A TAXA DE DESMATAMENTO NA AMAZÔNIA LEGAL DURANTE O PERÍODO 2000 – 2008**

<b>Matriz</b>	<b><math>I</math> de Moran</b>	<b>Média</b>	<b>Desvio – Padrão</b>	<b><math>z</math> - valor</b>	<b><math>p</math> - valor</b>
k = 1	0,5180	-0,001	0,0313	15,9745	0,0000
k = 2	0,5207	-0,001	0,0330	15,8116	0,0000
k = 3	0,4512	-0,001	0,0274	16,4986	0,0000
k = 4	0,3855	-0,001	0,0239	16,1275	0,0000
k = 5	0,3693	-0,001	0,0215	17,2237	0,0000
k = 6	0,3441	-0,001	0,0197	17,5306	0,0000
k = 7	0,3142	-0,001	0,0182	17,2767	0,0000
k = 8	0,2846	-0,001	0,0171	16,8115	0,0000
k = 9	0,2753	-0,001	0,0161	17,1584	0,0000
k = 10	0,2727	-0,001	0,0153	17,8889	0,0000
k = 11	0,2721	-0,001	0,0146	18,7098	0,0000
k = 12	0,2622	-0,001	0,0140	18,7679	0,0000
k = 13	0,2601	-0,001	0,0135	19,3717	0,0000
k = 14	0,2537	-0,001	0,0130	19,6003	0,0000
k = 15	0,2397	-0,001	0,0125	19,1921	0,0000
k = 16	0,2339	-0,001	0,0121	19,3937	0,0000
k = 17	0,2265	-0,001	0,0117	19,3954	0,0000
k = 18	0,2211	-0,001	0,0114	19,4859	0,0000
k = 19	0,2206	-0,001	0,0111	19,9681	0,0000
k = 20	0,2224	-0,001	0,0108	20,6836	0,0000

Fonte: Elaboração do autor com base no programa SpaceStat e dados do PRODES (2009).

Essa tabela mostra que cada uma das 20 matrizes elaboradas possui um  $I$  de Moran positivo e significativo, indicando que existe autocorrelação espacial positiva. Esta pode ser compreendida como um tipo de autocorrelação que revela municípios com elevadas taxas de desmatamento sendo vizinhos de municípios com elevados valores para esta mesma variável ou, de forma oposta, municípios com baixas taxas de desmatamento como vizinhos de municípios com baixos valores para essa mesma taxa.

Segundo o procedimento de Baumont (2004), a matriz  $k = 2$  apresenta o maior valor para a estatística  $I$  de Moran (0,5207). Nesse aspecto, toma-se essa matriz como a que melhor representa o processo de autocorrelação espacial do desmatamento entre os municípios da Amazônia. Apesar de todas as matrizes de pesos espaciais revelarem valores positivos e significativos para o  $I$  de Moran, escolheu-se a matriz  $k = 2$ , por esta possuir maior “força” no processo de autocorrelação espacial.

Para avaliar a qualidade da matriz de  $k = 2$  vizinhos mais próximos escolhida, buscou-se adaptar a idéia de Baumont (2004) para o  $c$  de Geary, que é uma outra medida de autocorrelação espacial global. Os resultados encontram-se na tabela 4.

**TABELA 4. ESTATÍSTICA  $c$  DE GEARY GLOBAL PARA A TAXA DE DESMATAMENTO NA AMAZÔNIA LEGAL DURANTE O PERÍODO 2000 – 2008**

<b>Matriz</b>	<b><math>c</math> de Geary</b>	<b>Média</b>	<b>Desvio - Padrão</b>	<b><math>z</math> - valor</b>	<b><math>p</math> -valor</b>
k = 1	0,5359	1,000	0,0345	-12,7769	0,0000
k = 2	0,5268	1,000	0,0366	-12,9075	0,0000
k = 3	0,6233	1,000	0,0305	-12,3281	0,0000
k = 4	0,7046	1,000	0,0269	-10,9435	0,0000
k = 5	0,6859	1,000	0,0242	-12,9539	0,0000
k = 6	0,7056	1,000	0,0225	-13,0853	0,0000
k = 7	0,7384	1,000	0,0211	-12,4154	0,0000
k = 8	0,7794	1,000	0,0198	-11,1272	0,0000
k = 9	0,8256	1,000	0,0188	-9,2615	0,0000
k = 10	0,8337	1,000	0,0181	-9,1815	0,0000
k = 11	0,8374	1,000	0,0173	-9,3908	0,0000
k = 12	0,8432	1,000	0,0167	-9,3907	0,0000
k = 13	0,8456	1,000	0,0162	-9,5376	0,0000
k = 14	0,8490	1,000	0,0157	-9,6020	0,0000
k = 15	0,8755	1,000	0,0154	-8,0686	0,0000
k = 16	0,8756	1,000	0,0152	-8,1552	0,0000
k = 17	0,8685	1,000	0,0149	-8,7646	0,0000
k = 18	0,8674	1,000	0,0148	-8,9480	0,0000
k = 19	0,8673	1,000	0,0146	-9,0526	0,0000
k = 20	0,8659	1,000	0,0145	-9,2515	0,0000

Fonte: Elaboração do autor com base no programa SpaceStat e dados do PRODES (2009).

Como foi explicado na seção referente à metodologia, o  $c$  de Geary é uma medida de autocorrelação espacial diferente do  $I$  de Moran, seu valor varia entre zero e dois e sua média teórica é de um. Valores entre zero e um indicam autocorrelação espacial positiva, por sua vez, quanto mais próximos de zero estiverem esses valores, maior será a força da autocorrelação espacial positiva.

Segundo a tabela 4, todas as vinte matrizes elaboradas possuem valores significativos para a estatística  $c$  de Geary, corroborando a existência da autocorrelação espacial positiva. Além disso, a matriz  $k = 2$  é a que possui o menor valor para o  $c$  de Geary (0,5268), mostrando que esta é a matriz mais indicada para o processo de autocorrelação espacial.

É importante sublinhar que tanto o  $I$  de Moran, quanto o  $c$  de Geary mostram a matriz  $k = 2$  como a que melhor representa o processo de autocorrelação espacial do

desmatamento entre os municípios da Amazônia. Tais resultados somente confirmam a robustez dessa matriz.

Também se deve destacar que todas as outras matrizes de pesos espaciais são relevantes do ponto de vista estatístico, conforme indica o  $p$ -valor. Isto é, qualquer uma das 20 matrizes indica o processo de autocorrelação espacial positiva como sendo relevante. A escolha de  $k = 2$  deu-se por esta matriz apresentar a maior autocorrelação espacial positiva.

Contudo, tanto o  $I$  de Moran Global quanto o  $c$  de Geary Global apresentam somente uma tendência geral de ordenação dos dados espaciais sobre o desmatamento na Amazônia, podendo esconder agrupamentos locais significativos. Para solucionar esse tipo de problema, utiliza-se o diagrama de dispersão de Moran e os indicadores LISA, como será mostrado a seguir.

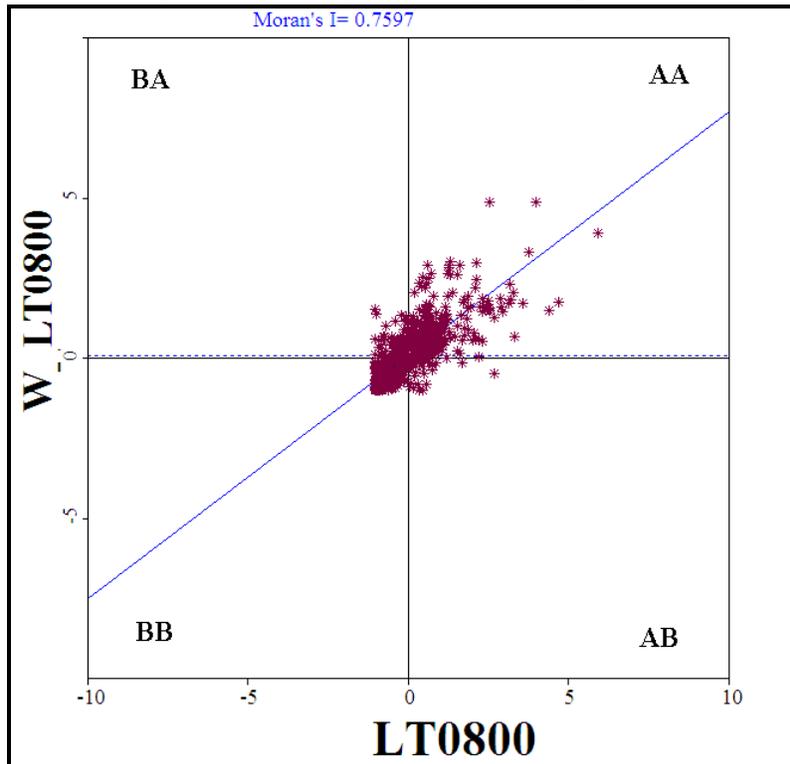
#### **4.1.2. Diagrama de Dispersão de Moran**

O diagrama de dispersão de Moran é uma das formas de interpretar a estatística  $I$  de Moran. Trata-se de uma representação do coeficiente de regressão e permite visualizar a correlação linear entre a variável de interesse e a sua defasagem espacial. A regressão é especificada pela inclinação do coeficiente  $I$  de Moran, sendo que essa inclinação indica o grau de ajustamento (ANSELIN, 1996).

Nesse aspecto, o diagrama de dispersão de Moran é dividido em quatro quadrantes, Alto-Alto (AA), Baixo-Baixo (BB), Baixo-Alto (BA), Alto-Baixo (AB) que correspondem a quatro padrões de associação espacial local entre as regiões e seus vizinhos. As regiões localizadas nos quadrantes AA e BB apresentam autocorrelação espacial positiva, já as regiões presentes nos quadrantes AB e BA apresentam autocorrelação espacial negativa.

Dessa forma, foi elaborado o diagrama de dispersão de Moran para o logaritmo da taxa de desmatamento durante o período 2000-2008 (figura 6).

**FIGURA 6. DIAGRAMA DE DISPERSÃO DE MORAN PARA A TAXA DE DESMATAMENTO NA AMAZÔNIA LEGAL NO PERÍODO 2000 – 2008**



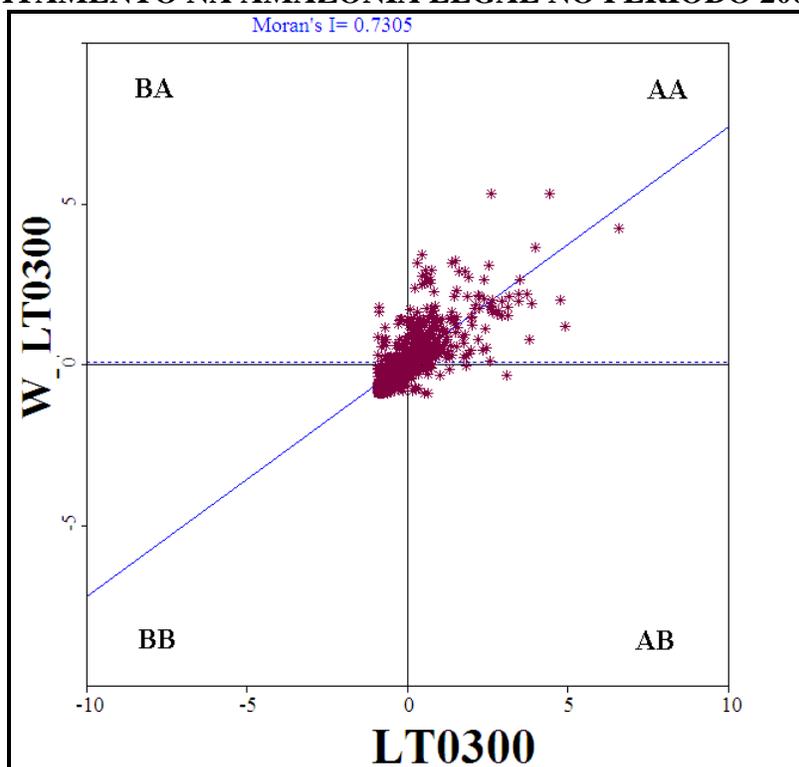
Fonte: Elaboração do autor com base no programa Geoda e dados do PRODES (2009).

Intuitivamente o padrão AA indica que municípios com elevados valores para a taxa de desmatamento são vizinhos de municípios com altos valores para essa mesma variável. O padrão BA mostra municípios com reduzidas taxas de desmatamento tendo como vizinhos municípios com elevados valores para esta taxa. Já o padrão BB revela municípios com baixas taxas de desmatamento, tendo como vizinhos municípios que também possuem baixos valores para essa variável. Por fim, o padrão AB indica municípios com altos valores para a taxa de desmatamento sendo vizinhos de municípios com baixos valores para essa mesma variável.

Durante o período 2000-2008, constata-se que 87% dos municípios da Amazônia estão localizados em quadrantes de valores similares, isto é, AA e BB (43% no quadrante AA e 44% no quadrante BB). Os demais municípios, os 13% restantes, são consideradas localidades atípicas, tendo em vista que apresentam padrões distintos do geral (6% no quadrante AB e 7% no quadrante BA).

A inclinação positiva da reta de regressão é outra característica que corrobora a existência de autocorrelação positiva no processo de desmatamento entre os municípios da Amazônia. No entanto, como forma de melhor avaliar esse processo, também se construiu os diagramas de dispersão de Moran para os sub-períodos 2000-2003 e 2004-2008. A figura 7, mostra o diagrama de dispersão de Moran para o sub-período 2000-2003.

**FIGURA 7. DIAGRAMA DE DISPERSÃO DE MORAN PARA A TAXA DE DESMATAMENTO NA AMAZÔNIA LEGAL NO PERÍODO 2000 – 2003**



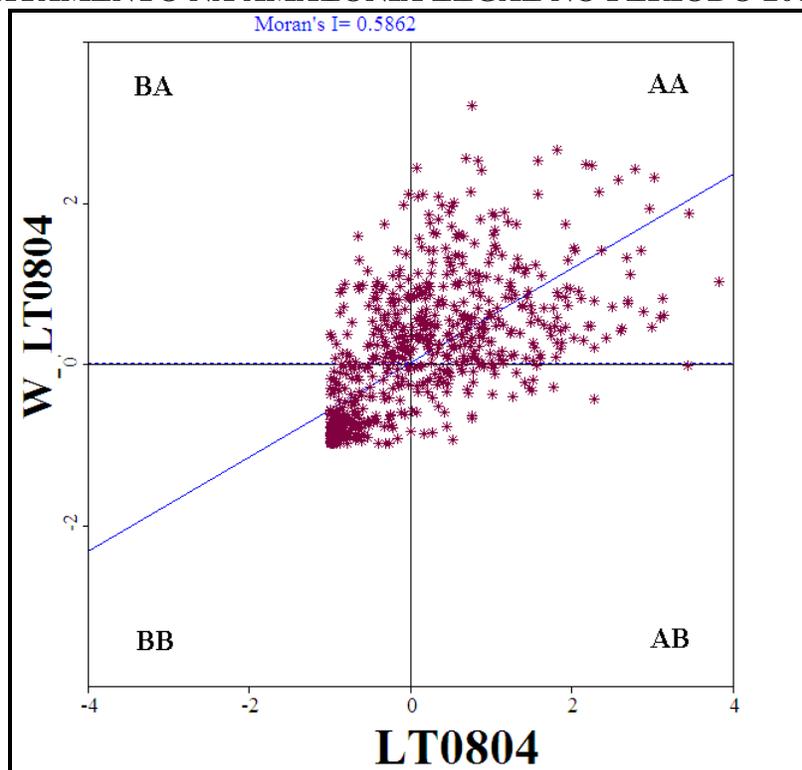
Fonte: Elaboração do autor com base no programa Geoda e dados do PRODES (2009).

O processo de autocorrelação positiva mostra-se dominante para o sub-período 2000-2003. A inclinação da reta de regressão é positiva e 85% dos municípios da Amazônia estão localizados em padrões de valores similares (37% no quadrante AA e 48% no quadrante BB). Os demais municípios, os 15% restantes, apresentam observações destoantes da média (7% no quadrante AB e 8% no quadrante BA).

Também, deve-se destacar que a intensidade da autocorrelação espacial positiva para o sub-período 2000-2003, pouco difere do período 2000-2008. Contudo, o número de municípios do padrão BB mostra-se superior no primeiro. Por sua vez, a elaboração do

diagrama de dispersão de Moran para o sub-período 2004-2008 é revelada a seguir, figura 8.

**FIGURA 8. DIAGRAMA DE DISPERSÃO DE MORAN PARA A TAXA DE DESMATAMENTO NA AMAZÔNIA LEGAL NO PERÍODO 2004 – 2008**



Fonte: Elaboração do autor com base no programa Geoda e dados do PRODES (2009).

É possível verificar que mais uma vez, o processo de autocorrelação espacial positiva mostra-se consistente. A reta de regressão é positiva e 79% dos municípios da Amazônia apresentam valores similares para o processo de desmatamento (36% no quadrante AA e 43% no quadrante BB). Os municípios restantes, 13%, possuem valores atípicos (8% no quadrante AB e 6% no quadrante BA).

Comparando os resultados desse sub-período com o período completo 2000-2008 e com o sub-período 2000-2003, percebe-se que a força da autocorrelação espacial positiva sofre redução. De outra forma, pode-se dizer que o número de municípios com observações destoantes da média elevou-se, em detrimento ao padrão convencional. No entanto, o processo de autocorrelação espacial ainda mostra-se extremamente significativo.

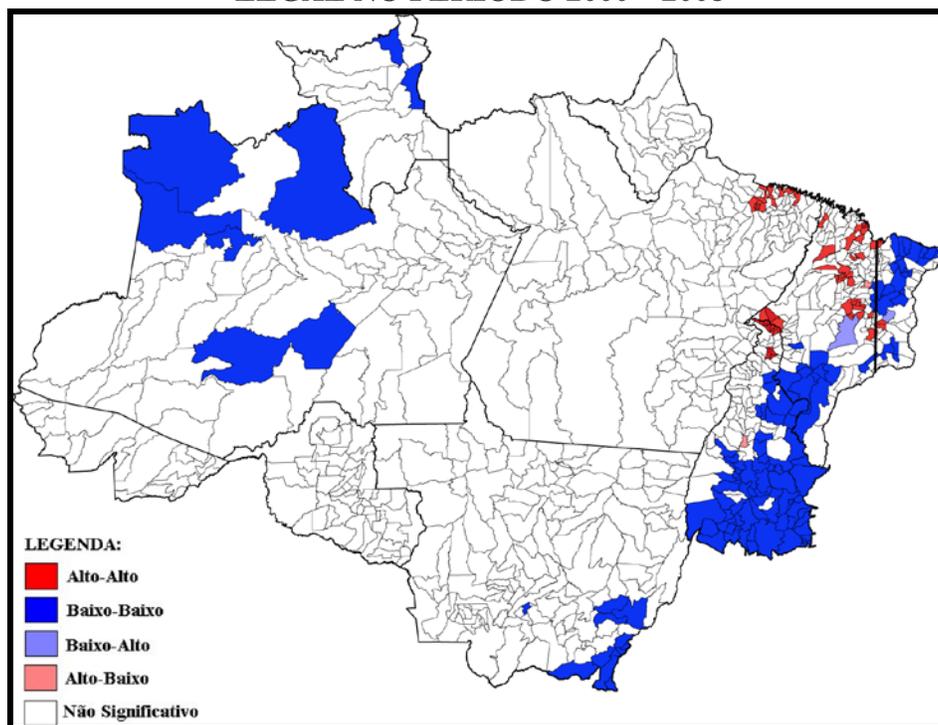
Nesse sentido, uma forma de refinar as análises anteriores é utilizar os indicadores LISA. Estes, através de mapas didáticos, mostram indicações locais de *clusters* com valores significativos, bem como a possível presença de alguns *outliers* espaciais.

#### 4.1.3. Indicadores Locais de Associação Espacial – LISA

O diagrama de dispersão de Moran consegue mostrar uma tendência de ordenação local dos dados, sem, no entanto, fornecer quaisquer indicações de *clusters* significativos. Para tanto existem os indicadores LISA que, através do cálculo do *I* de Moran local, conseguem exprimir através de mapas os resultados locais relevantes.

Quatro tipos de padrões espaciais locais podem surgir: Alto-Alto (AA), Baixo-Baixo (BB), Baixo-Alto (BA) e Alto-Baixo (AB). O mapa 13 refere-se ao mapa de *clusters* para o desmatamento nos municípios da Amazônia, durante o período 2000-2008, com um nível de significância de 5%.

**MAPA 13. CLUSTERS PARA A TAXA DE DESMATAMENTO NA AMAZÔNIA LEGAL NO PERÍODO 2000 – 2008**



Fonte: Elaboração do autor com base no programa Geoda e dados do PRODES (2009).

Como pode ser observado no mapa 13, o processo de desmatamento nos municípios da Amazônia, durante o período 2000-2008 apresenta os quatro tipos de padrões espaciais possíveis<sup>9</sup>. O padrão AA (em vermelho) é representado por um total de 68 municípios, com estes concentrando-se nos estados do Maranhão, Pará e Tocantins. O estado do Maranhão apresenta a maior quantidade de municípios com elevadas taxas de desmatamento (39 municípios), indicando que este é o principal estado responsável pelo fluxo espacial de desmatamento durante o período investigado.

Por sua vez, o estado do Pará, com 15 municípios, e o estado de Tocantins, com 14 municípios, também são responsáveis pela formação de *clusters* de desmatamentos na Amazônia. Deve-se enfatizar que nenhum dos 43 municípios considerados críticos para o desmatamento de acordo com o governo federal está presente na análise do padrão AA, como poderia se esperar. Por outro lado, dos 43 municípios que mais desmataram no período 2000-2008, segundo o quadro 2, nove também estão presentes na análise LISA para o referido período. Estes municípios são: Bernardo do Mearim, São José de Ribamar e Senador Alexandre Costa, no Maranhão; Ananindeua, Benevides e Quatipuru, no Pará; e Carrasco Bonito, Sampaio e Santa Terezinha do Tocantins, em Tocantins.

O padrão BB é composto por 124 municípios, com estes se localizando nos estados do Tocantins, Maranhão, Mato Grosso, Amazonas e Roraima. No entanto, os maiores *clusters* de baixo desmatamento encontram-se na porção sul de Tocantins, nas regiões sul, sudeste e nordeste do Maranhão e na região sudeste de Mato Grosso. Já o padrão BA está presente apenas nos municípios de Barra do Corda e São João do Soter no Maranhão, e o padrão AB é representado pelo município de Miranorte, em Tocantins e São Mateus do Maranhão, no Maranhão.

A metodologia empregada é a mais indicada para encontrar *clusters* significativos para o processo de desmatamento recente. Primeiro, porque adota um conceito de fluxo durante um período definido e, segundo, porque incorpora explicitamente a influência espacial na análise. Por outro lado, a abordagem do governo federal apenas considera o desmatamento acumulado, conceito de estoque, sem se preocupar com os impactos que um município pode exercer sobre o outro no processo de desmatamento. O quadro 2, por sua

---

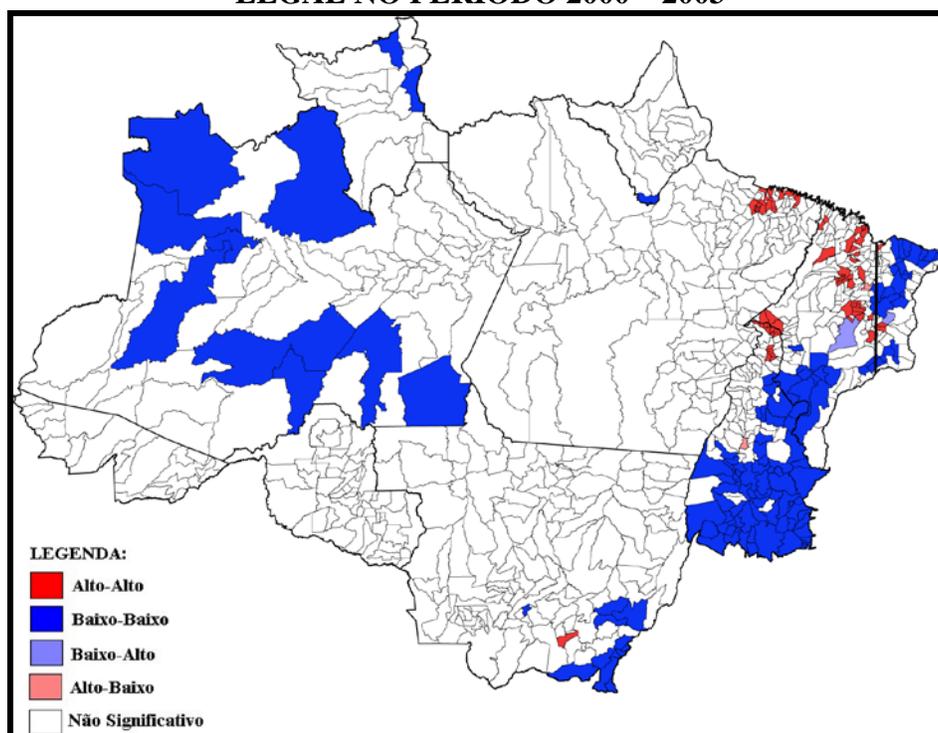
<sup>9</sup> No anexo, os quadros A, B e C, contêm todos os municípios representados no mapa 13.

vez, mesmo utilizando um conceito de fluxo para o mesmo período, também não leva em conta a influência espacial.

Outro aspecto relevante a ser destacado, refere-se à questão da definição do conceito de Amazônia. Pela análise espacial elaborada no período 2000-2008, o processo de desmatamento deve ser avaliado na Amazônia brasileira como um todo, e não apenas, pela sua definição política, intitulada de Amazônia Legal que excluí parcela da região leste do Maranhão. Como pode se verificar na figura 27 existem *clusters* significativos, tanto de alto, quanto de baixo desmatamento dentro dessa área maranhense que muitas vezes é esquecida pelos estudiosos da região, mas que, de acordo com os dados do INPE (2009), também apresentam áreas de floresta nativa que podem sofrer com o desmatamento.

Como forma de expandir um pouco mais a análise anterior foram elaborados os mapas de *clusters* para os sub-períodos 2000-2003 e 2004-2008. O mapa 14 retrata o mapa de *clusters* para o sub-período 2000-2003.

**MAPA 14. CLUSTERS PARA A TAXA DE DESMATAMENTO NA AMAZÔNIA LEGAL NO PERÍODO 2000 – 2003**



Fonte: Elaboração do autor com base no programa Geoda e dados do PRODES (2009).

Conforme pode ser visualizado no mapa 14 acima, os quatro tipos de padrões espaciais são encontrados<sup>10</sup>. O padrão AA é representado por um total de 72 municípios, localizados nos estados do Maranhão (40 municípios), Pará (16 municípios), Tocantins (15 municípios) e Mato Grosso (1 município). Comparativamente ao padrão AA do período 2000-2008, verifica-se que o sub-período 2000-2003 possui uma quantidade maior de municípios que possuem altas taxas de desmatamento, sendo vizinhos de municípios com altos valores para a mesma variável. Entretanto, nenhum município pertencente ao padrão AA no sub-período 2000-2003 coincide com a lista divulgada pelo governo federal contendo os 43 municípios considerados críticos para o desmatamento.

Por outro lado, dos municípios que possuem as maiores taxas de desmatamento de acordo com o quadro 2, dez coincidem com o padrão AA são eles: Bernardo do Mearim, São José de Ribamar e Senador Alexandre Costa, no Maranhão; Ananindeua, Benevides e Quatipuru, no Pará; e Cachoeirinha, Carrasco Bonito, Sampaio e Santa Terezinha do Tocantins, em Tocantins.

Com relação ao padrão BB, 128 municípios apresentaram essa característica no sub-período 2000-2003, estando presentes nos estados do Maranhão, Tocantins, Mato Grosso, Amazonas, Roraima e Amapá. Em outras palavras, pode-se verificar que grandes áreas, principalmente, em Tocantins, Maranhão e Amazonas, são caracterizadas por municípios que possuem baixas taxas de desmatamento sendo vizinhos de municípios que também possuem baixos valores para a mesma variável. O padrão BA é encontrado nos municípios de Barra do Corda e São João do Soter, no Maranhão, e o padrão AB está presente no município de Miranorte, em Tocantins, e no município de São Mateus do Maranhão, em Maranhão.

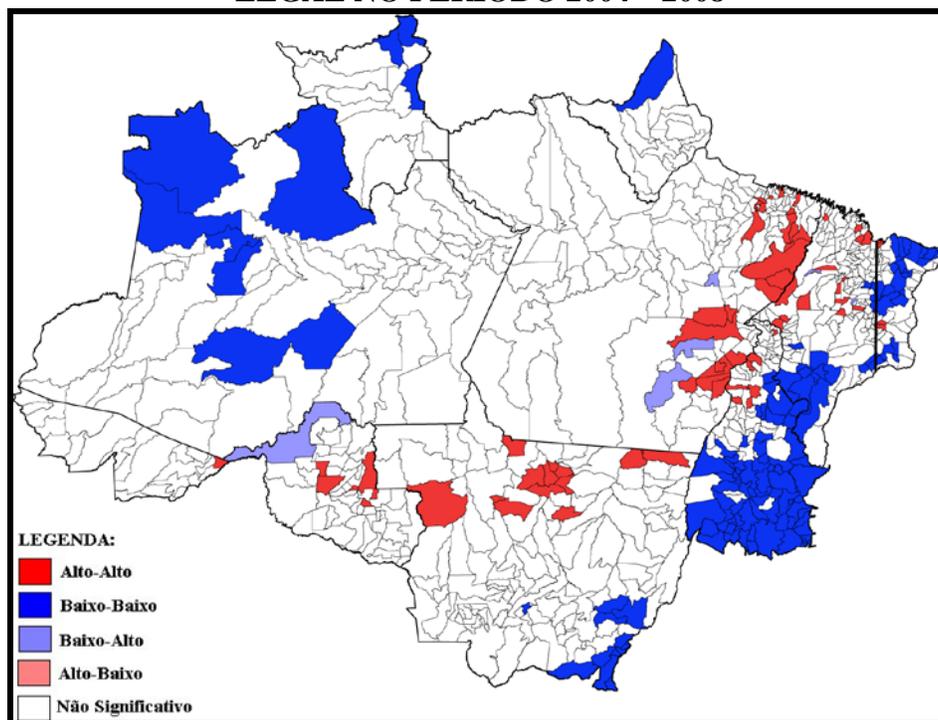
É interessante notar que o estado do Maranhão apresenta todos os quatro tipos de padrões espaciais. Ou seja, enquanto na região centro-norte predomina o padrão AA, os municípios com destaque para o padrão BB localizam-se nas regiões sudoeste, sudeste e nordeste, mostrando que a porção leste do estado do Maranhão é altamente relevante em uma análise sobre o processo de desmatamento na Amazônia.

---

<sup>10</sup> No anexo, os quadros D, E e F, contêm todos os municípios representados no mapa 14.

Já a elaboração do mapa de *clusters* para o sub-período 2004-2008, como pode ser visto no mapa 15, passa a mostrar algumas modificações relevantes no processo de ordenação espacial do desmatamento.

**MAPA 15. CLUSTERS PARA A TAXA DE DESMATAMENTO NA AMAZÔNIA LEGAL NO PERÍODO 2004 – 2008**



Fonte: Elaboração do autor com base no programa Geoda e dados do PRODES (2009).

Diferentemente dos mapas anteriores, o mapa de *clusters* para o sub-período 2004-2008 mostra uma dinâmica diferente para o desmatamento. São encontrados três tipos de padrões espaciais: AA, BB e BA<sup>11</sup>. O padrão AA encontra-se nos estados do Maranhão, Tocantins, Pará, Mato Grosso, Rondônia e Acre, sendo representado por um total de 73 municípios.

Percebe-se que de maneira distinta do período 2000-2008 e do sub-período 2000-2003, o sub-período 2004-2008 apresenta uma redistribuição dos municípios com o padrão AA, entre os estados citados, isto é, o estado do Maranhão passa a possuir uma menor

<sup>11</sup> No anexo, os quadros G, H e I contêm todos os municípios representados no mapa 15.

quantidade de municípios com o padrão AA, enquanto estados como Pará, Mato Grosso e Rondônia demonstram destaque no número de municípios com tal característica.

Outro aspecto peculiar a este sub-período diz respeito à lista elaborada pelo governo federal contendo os municípios que mais desmatam segundo seus critérios. Pode-se verificar que dos 43 municípios pertencentes a esta lista, nove também se encontram no padrão AA do sub-período 2004-2008, ou seja, os municípios de Dom Eliseu, Itupiranga, Marabá, Paragominas e Ulianópolis, no Pará, e os municípios de Juína, Paranaíta, Porto dos Gaúchos e Vila Rica, em Mato Grosso.

Já com relação à lista elaborada com municípios que apresentam as maiores taxas de desmatamento, quadro 2, apenas os municípios de Ananindeua, no Pará, São José do Ribamar e Senador Alexandre Costa, no Maranhão, também estão presentes no padrão AA do sub-período 2004-2008.

O padrão BB, por sua vez, mostra poucas mudanças em relação ao período 2000-2008 e ao sub-período 2000-2003, estando presente em 131 municípios distribuídos entre os estados do Maranhão, Tocantins, Mato Grosso, Amazonas, Roraima e Amapá. Por fim, o padrão BA, é encontrado nos municípios Ourilândia do Norte, Parauapebas e Tucuruí no Pará, Lago do Junco e São João do Carú no Maranhão, e no município de Rio Crespo em Rondônia.

De maneira geral, o padrão AA é o que mais importa na análise, pois localiza *clusters* com elevadas taxas de desmatamento. É fácil perceber que o desmatamento é um processo que se modifica através do tempo e do espaço. Nesse sentido, utilizar um ferramental como o da AEDE, que capta essas alterações simultaneamente é de extrema relevância. No entanto, a AEDE não consegue indicar formalmente se o processo de desmatamento tende a se reduzir de forma mais acelerada em municípios com elevados valores para essa variável, se comparados a municípios com baixos valores para a mesma. Para isso, serão abordados os modelos de convergência a seguir.

## **4.2. RESULTADOS DA CONVERGÊNCIA ESPACIAL PARA A AMAZÔNIA LEGAL**

Com base na metodologia da seção 2.5 é possível processar a equação (13), que fornece a estimativa do coeficiente  $\beta$ . A hipótese básica investigada refere-se ao processo de homogeneização do desmatamento entre os municípios da Amazônia. Na prática, procura-se verificar se municípios com elevadas taxas de desmatamento no período inicial da análise tendem a reduzir estas, mais rapidamente que municípios com baixas taxas de desmatamento, também no período inicial. A tabela 5 reporta os resultados do modelo de  $\beta$  convergência clássico, estimado por MQO, para o período 2000-2008, e para os sub-períodos 2000-2003 e 2004-2008.

**TABELA 5. MODELO TRADICIONAL PARA A AMAZÔNIA LEGAL DURANTE OS SUB-PERÍODOS 2000 – 2003, 2004 – 2008 E PARA O PERÍODO 2000 – 2008**

<b>Modelos por MQO</b>			
<b>Coefficientes</b>	<b>2000 - 2003</b>	<b>2004 - 2008</b>	<b>2000 - 2008</b>
$\alpha$	0,0216 (0,0000)	0,0024 (0,0000)	0,0264 (0,0000)
$\beta$	0,1691 (0,0000)	0,0435 (0,0000)	0,2463 (0,0000)
<b>Estatísticas</b>			
R <sup>2</sup>	0,2832	0,5629	0,4197
R <sup>2</sup> _ajustado	0,2823	0,5623	0,4189
LIK	1230,77	2597,86	1173,21
AIC	-2457,53	-5191,71	-2342,42
SC	-2448,21	-5182,38	-2333,10
Multicolinearidade	2,4043	2,5332	2,4043
Teste Jarque - Bera	9013,5196 (0,0000)	667,4678 (0,0000)	11370,22 (0,0000)
Teste Koenker - Bassett	1,7942 (0,1804)	83,5418 (0,0000)	3,0785 (0,0793)
<b>Estatísticas Espaciais</b>		<b>Matriz (k = 2)</b>	
I de Moran	0,5518 (0,0000)	0,1867 (0,0000)	0,5207 (0,0000)
ML – Erro	278,3636 (0,0000)	31,8646 (0,0000)	247,8904 (0,0000)
ML – Defasagem	297,8471 (0,0000)	47,9276 (0,0000)	275,6704 (0,0000)
MLR – Erro	1,9251 (0,1653)	0,2343 (0,6284)	3,7958 (0,0514)
MLR – Defasagem	21,4085 (0,0000)	16,2973 (0,0000)	31,5759 (0,0000)

Fonte: Elaboração do autor com base no programa SpaceStat e dados do PRODES (2009).

Nota: Probabilidades entre parênteses.

A primeira medida a ser tomada, após processar o modelo de  $\beta$  convergência absoluta por MQO, é analisar o sinal do coeficiente  $\beta$ , que indicará ou não a existência de convergência. Se  $\beta$  for negativo (positivo), então (não) há convergência, conforme Baumol (1986).

Destarte, como o coeficiente  $\beta$  apresentou sinal positivo e revelou-se estatisticamente significativo para todos os períodos em análise, pode-se concluir que não

há convergência, ou seja, há um aumento das disparidades regionais na Amazônia, indicando que o processo de desmatamento tende a se desenvolver de maneira desigual entre os municípios dessa localidade. Cabe fazer uma ressalva importante: o processo de divergência vem perdendo força com o passar dos anos, pois o coeficiente  $\beta$  que apresentou um valor de 0,1691 no sub-período 2000-2003 reduziu-se para 0,0435 no sub-período 2004-2008. Caso essa tendência se mantenha ao longo dos próximos anos, o processo de divergência pode se tornar de convergência, conforme prevê a CKA.

O segundo passo consiste em averiguar as estatísticas de teste do multiplicador de Lagrange. De acordo a tabela 5 tanto o multiplicador de Lagrange do Erro ( $ML_\lambda$ ) quanto o multiplicador de Lagrange da Defasagem ( $ML_\rho$ ) mostraram-se estatisticamente significativos para todos os períodos de análise. Dessa forma, os multiplicadores de Lagrange do Erro e da Defasagem devem ser avaliados em suas versões robustas, conforme recomendam Florax, Folmer & Rey (2003) e Anselin (2005).

O multiplicador de Lagrange Robusto para a Defasagem-espacial ( $MRL_\lambda$ ) mostrou-se estatisticamente significativo para todos os períodos investigados, não podendo se afirmar o mesmo a respeito do Multiplicador de Lagrange Robusto para o Erro-espacial ( $MRL_\rho$ ). Assim, o modelo de defasagem-espacial é tomado como o que melhor explica o processo de desmatamento entre os municípios da Amazônia.

Deve-se também sublinhar que o modelo estimado por MQO apresentou não-normalidade nos resíduos para todos os períodos investigados, como mostra o teste de Jarque-Bera. Para corrigir esse problema, a estimação do modelo de defasagem-espacial para todos os períodos foi realizada através de dois métodos alternativos: o método das variáveis instrumentais (VI) e o método da máxima verossimilhança (MV).

Outra questão relevante refere-se à hipótese da variância constante dos resíduos. De acordo com o teste de Koenker-Bassett, a estimativa do sub-período 2004-2008 é heterocedástica a 1%, a 5% e a 10% de significância. Por outro lado, a estimativa para o período 2000-2008 é heterocedástica, somente a 10% de significância. Dessa forma, as especificações dos modelos de defasagem-espacial para esses dois períodos foram modificadas para acomodar a heterocedasticidade na forma de grupos (*groupwise*

*heteroskedasticity*)<sup>12</sup>, conforme recomendam Perobelli, Ferreira & Faria (2007) e Almeida, Perobelli e Ferreira (2008). É importante destacar que o modelo de defasagem espacial para o período 2000-2008 também foi estimado como sendo homocedástico. Nesse aspecto, é possível analisar a robustez de todos os modelos desse período.

A tabela 6 mostra os resultados do modelo de defasagem espacial para o período 2000-2008. Foram realizadas quatro estimações, duas pelo método (MV) modelos 1 e 3, e duas pelo método (VI) modelos 2 e 4, com os resultados sendo divididos em duas partes. Os modelos 1 e 2 consideram a estimativa do período 2000-2008 homocedástica a 5% de significância. Por sua vez, os modelos 3 e 4 assumem a estimativa do mesmo período com uma possível correção para o problema da heterocedasticidade, caso fosse considerado o nível de 10% de significância para o modelo por MQO anteriormente exposto.

**TABELA 6. MODELOS DE DEFASAGEM ESPACIAL PARA A AMAZÔNIA LEGAL DURANTE O PERÍODO 2000 – 2008**

Coeficientes	2000-2008			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
	MV	VI	MV	VI
$\alpha$	0,0088 (0,0001)	0,0083 (0,0104)	0,0089 (0,0001)	0,0084 (0,0094)
$\beta$	0,1246 (0,0000)	0,1211 (0,0000)	0,1229 (0,0000)	0,1192 (0,0000)
$\rho$	0,5264 (0,0000)	0,5413 (0,0000)	0,5275 (0,0000)	0,5435 (0,0000)
<b>Estatísticas</b>				
R <sup>2</sup>	0,5627	0,5709	0,5585	0,5673
LIK	1330,29		1332,29	
AIC	-2654,58		-2658,57	
SC	-2640,59		-2644,58	
Teste Koenker - Bassett	3,0785 (0,0793)		0,1179 (0,7313)	

Fonte: Elaboração do autor com base no programa SpaceStat e dados do PRODES (2009).  
Nota: Probabilidades entre parênteses.

Como é possível observar, novamente o coeficiente  $\beta$  mostra-se positivo e estatisticamente significativo, independentemente do método de estimação utilizado e do

<sup>12</sup> Foi utilizada como variável *dummy* o registro de ocorrências de queimadas florestais em um determinado município. Dessa forma, localidades que apresentaram ocorrência de queimadas receberam o valor unitário, ao passo que regiões sem ocorrências de queimadas receberam o valor zero.

modelo adotado. Outra constatação diz respeito à grande similaridade nos valores de  $\beta$  encontrados nos quatro modelos. Além do mais, quando se compara o valor de  $\beta$  encontrado por MQO, com qualquer um dos estimados por MV e VI na tabela acima, verifica-se uma redução em torno de 100% do valor de  $\beta$  do primeiro caso para os demais.

Por sua vez, o coeficiente  $\rho$  mostra-se altamente significativo do ponto de vista estatístico para todos os modelos estimados, demonstrando a forte relevância do componente espacial no processo de desmatamento entre os municípios da Amazônia. Neste aspecto, como todos os quatro modelos elaborados possuem grande similaridade, pode-se concluir que existe divergência espacial no processo de desmatamento do bioma amazônico, ou seja, cada vez mais os municípios tendem a desmatar de forma desigual ao longo do tempo e do espaço.

No entanto, como forma de validar os resultados encontrados, também foram elaborados modelos de convergência espacial do desmatamento, para os sub-períodos 2000-2003 e 2004-2008, conforme a tabela 7.

**TABELA 7. MODELOS DE DEFASAGEM ESPACIAL PARA A AMAZÔNIA LEGAL DURANTE OS SUB-PERÍODOS 2000 – 2003 E 2004 – 2008**

Coeficientes	2000-2003		2004-2008	
	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
	MV	VI	MV	VI
$\alpha$	0,0076 (0,0002)	0,0054 (0,0999)	0,0015 (0,0017)	0,0012 (0,0303)
$\beta$	0,0787 (0,0000)	0,0647 (0,0005)	0,0355 (0,0000)	0,0329 (0,0000)
$\rho$	0,5432 (0,0000)	0,6277 (0,0000)	0,2189 (0,0000)	0,2904 (0,0000)
<b>Estatísticas</b>				
R <sup>2</sup>	0,4617	0,5215	0,5815	0,5961
LIK	1392,96		2621,94	
AIC	-2779,91		-5237,88	
SC	-2765,92		-5223,90	
Teste Koenker - Bassett		1,7942 (0,1804)		0,1173 (0,7319)

Fonte: Elaboração do autor com base no programa SpaceStat e dados do PRODES (2009).  
Nota: Probabilidades entre parênteses.

Os modelos 5 e 6 referentes ao sub-período 2000-2003 mostram coeficientes  $\beta$  positivos e significativos, confirmando os resultados obtidos pelo modelo de MQO. Além disso, verifica-se uma redução superior a 100% no valor do coeficiente  $\beta$  encontrado pelos modelos espaciais, se comparado ao modelo tradicional. No mais, o coeficiente  $\rho$  mostra-se altamente significativo nos dois modelos, indicando que o componente espacial é relevante na análise do processo de desmatamento na Amazônia.

Já para o sub-período 2004-2008 foram elaborados os modelos 7 e 8. Ambos apresentam o coeficiente  $\beta$  positivo e significativo, corroborando os resultados do modelo estimado por MQO. Também é possível verificar que o valor do coeficiente  $\beta$  nos modelos espaciais mostra-se inferior, em magnitude, se comparados com o modelo tradicional para o mesmo sub-período. Outro ponto a se destacar está relacionado ao coeficiente  $\rho$  dos modelos espaciais. É possível verificar que o coeficiente  $\rho$  dos modelos 7 e 8 é significativo, sugerindo que a defasagem espacial do desmatamento entre os municípios da Amazônia é uma variável relevante.

De maneira geral, independentemente do método empregado, pode-se constatar que não existe convergência do desmatamento na Amazônia para o período 2000-2008, bem como para os sub-períodos 2000-2003 e 2004-2008. Na verdade está ocorrendo um processo de divergência. Em outras palavras, o processo de desmatamento entre os municípios da Amazônia está se dando de forma desigual ao longo do tempo, mas a taxas decrescentes. Esses indícios mostram que, futuramente, a divergência pode se transformar em convergência.

Vale sublinhar que esses resultados são contrários aos encontrados por Iglioni (2008). No entanto, deve-se lembrar que o referido autor faz uma análise de convergência condicional, para um período anterior e com uma base de dados distinta, fornecida pelo IPEA/DIMAC – Diretoria de Estudos Macroeconômicos.

Por fim, a inclusão de um coeficiente  $\rho$  para mensurar o efeito espacial também é altamente significativa em todos os períodos, melhorando todas as estimativas, seja pelo método MV, seja pelo método VI. Tal resultado somente comprova a importância da econometria espacial para lidar com dados georreferenciados.

A seguir, implementa-se a metodologia da AEDE e da convergência espacial para explicar o processo de desmatamento em Mato Grosso, o estado que mais desmata no país, segundo o governo federal.

## **5. RESULTADOS PARA O ESTADO DE MATO GROSSO**

### **5.1. RESULTADOS DA (AEDE) PARA O ESTADO DE MATO GROSSO**

Como na seção 4, serão reportados os resultados obtidos pela análise exploratória de dados espaciais, agora referentes ao processo de desmatamento no bioma mato-grossense. Essa análise é relevante, tendo em vista a necessidade de se avaliar os efeitos no arranjo espacial do desmatamento entre os municípios do estado de Mato Grosso. Em outras palavras, procura-se investigar se a “vizinhança” atua de forma preponderante sobre o processo de desmatamento.

Destarte, para que o ferramental da AEDE seja aplicado de forma coerente é importante avaliar a maneira como ocorre a autocorrelação espacial global entre os distintos municípios mato-grossenses. Nesse sentido, as estatísticas  $I$  de Moran global e  $c$  de Geary global são capazes de fornecer o grau de dependência espacial geral entre os municípios desse estado.

### 5.1.1. Autocorrelação Espacial Global

Antes de se definir o processo de autocorrelação global que será utilizado por qualquer estatística espacial, é fundamental seguir algum método na determinação da matriz de pesos espaciais que será adotada. Conforme proposto na seção referente à metodologia, utilizou-se uma matriz de  $k$ -vizinhos segundo o procedimento de Baumont (2004). Isto é, a estatística  $I$  de Moran global foi elaborada com  $k$  variando entre 1 e 20 vizinhos mais próximos. O valor de  $k$  que apresentar o maior  $I$  de Moran para todo o período de análise, 2000-2008, é o que será adotado como o que melhor explica o processo de dependência espacial, não só neste, como em todos os sub-períodos.

Destarte, foi construída a tabela 8 contendo todos os valores para o  $I$  de Moran com  $k$  variando de 1 até 20.

**TABELA 8. ESTATÍSTICA  $I$  DE MORAN GLOBAL PARA A TAXA DE DESMATAMENTO NO ESTADO DE MATO GROSSO DURANTE O PERÍODO 2000 – 2008**

Matriz	$I$ de Moran	Média	Desvio - Padrão	$z$ - valor	$p$ - valor
k = 1	0,5042	-0,007	0,1053	4,8561	0,0000
k = 2	0,5072	-0,007	0,0762	6,7530	0,0000
k = 3	0,5476	-0,007	0,0621	8,9352	0,0000
k = 4	0,5551	-0,007	0,0556	10,1140	0,0000
k = 5	0,5317	-0,007	0,0497	10,8506	0,0000
k = 6	0,5288	-0,007	0,0452	11,8577	0,0000
k = 7	0,5111	-0,007	0,0416	12,4560	0,0000
k = 8	0,4889	-0,007	0,0389	12,7420	0,0000
k = 9	0,4766	-0,007	0,0369	13,1083	0,0000
k = 10	0,4603	-0,007	0,0349	13,3725	0,0000
k = 11	0,4496	-0,007	0,0333	13,7315	0,0000
k = 12	0,4411	-0,007	0,0319	14,0259	0,0000
k = 13	0,4278	-0,007	0,0305	14,2508	0,0000
k = 14	0,4111	-0,007	0,0292	14,3143	0,0000
k = 15	0,4060	-0,007	0,0284	14,5649	0,0000
k = 16	0,3992	-0,007	0,0277	14,8555	0,0000
k = 17	0,3905	-0,007	0,0264	15,0556	0,0000
k = 18	0,3838	-0,007	0,0256	15,2938	0,0000
k = 19	0,3852	-0,007	0,0246	15,9466	0,0000
k = 20	0,3778	-0,007	0,0239	16,0920	0,0000

Fonte: Elaboração do autor com base no programa SpaceStat e dados do PRODES (2009).

Como pode ser observado, a matriz de  $k = 4$  vizinhos mais próximos foi a que apresentou o maior valor do  $I$  de Moran, (0,5551). Esse resultado revela que esta matriz é a mais indicada para retratar o processo de dependência espacial entre os municípios mato-grossenses. Além disso, o  $I$  de Moran ao apresentar um valor positivo e significativo, mostra que a dependência espacial global entre os municípios ocorre generalizadamente de forma positiva. Municípios que possuem altos valores para suas taxas de desmatamento tendem a ser vizinhos de municípios que também possuem valores elevados para esta mesma variável, ao passo que, municípios que possuem baixos valores para as taxas de desmatamento tendem a ser vizinhos de municípios que possuem baixos valores para essa mesma taxa.

Um outro ponto a se destacar diz respeito à robustez do processo de autocorrelação espacial do desmatamento. A tabela 8 revela que independentemente da matriz de  $k$  vizinhos utilizada na elaboração da estatística  $I$  de Moran, todas são significativas, como mostra o  $p$ -valor. De outra forma, o processo de dependência espacial seria relevante não importando qual das matrizes fosse utilizada.

Para verificar a estatística  $I$  de Moran global estimou-se o  $c$  de Geary global seguindo a mesma lógica do procedimento de Baumont (2004). A tabela 9 reporta os resultados.

**TABELA 9. ESTATÍSTICA  $c$  DE GEARY GLOBAL PARA A TAXA DE DESMATAMENTO NO ESTADO DE MATO GROSSO DURANTE O PERÍODO 2000 – 2008**

<b>Matriz</b>	<b><math>c</math> de Geary</b>	<b>Média</b>	<b>Desvio - Padrão</b>	<b><math>z</math> - valor</b>	<b><math>p</math> - valor</b>
k = 1	0,5723	1,000	0,1156	-3,6996	0,0002
k = 2	0,4966	1,000	0,0839	-5,9939	0,0000
k = 3	0,4722	1,000	0,0678	-7,7844	0,0000
k = 4	0,4790	1,000	0,0610	-8,5443	0,0000
k = 5	0,4872	1,000	0,0549	-9,3359	0,0000
k = 6	0,4977	1,000	0,0502	-9,9998	0,0000
k = 7	0,5114	1,000	0,0475	-10,2810	0,0000
k = 8	0,5427	1,000	0,0448	-10,2015	0,0000
k = 9	0,5413	1,000	0,0422	-10,8646	0,0000
k = 10	0,5579	1,000	0,0405	-10,9214	0,0000
k = 11	0,5693	1,000	0,0386	-11,1704	0,0000
k = 12	0,5683	1,000	0,0373	-11,5596	0,0000
k = 13	0,5819	1,000	0,0361	-11,5667	0,0000
k = 14	0,5929	1,000	0,0357	-11,4115	0,0000
k = 15	0,5916	1,000	0,0345	-11,8342	0,0000
k = 16	0,6004	1,000	0,0336	-11,8745	0,0000
k = 17	0,6118	1,000	0,0332	-11,7000	0,0000
k = 18	0,6133	1,000	0,0326	-11,8638	0,0000
k = 19	0,6147	1,000	0,0320	-12,0332	0,0000
k = 20	0,6203	1,000	0,0314	-12,1066	0,0000

Fonte: Elaboração do autor com base no programa SpaceStat e dados do PRODES (2009).

A tabela 9 mostra uma adaptação do procedimento de Baumont (2004) para a estatística  $c$  de Geary global. Seguindo a lógica da autora, estimou-se  $k$  variando entre 1 e 20. Neste caso, o  $k$  escolhido deve ser aquele que apresente o valor mais próximo de zero para o  $c$  de Geary, ou seja,  $k = 3$ , com um valor de 0,4722. Mas para  $k = 4$ , o  $c$  de Geary possui um valor de 0,4790, revelando uma diferença desprezível do ponto de vista estatístico. Pode-se considerar dessa maneira, que a matriz  $k = 4$  vizinhos mais próximos representa uma boa forma de expressar o arranjo das unidades espaciais, conforme mostrou o  $I$  de Moran. No mais, é possível constatar que o  $c$  de Geary mostrou-se significativo para todas as matrizes utilizadas, corroborando mais uma vez a robustez do processo de autocorrelação espacial.

Contudo, as estatísticas  $I$  de Moran e  $c$  de Geary fornecem apenas uma tendência de organização global dos dados, podendo esconder padrões locais significativos. Para tanto,

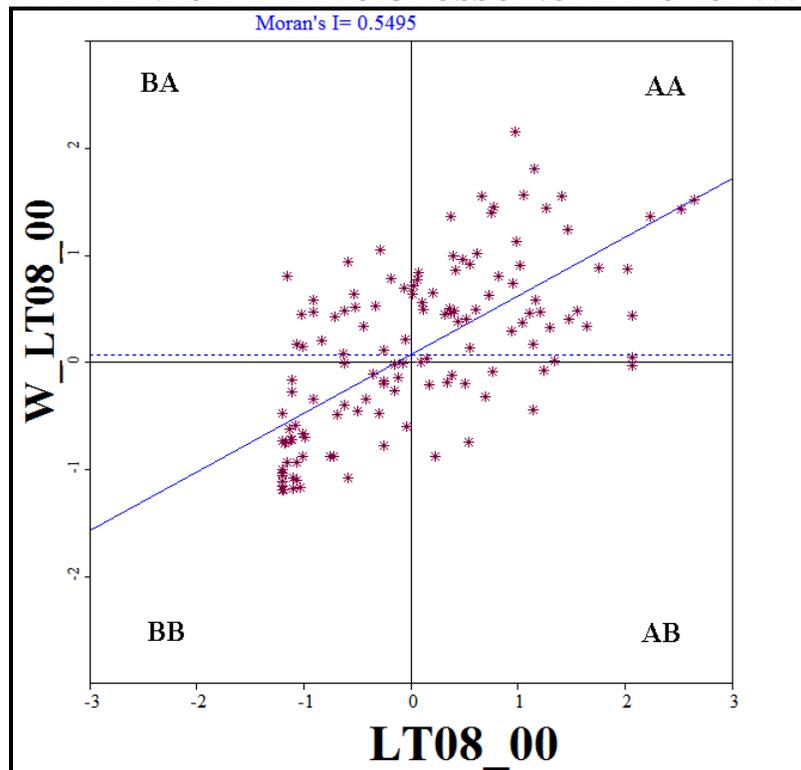
deve-se utilizar algumas ferramentas que sejam capazes de revelar os padrões locais de autocorrelação espacial. O diagrama de dispersão de Moran e os indicadores LISA realizam esta função.

### **5.1.2. Diagrama de Dispersão de Moran**

O diagrama de dispersão de Moran é uma das ferramentas da AEDE, capazes de revelar padrões locais de associação espacial, já que o  $I$  de Moran indica apenas a tendência geral de agrupamento dos dados. Uma importante vantagem desse diagrama é poder classificar os diferentes municípios de acordo com quatro regimes espaciais, isto é, os padrões Alto-Alto (AA), Baixo-Baixo (BB), Baixo-Alto (BA) e Alto-Baixo (AB).

Todos os diagramas de dispersão construídos apresentam no eixo horizontal o logaritmo da taxa de desmatamento e, no eixo vertical, a defasagem espacial da mesma variável. O primeiro diagrama de dispersão de Moran elaborado refere-se ao período completo da análise, ou seja, 2000-2008, como pode ser visualizado na figura 9 a seguir.

**FIGURA 9. DIAGRAMA DE DISPERSÃO DE MORAN PARA A TAXA DE DESMATAMENTO EM MATO GROSSO NO PERÍODO 2000 – 2008**

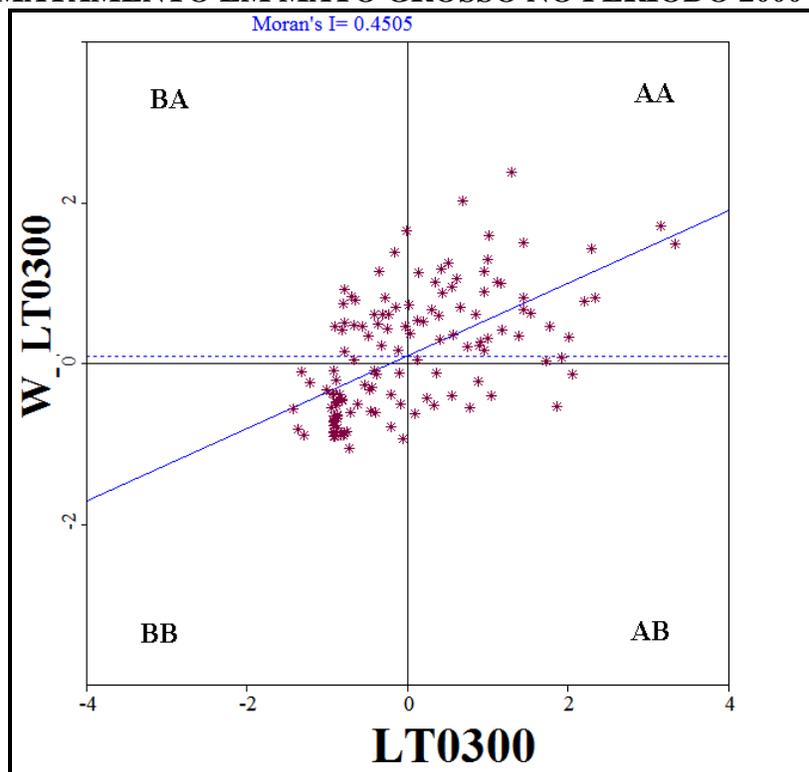


Fonte: Elaboração do autor com base no programa Geoda e dados do PRODES (2009).

Durante o período 2000-2008, observa-se que a maioria dos municípios mato-grossenses está localizada nos quadrantes AA e BB. Isso se confirma, pois 77% dos municípios estudados apresentam valores similares (39% no quadrante AA e 38% no quadrante BB). No que tange às regiões atípicas, isto é, aquelas que apresentam desvios em relação ao padrão global de autocorrelação positiva, verifica-se que 23% dos municípios tiveram associação espacial com valores diferentes (14% no quadrante BA e 9% no quadrante AB).

Cabe ressaltar que a existência da autocorrelação espacial positiva é demonstrada pela inclinação ascendente da reta apresentada no diagrama de dispersão de Moran durante o período 2000-2008, corroborando os resultados obtidos pelo *I* de Moran Global e pelo *c* de Geary. Contudo, para refinar a análise e verificar as diferenças estruturais, é importante investigar os sub-períodos 2000-2003 e 2004-2008. O diagrama de dispersão de Moran para o sub-período 2000-2003 é apresentado na figura 10.

**FIGURA 10. DIAGRAMA DE DISPERSÃO DE MORAN PARA A TAXA DE DESMATAMENTO EM MATO GROSSO NO PERÍODO 2000 – 2003**

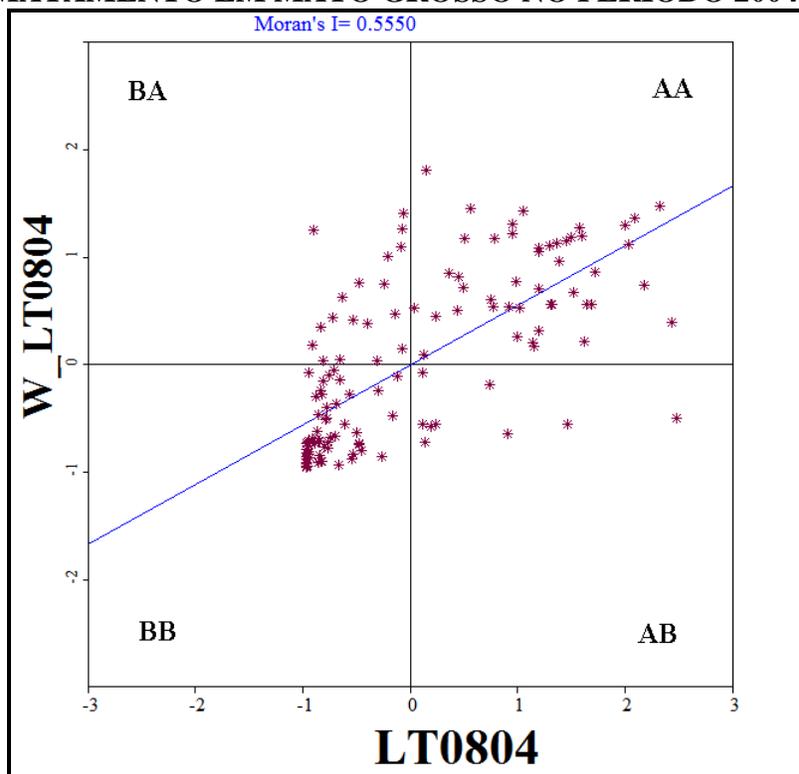


Fonte: Elaboração do autor com base no programa Geoda e dados do PRODES (2009).

É possível inferir que durante o sub-período 2000-2003 a maior parte dos municípios de Mato Grosso apresenta autocorrelação espacial positiva, pois 75% deles são caracterizados por valores iguais (33% no quadrante AA e 42% no quadrante BB). Os demais municípios, 25% restantes, são caracterizados como localidades destoantes da tendência global (18% no quadrante BA e 7% no quadrante AB). Esses resultados, bem como a inclinação positiva da curva no gráfico, confirmam a ocorrência de autocorrelação espacial positiva. No mais, também pode-se constatar que o processo de autocorrelação espacial no sub-período 2000-2003 pouco difere do período completo, 2000-2008.

Por fim, a elaboração do diagrama de dispersão de Moran para o sub-período 2004-2008 pode ser visualizada a seguir (figura 11).

**FIGURA 11. DIAGRAMA DE DISPERSÃO DE MORAN PARA A TAXA DE DESMATAMENTO EM MATO GROSSO NO PERÍODO 2004 – 2008**



Fonte: Elaboração do autor com base no programa Geoda e dados do PRODES (2009).

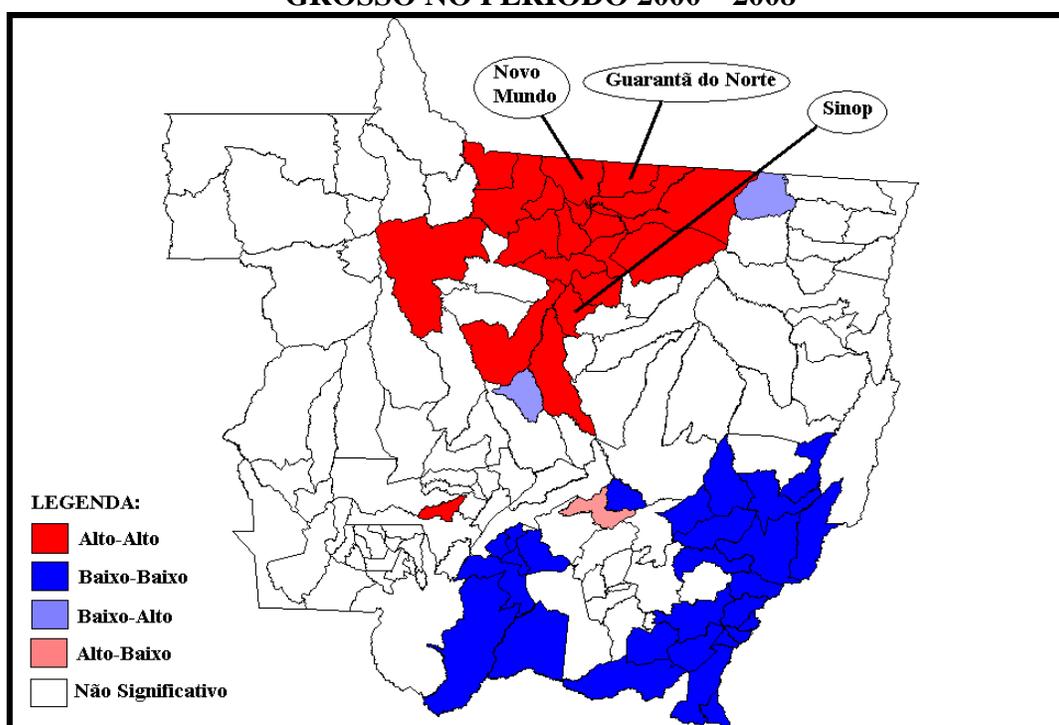
Essa figura mostra que durante o período 2004-2008 a maioria dos municípios mato-grossenses apresenta autocorrelação espacial positiva. Primeiro porque 81% desses municípios são caracterizados por valores similares (33% no quadrante AA e 48% no quadrante BB) e, segundo, porque a inclinação da reta de regressão é positiva. Os 19% restantes dos municípios são caracterizados pela chamada autocorrelação espacial negativa, isto é, localidades com valores dissimilares (13% no quadrante BA e 6% no quadrante AB). No geral, pode-se constatar que a autocorrelação espacial positiva incrementou-se neste sub-período comparativamente ao sub-período 2000-2003, e ao período completo 2000-2008. Esse resultado sugere que a dependência espacial entre os municípios de Mato Grosso elevou-se nos últimos cinco anos investigados.

O problema com o diagrama de dispersão de Moran é que ele não consegue fornecer uma indicação de *clusters* com valores similares para os dados em estudo. Para contornar tal problema existem os indicadores LISA, responsáveis por mapear os municípios que formam *clusters* significativos para a variável em análise.

### 5.1.3. Indicadores Locais de Associação Espacial – LISA

A elaboração dos indicadores LISA para a taxa de desmatamento nos municípios mato-grossenses no período 2000-2008 está presente no mapa de *clusters* (mapa 16), para um nível de significância de 5%. Em outras palavras, são apresentados *clusters* que possuem valores relevantes para a variável de interesse.

**MAPA 16. CLUSTERS PARA A TAXA DE DESMATAMENTO EM MATO GROSSO NO PERÍODO 2000 – 2008**



Fonte: Elaboração do autor com base no programa Geoda e dados do PRODES (2009).

Com base nesse mapa de *clusters*, é possível verificar que no período 2000-2008 encontram-se os quatro tipos de associação espacial possíveis, isto é, os padrões AA, BB, BA e AB. No entanto, é nítido que existe um domínio da autocorrelação espacial positiva através dos padrões AA e BB, corroborando os resultados do diagrama de dispersão de Moran.

O padrão AA é formado por um grande *cluster* na região centro-norte de Mato Grosso, sendo composto pelos municípios de Alta Floresta, Carlinda, Cláudia, Colíder,

Guarantã do Norte, Itaúba, Juara, Marcelândia, Matupá, Nova Canaã do Norte, Novo Mundo, Paranaíta, Peixoto de Azevedo, Sinop, Sorriso, Tapurah, Terra Nova do Norte, Nova Guarita e Nova Santa Helena. Além do município de Nova Olímpia, na região central do estado, que não se caracteriza como *cluster* por estar sozinho.

Esses resultados confirmam estudos como os de Fearnside (2005a) e Alencar *et al.* (2004), que enfatizam a região centro-norte (cortada pela BR-163) como a que apresenta as maiores taxas de desmatamento recente, com destaque para os municípios de Guarantã do Norte, Novo Mundo e Sinop.

Por outro lado, os municípios de Alta Floresta, Juara, Marcelândia, Paranaíta e Peixoto de Azevedo também estão presentes na lista do governo federal, como prioritários no combate ao desmatamento. Ou seja, esses municípios, além de possuírem elevado desmatamento acumulado, também fazem parte de um *cluster* de desmatamento recente, sinalizando que essas localidades tendem a dizimar rapidamente suas áreas de florestas.

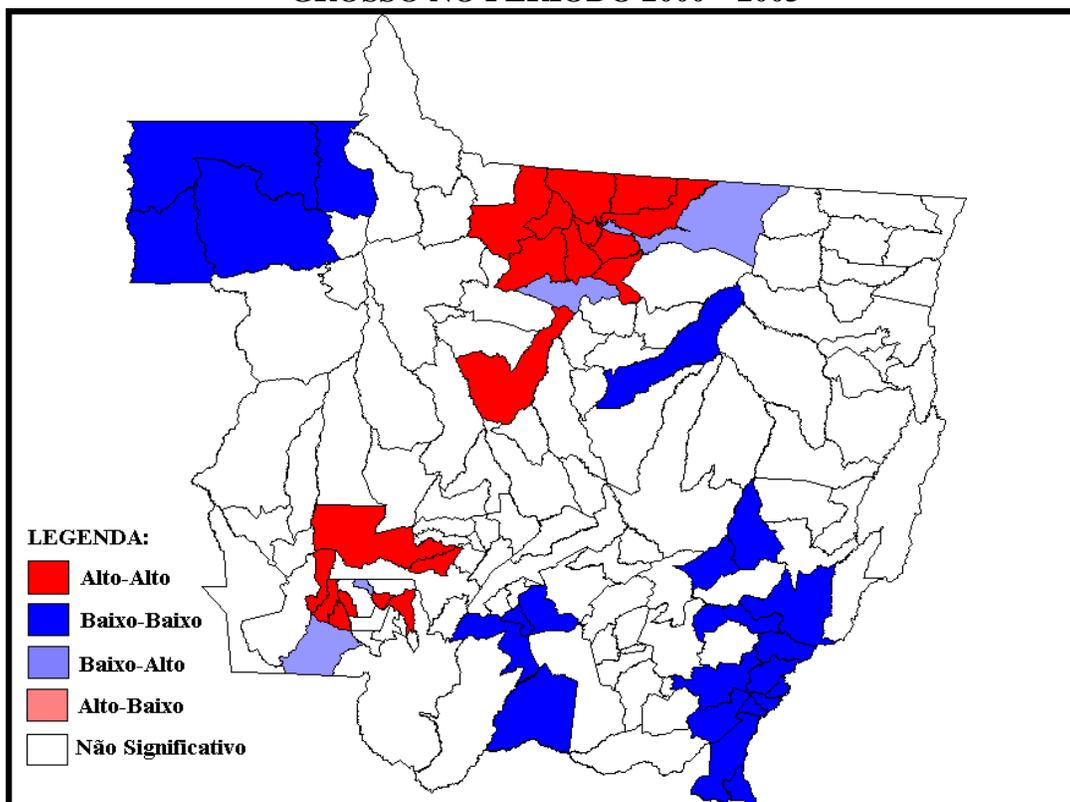
Já o padrão BB apresenta dois grandes *clusters*. Um localizado na região centro-sul formado pelos municípios de Acorizal, Barão de Melgaço, Cuiabá, Jangada, Nossa Senhora do Livramento, Planalto da Serra, Poconé e Várzea Grande, e um outro, localizado na região sudeste, composto pelos municípios de Alto Araguaia, Alto Garças, Alto Taquari, Araguaiana, Araguainha, Barra do Garças, Campinápolis, General Carneiro, Guiritinga, Itiquira, Nova Xavantina, Novo São Joaquim, Pedra Preta, Pontal do Araguaia, Ponte Branca, Ribeirãozinho, Torixoréu, Nova Nazaré e Santo Antônio do Leste.

É interessante destacar que os municípios de Barão de Melgaço, Cuiabá, Nossa Senhora do Livramento, Poconé, Guiratinga e Itiquira, também estão presentes no quadro 3, que mostra exatamente os municípios com a maior variação percentual na taxa de desmatamento no período 2000-2008. Esses resultados somente servem para qualificar a metodologia da AEDE, em detrimento ao simples cálculo da taxa de crescimento do desmatamento, que não leva em conta a influência espacial de um município sobre o outro.

Por sua vez, o padrão AB encontra-se como um *outlier* na região central de Mato Grosso, sendo representado pelo município de Nova Brasilândia. E, por fim, o padrão BA também surge como um *outlier* na região central do estado com o município de Lucas do Rio Verde, e na região nordeste com o município de Santa Cruz do Xingu.

Entretanto, como forma de avaliar melhor os resultados do período 2000-2008, também foram construídos os mapas de *clusters* para os sub-períodos 2000-2003 e 2004-2008. O mapa de *clusters* para o sub-período 2000-2003 é representado pelo mapa 17.

**MAPA 17. CLUSTERS PARA A TAXA DE DESMATAMENTO EM MATO GROSSO NO PERÍODO 2000 – 2003**



Fonte: Elaboração do autor com base no programa Geoda e dados do PRODES (2009).

O mapa de *clusters* para o sub-período 2000-2003 revelou três dos quatro tipos de padrões espaciais, ou seja, os padrões AA, BB e BA. O primeiro padrão a ser investigado é o AA, encontrado na região centro-norte e representado pelos municípios de Alta-Floresta, Carlinda, Colíder, Guarantã do Norte, Matupá, Nova Canaã do Norte, Novo Mundo, Tapurah, Terra Nova do Norte, Nova Guarita e Nova Santa Helena. A região sudoeste é outra que apresenta esse mesmo padrão, através dos municípios de Figueirópolis d'Oeste, Indiavaí, Jauru, Lambari d'Oeste, Nova Olímpia, Rio Branco, Tangará da Serra e Vale de São Domingos.

É possível verificar que todos os municípios da região centro-norte também estavam presentes no padrão AA do período 2000-2008. Entretanto, não se pode dizer o mesmo dos

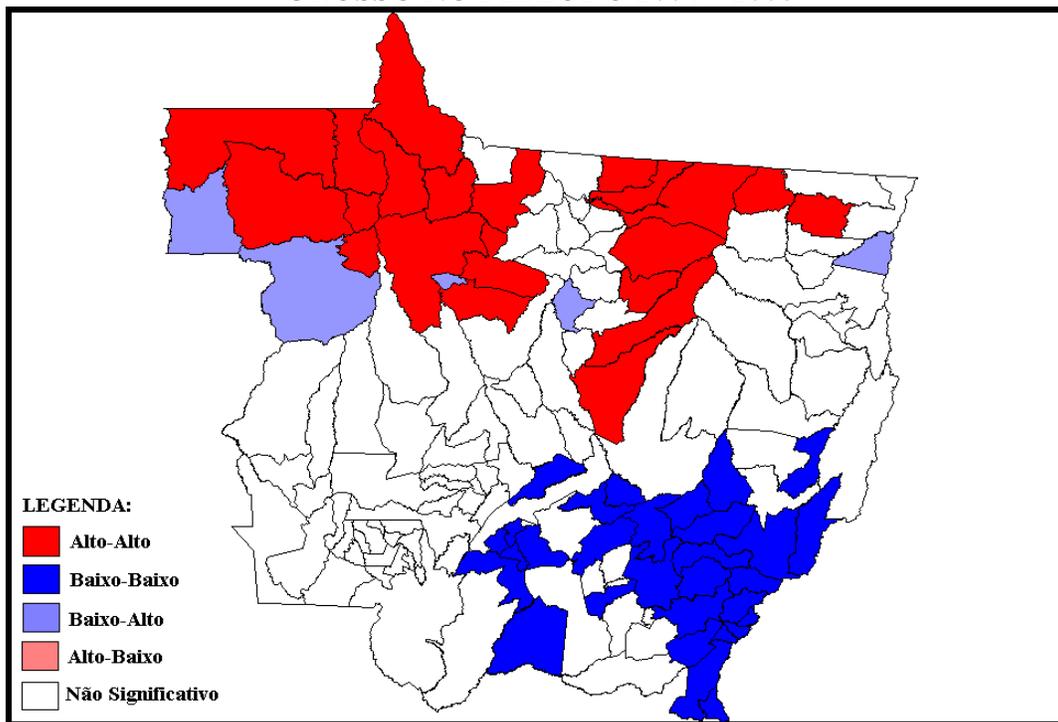
municípios da região sudoeste, com somente Nova Olímpia se repetindo em ambas as análises. Esses resultados mostram que o processo de desmatamento é intenso na região centro-norte do estado. Além disso, o único município do sub-período 2000-2003 que também consta na lista elaborada pelo governo federal é o de Alta Floresta.

O padrão BB, por sua vez, mostra-se mais distribuído em Mato Grosso, aparecendo na região noroeste, nos municípios de Aripuanã, Cotriguaçu, Colniza e Rondolândia; na região sul, nos municípios de Barão do Melgaço, Cuiabá, Nossa Senhora do Livramento e Várzea Grande; na região central, no município de Feliz Natal; e na região sul, sendo representado pelos municípios de Alto Araguaia, Alto Garças, Alto Taquari, Araguainha, Barão do Garças, Campinápolis, General Carneiro, Guiratinga, Pontal do Araguaia, Ponte Branca, Ribeirãozinho, Torixoréu e Santo Antônio do Leste.

Os resultados para o padrão BB no sub-período 2000-2003 mostram que todos os municípios das regiões sul e sudeste também estavam presentes no mesmo tipo de padrão durante o período 2000-2008, sem que nenhum dos demais municípios se repetisse. Já o padrão BA ocorre na região norte, nos municípios de Itaúba e Peixoto do Azevedo. Por fim, o padrão AB é representado pela região sudoeste, através dos municípios de Porto Esperidião e Reserva do Cabaçal.

Com relação aos indicadores LISA para o sub-período 2004-2008, mapa 18, encontram-se três tipos de padrões espaciais, isto é, AA, BB e BA. O padrão AA possui um *cluster* na região noroeste, sendo representado pelos municípios de Alta Floresta, Apiácas, Aripuanã, Castanheira, Cotriguaçu, Juara, Juruena, Nova Bandeirantes, Porto dos Gaúchos, Tabaporã, Nova Monte Verde e Colniza, e um *cluster* na região centro-norte, formado pelos municípios de Confressa, Feliz Natal, Guarantã do Norte, Marcelândia, Matupá, Nova Ubitatã, Peixoto de Azevedo, União do Sul e Santa Cruz do Xingu.

**MAPA 18. CLUSTERS PARA A TAXA DE DESMATAMENTO EM MATO GROSSO NO PERÍODO 2004 – 2008**



Fonte: Elaboração do autor com base no programa Geoda e dados do PRODES (2009).

Ao se comparar o padrão AA do sub-período 2004-2008 com o mesmo padrão do período completo, 2000-2008, pode-se constatar que somente seis municípios daquele se repetem no último. Por outro lado, dos vinte municípios prioritários no combate ao desmatamento em Mato Grosso, segundo o governo federal, doze encontram-se no padrão AA do sub-período 2004-2008. Esses resultados demonstram que o processo de desmatamento não é fixo, e modifica-se ao longo do tempo e do espaço. Mesmo existindo municípios que coincidam em ambos os estudos, deve-se frisar que o conceito de estoque adotado pelo governo federal não é o mais adequado para se avaliar um processo mutável e heterogêneo como o desmatamento.

Já o padrão BB localiza-se na forma de dois grandes *clusters*. O primeiro localiza-se na região centro-sul, sendo composto pelos municípios de Acorizal, Barão de Melgaço, Cuiabá, Jangada, Nobres, Nossa Senhora do Livramento e Várzea Grande. O segundo está presente na região sudeste, sendo formado pelos municípios de Alto Araguaia, Alto Garças, Alto Taquari, Araguaiana, Araguainha, Barra do Garças, Campinápolis, Campo Verde, General Carneiro, Guiratinga, Juscimeira, Nova Brasilândia, Novo São Joaquim, Planalto

da Serra, Pontal do Araguaia, Ponte Branca, Poxoréo, Primavera do Leste, Ribeirãozinho, Tesouro, Torixoréu, Nova Nazaré e Santo Antônio do Leste.

Pode-se verificar que quase todos os municípios do padrão BB no sub-período 2004-2008 também estão representados no mesmo padrão referente ao período 2000-2008, com exceção dos municípios de Juscimeira, Nova Brasilândia e Planalto da Serra. Esse resultado mostra que o *cluster* BB sofreu poucas alterações nos anos mais recentes, confirmando que as regiões centro-sul e sudeste possuem os municípios com as menores taxas de desmatamento pela metodologia da AEDE.

Com relação ao padrão BA verifica-se sua ocorrência em distintos municípios da região norte de Mato Grosso, a saber, Juína, Novo Horizonte do Norte, Rondolândia, Sinop e Luciára. O que mais chama atenção nesta análise é o fato do município de Sinop apresentar esse padrão, tendo em vista que no período completo (2000-2008), e em outros estudos, como Alencar *et al.* (2004), essa localidade mostra-se com elevadas taxas de desmatamento. Mais uma vez, a divisão do estudo em sub-períodos mostra-se eficiente, pois no sub-período mais recente, 2004-2008, Sinop passa a possuir baixas taxas de desmatamento se comparada com seus vizinhos. Deve-se frisar, que municípios com elevadas taxas de desmatamento em períodos anteriores, podem apresentar menores taxas de desmatamento recente, como resultado da intensa degradação sofrida ao longo do tempo.

Entretanto, os indicadores LISA não conseguem verificar de maneira formal se o processo de desmatamento está convergindo entre os diferentes municípios mato-grossenses ao longo do tempo e do espaço. Em outras palavras, é necessário descobrir se o desmatamento está se tornando homogêneo em Mato Grosso, ou o contrário. Para tanto, a estimação dos modelos de convergência espacial é recomendada.

## **5.2. RESULTADOS DA CONVERGÊNCIA ESPACIAL PARA O ESTADO DE MATO GROSSO**

Seguindo a metodologia proposta, a estimação da equação (13) permite obter a estimativa de  $\beta$ , que investiga a hipótese de que os municípios com elevadas taxas de

desmatamento no período inicial tendem a reduzir mais rapidamente seu nível de desmatamento ao longo do tempo, se comparados a municípios que detêm baixos valores para esta variável, também no período inicial.

O modelo de  $\beta$  convergência clássico estimado por MQO está representado resumidamente na tabela 10.

**TABELA 10. MODELO TRADICIONAL PARA O ESTADO DE MATO GROSSO DURANTE OS SUB-PERÍODOS 2000 – 2003, 2004 – 2008 E PARA O PERÍODO 2000 – 2008**

<b>Modelos por MQO</b>			
<b>Coefficientes</b>	<b>2000 - 2003</b>	<b>2004 - 2008</b>	<b>2000 - 2008</b>
$\alpha$	0,0014 (0,6375)	0,0068 (0,0000)	0,0141 (0,0002)
$\beta$	0,1463 (0,0000)	0,0223 (0,0000)	0,1787 (0,0000)
<b>Estatísticas</b>			
R <sup>2</sup>	0,5614	0,1244	0,5435
R <sup>2</sup> ajustado	0,5582	0,1180	0,5402
LIK	333,035	420,832	300,183
AIC	-662,071	-837,663	-596,367
SC	-656,202	-831,794	-590,498
Multicolinearidade	2,7071	2,7538	2,7071
Teste Jarque - Bera	29,1492 (0,0000)	13,4719 (0,0000)	2,1238 (0,3458)
Teste Koenker - Bassett	24,8849 (0,0000)	6,5526 (0,0105)	48,1256 (0,0000)
<b>Estatísticas Espaciais</b>		<b>Matriz (k = 4)</b>	
I de Moran	0,1827 (0,0004)	0,5330 (0,0000)	0,4351 (0,0000)
ML - Erro	10,4117 (0,0013)	88,6489 (0,0000)	59,0624 (0,0000)
ML - Defasagem	6,0054 (0,0143)	82,8488 (0,0000)	31,7964 (0,0000)
MLR - Erro	4,4551 (0,0348)	6,0435 (0,0139)	27,2779 (0,0000)
MLR - Defasagem	0,0488 (0,8251)	0,2434 (0,6218)	0,0119 (0,9131)

Fonte: elaboração do autor com base o programa SpaceStat e dados do PRODES (2009).

Nota: Probabilidades entre parênteses.

Como o coeficiente  $\beta$  apresenta sinal positivo e revela-se estatisticamente significativo para o período completo da análise (2000-2008), assim como para os sub-períodos (2000-2003) e (2004-2008), pode-se concluir que não há convergência e sim divergência, ou seja, existe um aumento das disparidades regionais em Mato Grosso, indicando que o processo de desmatamento tende a se desenvolver de maneira desigual entre os municípios mato-grossenses.

Deve-se destacar que o processo de divergência vem perdendo força com o passar dos anos, pois o coeficiente  $\beta$  que apresenta um valor de 0,1463 no período 2000-2003, reduz-se para 0,0223 no período 2004-2008. Caso essa tendência se mantenha ao longo dos próximos anos, o processo de divergência pode se tornar de convergência, mostrando que os municípios que mais desmatam estariam reduzindo suas taxas de desmatamento mais rapidamente que os municípios com baixas taxas para essa variável, indo ao encontro da tendência exposta pela hipótese da CKA.

As estatísticas espaciais representadas pelos diferentes testes do multiplicador de Lagrange são as que indicam o modelo espacial a ser estimado. De acordo a tabela 10, tanto o multiplicador de Lagrange do Erro ( $ML_\lambda$ ) quanto o multiplicador de Lagrange da Defasagem ( $ML_\rho$ ) mostraram-se estatisticamente significativos para o período completo da análise, bem como para os sub-períodos. Dessa forma, os multiplicadores de Lagrange do Erro e da Defasagem devem ser avaliados em suas versões robustas, conforme recomendam Florax, Folmer & Rey (2003) e Anselin (2005).

O multiplicador de Lagrange Robusto para o Erro-espacial ( $MRL_\lambda$ ) mostrou-se estatisticamente significativo para todo o período 2000-2008 e para os sub-períodos 2000-2003 e 2004-2008, não podendo se afirmar o mesmo a respeito do Multiplicador de Lagrange Robusto para a Defasagem-espacial ( $MRL_\rho$ ). Destarte, o modelo de erro espacial é tomado como o que melhor explica o processo de desmatamento entre os municípios de Mato Grosso.

No mais, é importante também sublinhar que o modelo estimado por MQO apresentou o problema da não-normalidade nos resíduos para os sub-períodos 2000-2003 e 2004-2008, como mostra o teste de Jarque-Bera. Por outro lado, o mesmo não pode ser dito do período 2000-2008, conforme o mesmo teste. Outra constatação é que todos os períodos

de análise apresentam o problema da ausência de homocedasticidade, como indica o teste de Koenker-Bassett. Nesse aspecto as especificações dos modelos de erro-espacial foram modificadas para acomodar a heterocedasticidade na forma de grupos (*groupwise heteroskedasticity*)<sup>13</sup>, conforme recomendam autores como Perobelli, Ferreira e Faria, (2007) e Almeida, Perobelli e Ferreira, (2008).

Dessa maneira, todos os modelos de erro-espacial foram estimados tanto pelo método generalizado dos momentos (GM) de Kelejian e Prucha (1999), quanto pelo método da máxima-verossimilhança (MV), tendo em vista que são os mais indicados. A tabela 11 reporta os resultados.

**TABELA 11. MODELOS DE ERRO-ESPACIAL PARA OS SUB-PERÍODOS, 2000 – 2003 E 2004 – 2008 E PARA O PERÍODO 2000 – 2008**

Coeficientes	2000-2003		2004-2008		2000-2008	
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
	MV	GM	MV	GM	MV	GM
$\alpha$	0,0021 (0,5615)	0,0021 (0,5612)	0,0087 (0,0002)	0,0085 (0,0001)	0,0165 (0,0012)	0,0164 (0,0012)
$\beta$	0,1442 (0,0000)	0,1440 (0,0000)	0,0196 (0,0004)	0,0200 (0,0003)	0,1741 (0,0000)	0,1742 (0,0000)
$\lambda$	0,3116 (0,0039)	0,3313 (0,0000)	0,6445 (0,0000)	0,6049 (0,0000)	0,5276 (0,0000)	0,5196 (0,0000)
<b>Estatísticas</b>						
R <sup>2</sup>	0,5454	0,5444	0,0965	0,1001	0,5158	0,5166
LIK	339,002		458,227		323,137	
AIC	-674,004		-912,454		-642,275	
SC	-668,135		-906,585		-636,406	
Teste Koenker - Bassett	0,2062 (0,6497)		0,0256 (0,8729)		1,5381 (0,2149)	

Fonte: elaboração do autor com base o programa SpaceStat e dados do PRODES (2009).

Nota: Probabilidades entre parênteses.

Como pode se observar, o coeficiente  $\beta$  obtido para os seis modelos foi novamente positivo e estatisticamente significativo, reforçando os resultados obtidos pelo modelo de MQO, ou seja, de que não existe um processo de convergência do desmatamento entre os

<sup>13</sup> Foi utilizada como variável *dummy* a existência ou não, de conselho municipal de meio-ambiente nos municípios de Mato Grosso. Assim, municípios que possuem conselho municipal de meio-ambiente receberam o valor unitário, ao passo que, municípios sem o referido conselho foram classificados com o valor zero, conforme (Barcellos & Carvalho, 2009).

municípios mato-grossenses, mas sim um processo de divergência espacial. Outra constatação é que, independentemente do período investigado, a magnitude do coeficiente  $\beta$  pouco se altera seja ele estimado por MQO, MV ou GM.

Todos os seis modelos de erro espacial apresentaram coeficientes  $\lambda$  altamente significativos do ponto de vista estatístico, revelando que a dependência espacial no processo de desmatamento entre os municípios mato-grossenses se encontra no termo de erro. Por sua vez, ao se acomodar a heterocedasticidade na forma de grupos, a hipótese nula de que os erros possuem variância constante, homocedasticidade, não pode ser rejeitada a um nível de 5% de significância, conforme indica o teste de Koenker-Bassett.

Ao se elaborar diferentes modelos de erro espacial, para os distintos períodos investigados, verifica-se que a presença explícita de uma componente espacial na forma de erro ajuda a explicar o processo de divergência do desmatamento entre os municípios mato-grossenses, corroborado a importância da metodologia empregada.

## 6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho contribui com importantes evidências sobre a autocorrelação espacial do desmatamento nos estados da Amazônia Legal brasileira, juntamente com o caso específico de Mato Grosso. Conforme pôde ser constatado pelo ferramental da AEDE, independentemente do fator responsável pelo desmatamento nessas regiões, seja a pecuária, a sojicultura, a exploração da madeira, ou qualquer outro, verificou-se a natureza multidirecional desse processo.

Primeiramente ao se investigar a Amazônia foi possível concluir que existe dependência espacial para o desmatamento entre seus municípios, durante o período 2000-2008, e para seus sub-períodos 2000-2003 e 2004-2008, como mostraram as estatísticas de autocorrelação espacial global  $I$  de Moran e  $c$  de Geary.

De modo mais específico, os indicadores LISA forneceram indícios de alguns *clusters* significativos para os padrões AA e BB e, *outliers* para os padrões BA e AB. Como o padrão AA é o que mostra os municípios com as maiores taxas de desmatamento segundo a metodologia empregada, esse é o que recebeu maior atenção na pesquisa.

Considerando o período 2000-2008, o padrão AA foi encontrado em 68 municípios localizados nos estados do Maranhão (39 municípios), Pará (15 municípios) e Tocantins (14 municípios). Sinteticamente, os indicadores LISA mostraram que o desmatamento se concentrou no nordeste da Amazônia, em discordância com estudos que se utilizaram do conceito de estoque de desmatamento, como em BRASIL (2004). Este afirma que o

desmatamento ocorre em uma região delimitada por um “arco”, que se estende entre o sudeste do Maranhão, o norte de Tocantins, o sul do Pará, o norte de Mato Grosso, Rondônia, o sul do Amazonas e o sudeste do Acre.

Por outro lado, o governo federal brasileiro elaborou uma lista com os 43 municípios que mais desmataram na Amazônia Legal segundo dados históricos, ou seja, através de um conceito de estoque. No entanto, esse método deveria ser complementado, tendo em vista que a proteção de localidades com elevado desmatamento recente é algo coerente do ponto de vista econômico. Propõe-se que o governo federal também dê ênfase às regiões de elevado desmatamento recente, conforme se pôde diagnosticar pelo uso do ferramental da AEDE, que incorpora explicitamente a questão da vizinhança no processo de desmatamento.

Após se diagnosticar a existência de autocorrelação espacial para o processo de desmatamento entre os municípios da Amazônia brasileira, uma outra importante questão emergiu, referente à hipótese da convergência do desmatamento. Através de um arcabouço neoclássico buscou-se verificar se municípios com elevadas taxas de desmatamento em um período inicial tenderiam a reduzir essas taxas de forma mais acelerada que municípios com baixo desmatamento inicial.

Foram, então, elaborados modelos de  $\beta$  convergência com o intuito de se verificar essa hipótese. O modelo clássico, estimado por MQO buscou evidências para tal propósito. De acordo com Baumol (1986), se  $\beta$  apresentar sinal negativo (positivo) e for significativo, então (não) há convergência.

O modelo por MQO apresentou coeficientes  $\beta$  positivos e significativos para todos os períodos investigados, sugerindo que não existe convergência no processo de desmatamento na Amazônia, e sim, divergência. Ou seja, ao longo do tempo as disparidades regionais tendem a se ampliar, implicando em aumentos na desigualdade. No entanto, deve-se frisar que essa desigualdade está crescendo a taxas decrescentes, como descreve o modelo da CKA. De outra maneira, o desmatamento está se dando de forma mais desigual na Amazônia, mas a um ritmo cada vez mais lento. Com o passar dos anos a divergência pode se tornar convergência (em média os municípios passariam do segmento ascendente da CKA para o segmento descendente).

Todavia, o modelo clássico não é o mais indicado para explicar a convergência do desmatamento, conforme indicaram as estatísticas de teste do multiplicador de Lagrange. Estas mostraram que o melhor modelo é o que considerou a defasagem espacial da variável dependente como uma das variáveis explicativas – modelo de defasagem espacial (SAR).

Assim, os modelos para o período 2000-2008, e para os sub-períodos 2000-2003 e 2004-2008, foram adaptados para conter explicitamente a defasagem espacial da variável dependente, como uma das variáveis explanatórias. Os resultados mostraram que os coeficientes  $\beta$  foram todos positivos e significativos, corroborando a ocorrência e divergência do desmatamento, conforme já indicou a análise por MQO. No entanto, verificou-se que as magnitudes dos coeficientes  $\beta$  reduziram-se aproximadamente pela metade do modelo clássico, para os modelos estimados por MV e VI durante o período 2000-2008, e para o sub-período 2000-2003. No sub-período 2004-2008 também houve redução do coeficiente  $\beta$  nos modelos espaciais, contudo, em menor magnitude.

Outra constatação importante é que em todos os modelos espaciais analisados, a componente espacial - o coeficiente  $\rho$  - revelou-se altamente significativo e com sinal positivo. Em outras palavras, considera-se que o processo de desmatamento não segue um processo aleatório espacial na Amazônia, indicando que um município influi positivamente sobre as taxas de desmatamento de seus vizinhos e vice-versa.

Por sua vez, os mesmos tipos de análises anteriores também foram realizados para o estado de Mato Grosso. Isto se justificou porque o governo federal brasileiro considera este estado prioritário no combate ao desmatamento, principalmente, por apresentar 20 dos 43 municípios de toda Amazônia com os maiores valores históricos acumulados para essa variável.

Destarte, para verificar a relevância do caso mato-grossense foram elaboradas as estatísticas da AEDE para o período 2000-2008 e para os sub-períodos 2000-2003 e 2004-2008. Novamente, adotou-se essa metodologia por ser a mais apropriada para dados georreferenciados, pois engloba o conceito de fluxo (períodos de tempo recentes e definidos), bem como a dependência espacial que um município exerce sobre o outro.

De início foram efetuadas as estatísticas que mensuram a autocorrelação espacial global, ou seja, o  $I$  de Moran e o  $c$  de Geary. Ambas foram significativas e confirmaram a

existência de dependência espacial entre os municípios de Mato Grosso para o processo de desmatamento.

Em seguida, o diagrama de dispersão de Moran indicou que existem padrões locais destoantes do comportamento médio. Nesse aspecto, os indicadores LISA refinaram esses resultados, mostrando quais são os municípios mato-grossenses que apresentaram algum tipo de padrão espacial para o desmatamento.

Tomando como base o período completo de estudo, 2000-2008, chegou-se à conclusão que o padrão AA é formado por um grande *cluster* de desmatamento na região centro-norte de Mato Grosso, sendo composto pelos municípios de Alta Floresta, Carlinda, Cláudia, Colíder, Guarantã do Norte, Itaúba, Juara, Marcelândia, Matupá, Nova Canaã do Norte, Novo Mundo, Paranaíta, Peixoto de Azevedo, Sinop, Sorriso, Tapurah, Terra Nova do Norte, Nova Guarita e Nova Santa Helena. Pela metodologia empregada, esses municípios também deveriam fazer parte de uma lista prioritária para o combate ao desmatamento no estado.

Com relação às análises de convergência, todos os períodos no estado apresentaram coeficientes  $\beta$  positivos e significativos, sugerindo que está ocorrendo divergência e não convergência do desmatamento. Todavia verificou-se que as disparidades municipais estão crescendo a taxas decrescentes, sugerindo que o processo de divergência pode se tornar de convergência com o passar dos anos.

Além disso, constatou-se que os modelos de erro-espacial foram os mais indicados para todos os períodos, conforme os testes de multiplicador de Lagrange. Ou seja, todos os coeficientes  $\lambda$  mostraram-se altamente significativos, independente do método de estimação utilizado, confirmando que a dependência espacial do desmatamento entre os municípios mato-grossenses está no termo de erro dos modelos elaborados.

Por fim, uma questão relevante diz respeito às diferenças encontradas entre os modelos de convergência espacial para o desmatamento na Amazônia Legal e os mesmos modelos em Mato Grosso. Enquanto o modelo de defasagem espacial foi o mais indicado para representar o processo de divergência espacial do desmatamento na Amazônia, o modelo de erro espacial foi o que apresentou os resultados mais robustos para o estado de Mato Grosso.

Tais resultados sugerem que o estado mato-grossense possui características específicas que o difere dos demais estados da Amazônia Legal, como por exemplo, sua grande rede de rodovias e estradas, clima favorável para o plantio da soja e a criação pecuária, além dos elevados valores para o desmatamento acumulado, como se verificou anteriormente.

Em outras palavras, as diferenças estruturais de Mato Grosso podem ser decorrentes de efeitos não modelados e que não foram aleatoriamente distribuídos através do espaço, resultando em multiplicadores de Lagrange para o erro espacial mais robustos que os multiplicadores de Lagrange para a defasagem espacial. Nessa situação, o modelo de erro espacial é o que melhor explica o processo de divergência espacial do desmatamento em Mato Grosso, em detrimento ao modelo de defasagem espacial, como se verificou para o caso da Amazônia Legal como um todo.

## 7. REFERÊNCIAS

ALENCAR, A., NEPSTAD, D., MACGRATH, D., MOUTINHO, P., PACHECO, P., DIAZ, M. D. V., SOARES FILHO, B. *Desmatamento na Amazônia: indo além da emergência crônica*. Belém: Instituto de Pesquisa Ambiental da Amazônia (IPAM), 2004.

ALMEIDA, M. A. S. *Análise exploratória e modelo explicativo da criminalidade no Estado de São Paulo: interação espacial (2001)*. 2007. 85 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Universidade Estadual de São Paulo, Araraquara, 2007.

ALMEIDA, E. S. e HADDAD, E. A. “MEECA: Um modelo econométrico especial para projeção consistente de culturas agropecuárias”. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, vol. 42, nº 03, p. 507-527, jul/set, 2004.

ALMEIDA, E. S., HADDAD, E. A. e HEWINGS, G. J. D. “The spatial pattern of crime in Minas Gerais: an exploratory analysis”. *Economia Aplicada*, vol. 9, n. 1, 2005.

ALMEIDA, E. S., PEROBELLI, F. S. e FERREIRA, P. G. C. “Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil?” *Revista de Economia e Sociologia Rural*, vol. 46, nº 01, p. 31-52, jan/mar, 2008.

ANSELIN, L. *Spatial econometrics: methods and models*, Kluwer Academic, Boston, 1988.

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

ANSELIN, L. “Interactive techniques and exploratory spatial data analysis” in: Longley P. A, Goodchild M. F, Maguire D. J and Wind D. W (eds). *Geographical information system: principles, techniques, management and applications*. Wiley: New York. p. 253-365, 1998.

ANSELIN, L. *Exploring Spatial Data with GeoDa: a Workbook*. University of Illinois, Urbana-Champaign, 2005.

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

ANSELIN, L; SYABRI, I; SMIRNOV, O. *Visualizing multivariate spatial correlation with dynamically linked Windows*. Mimeo, University of Illinois, 2003.

ARAÚJO, P. T. M; MELO, A. S. S. A; *Instituições ambientais e desmatamento na Amazônia Legal brasileira: uma análise exploratória em nível de município*. In: XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural – SOBER: Rio Branco, Acre, 2008.

ARRAES, R. A; DINIZ, M. B; DINIZ, M. J. T. “Curva ambiental de Kuznets e desenvolvimento econômico sustentável”. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, vol. 44, nº 3, p. 525-547, jul/set, 2006.

BARCELLOS, F. C; CARVALHO, P. G. M. *Municípios com instrumentos de gestão ambiental*. In: VIII Encontro da Sociedade Brasileira de Economia Ecológica. 2009, Cuiabá, Mato Grosso, 2009.

BARRO, R. J. and SALA-I-MARTIN, X. “Convergence across states and regions.” *Brookings Papers. Economic Activity*, n. 1, pp. 107-82, 1991.

BARRO, R. J. and SALA-I-MARTIN, X. “Convergence.” *Journal of Political Economy*, 100, p. 223-251, 1992.

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

BAUMONT, C. *Spatial Effects in Housing Price Models: Do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration Dijon (1999)?* In: Regional Group Seminar of the Federal Reserve Bank of Chicago, 2004.

BRASIL – PLANO DE AÇÃO PARA A PREVENÇÃO E CONTROLE DO DESMATAMENTO NA AMAZÔNIA LEGAL, Brasília, DF, 2004. Disponível em: [www.planalto.gov.br/casacivil/desmat.pdf](http://www.planalto.gov.br/casacivil/desmat.pdf). Acesso em: 02 de agosto de 2009.

BROCK, W. A; TAYLOR, M. S. “The Green Solow Model”. NBER Working Paper, nº 10557, 2004.

CLIFF, A. D. e ORD, J. K. *Spatial processes: models and applications*. Pion, London, 1981.

DALL'ERBA, S. *Productivity convergence and spatial dependence among Spanish regions*. Working Paper REAL/UIUC, Illinois, 2003.

DARMOFAL, D. *Spatial econometrics and political science*. Mimeo, Department of Political Science, University of South Carolina, Columbia, 2006.

DE LONG, J. B. "Productivity growth, convergence, and welfare: comment." *American Economic Review*, 78, December: p. 1138-1154, 1988.

DNIT – DEPARTAMENTO NACIONAL DE INFRAESTRUTURA DE TRANSPORTE. Disponível em: [www.dnit.gov.br](http://www.dnit.gov.br). Acesso em: 05 de fevereiro de 2010.

FARLEY, J. *Optimal Deforestation in the Brazilian Amazon; Theory and Policy: The Local, National, International and Intergenerational Viewpoints*. PhD Thesis: Cornell University, 1998.

FEARNSIDE, P. M. "Environmental services as an strategy for sustainable development in rural Amazonia." *Ecological Economics*, v. 20, p. 53-70, 1997.

FEARNSIDE, P. M. "Combate ao desmatamento na Amazônia brasileira." *Cadernos da Biodiversidade*, Curitiba, v. 2, n. 2, p. 35-39, 1999.

FEARNSIDE, P. M. *A floresta amazônica nas mudanças globais*. Manaus: INPA, vol 1, 134 p., 2003.

FEARNSIDE, P. M. Carga Pesada: O custo ambiental de asfaltar um corredor de soja na Amazônia, p. 397-423. In: TORRES, M (ed.) *Amazônia Revelada: Os Descaminhos ao Longo da BR-163*. Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), Brasília, DF, 496 p., 2005a.

FEARNSIDE, P. M. "Desmatamento na Amazônia brasileira: história, índices e conseqüências." *Megadiversidade*, vol. 1, n. 1, p. 114-123, jul, 2005b.

FERREIRA, D. A. C., NOGUERA, S. P., CARNEIRO FILHO, A., SOARES-FILHO, B. "Mato, grosso até quando?" *Ciência Hoje*, vol. 42: 248, p. 26-31, 2008.

FLORAX, R. J. G. M., FOLMER, H., REY, S. J. "Specification searches in spatial econometrics: The relevance of Hendry's methodology", *Regional Science and Urban Economics*, vol. 33, n. 5, p. 557-79, 2003.

FOTHERINGHAM, A. S; BRUNSDON, C; CHARLTON, M. *Geographically weighted regression: the analysis of spatially varying relationships*. John Wiley and Sons, West Sussex, 2002.

GEIST, H. J; LAMBIN, E. F. What drives tropical deforestation? Land – Use and Land – Cover Change (LUCC). *International Human Dimensions Programme on Global*

*Environmental Change (IHDP), Internacional Geosphere – Biosphere Programme (IGBP), LUCC Report Series n° 4.* Louvain-la-Neuve, 2001.

GOMES, S. C; BRAGA, M. J. *Desenvolvimento Econômico e Desmatamento na Amazônia Legal: Uma análise Econométrica.* In: XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural – SOBER: Rio Branco, Acre, 2008.

GONÇALVES, E. *Distribuição Espacial da Atividade Inovadora Brasileira: Uma Análise Exploratória.* Texto para discussão CEDEPLAR n° 246. Belo Horizonte: UFMG, 2005.

GEMT – GOVERNO DO ESTADO DE MATO GROSSO. Disponível em: [www.mt.gov.br](http://www.mt.gov.br). Acesso em: 15/02/2010.

GREENPEACE. O rastro da pecuária na Amazônia – Mato Grosso: o estado da destruição. Disponível em: [www.greenpeace.org.br/amazonia/pdf/atlasweb.pdf](http://www.greenpeace.org.br/amazonia/pdf/atlasweb.pdf). Acesso em: 23 de dezembro de 2009.

GROSSMAN, G.; KRUEGER, A. “Economic Growth and the Environment.” *Quarterly Journal of Economics*, Massachusetts, vol. 110, n. 2, p. 353-377, 1995.

KELEJIAN, H. H. and PRUCHA, I. R. A “Generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model.” *International Economic Review*, vol. 40, n. 2, 1999.

IGLIORI, D. *Deforestation, growth and agglomeration effects: evidence from agriculture in the Brazilian Amazon.* Discussion paper series: University of Cambridge, department of land economy, n° 28.2008. UK, 2008.

INPE – INSTITUTO DE PESQUISAS ESPACIAIS. Disponível em: [www.inpe.br](http://www.inpe.br). Acesso em: 16 de maio de 2009.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Disponível em: [www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br). Acesso em: 28 de novembro de 2009.

LE GALLO, J. and ERTUR, C. “Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita. GDP in Europe, 1980-1995”, *Papers in Regional Science*, vol. 82, n. 2, p. 175-201, 2003.

LESAGE, J. P. *The theory and practice of spatial econometrics* (mimeo). Department of Economics. University of Toledo, 1999.

LOPES, J. L. *Avaliação do processo de convergência da produtividade da terra na agricultura brasileira no período 1960 a 2001.* Tese de Doutorado, ESALQ/USP, 2004.

MADDISON, D. “Environmental Kuznets Curves: A Spatial Econometrics Approach.” *Journal of Environmental and Management*, London, vol. 51, p. 218-230, 2006.

MARGULIS, S. *Causas do desmatamento na Amazônia brasileira*. The Word Bank, Brasília, 2003. Disponível em: [www.finefrint.com](http://www.finefrint.com). Acesso em: 16 de maio de 2009.

MCPHERSON, M. A., NIESWIADOMY, M. L. “Environmental Kuznets curve: threatened species and spatial effects.” *Ecological Economics*, v. 55, p. 395-407, 2005.

MICOL, L., ANDRADE, J., BÖRNER, J. *Redução das Emissões do Desmatamento e da Degradação (REDD): potencial de aplicação em Mato Grosso*. Instituto Centro de Vida (ICV), 2008.

MMA – MINISTÉRIO DO MEIO AMBIENTE. Disponível em: [www.mma.gov.br](http://www.mma.gov.br). Acesso em: 05 de abril de 2009.

ODLAND, J. *Spatial autocorrelation*. Sage publications, Londres, 1988.

OLIVEIRA, R. C. *Curva de Kuznets Ambiental para a Amazônia Legal*. 2009. 162 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Faculdade de Economia, Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2009.

OLIVEIRA, H. C., DOMINGUES, E. P. *Considerações sobre o impacto dos fundos constitucionais de financiamento do norte e do centro-oeste na redução da desigualdade no Brasil*. In: XXXIII Encontro Nacional de Economia, 2005, Rio Grande do Norte. Nordeste, 2005.

PANAYOTOU, T. “Demystifying the Environmental Kuznets Curve: Turning a Black Box into a Policy Tool.” *Environment and Development Economics*, p. 465-487, 1997.

PEROBELLI, F. S., ALMEIDA, E. S., SOUZA, M. C., SOUZA, R. M. *Produção de soja na região sul do Brasil (1991-2003): uma análise espacial*. Texto para discussão NUPE n° 23. UFJF, 2005.

PEROBELLI, F. S., FERREIRA, P. G., FARIA, W. R. “Análise de Convergência no Estado de Minas Gerais: 1975-2003”, *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*. vol. 1, n.1, 2007.

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

PPCDMT – *Plano de Ação para Prevenção e Controle do Desmatamento e Queimadas do Estado do Mato Grosso*, Cuiabá, Mato Grosso: Secretaria de Estado de Meio Ambiente – SEMA, 55 p, 2009.

PRODES – Programa de Calculo do Desflorestamento na Amazônia. Disponível em: <http://www.obt.inpe.br/prodes/index.html>. Acesso em: 16 de maio de 2009.

QUAH, D. T. “Regional convergence clusters across Europe.” *European Economic Review*, vol. 40, p. 951-958, 1996.

REIS, E. J; GUZMÁN, R. M. “An econometric model of Amazon deforestation”. Texto para discussão IPEA n° 265. Brasília: IPEA, 1992.

REY, J. S. and MONTOURY, B. D. “US Regional income convergence: a spatial econometric perspective”, *Regional Studies*, vol. 33, n. 2, p. 143-156, 1999.

SANTOS, R. B. N; DINIZ, M. B; DINIZ, M. J. T; RIVERO, S. L. M; OLIVEIRA JÚNIOR, J. N. *Estimativa da curva de Kuznets ambiental para a Amazônia legal*. In: XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural – SOBER. Rio Branco, Acre, 2008.

SELDEN, T. M.; SONG, D. “Environmental Quality and Development: Is There a Kuznets Curve for Air Pollutions Emissions?” *Journal of Environmental Economics and Management*, New York, vol. 27, n. 7, p. 1151-1160, 1994.

SHAFIK, N.; BANDYOPADHYAY, S. “Economic Growth and Environmental Quality: A Time Series and Cross-Country Evidence.” *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 4, p. 1-24, 1992.

SIDRA - Sistema IBGE de Recuperação Automática. Disponível em <http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/>, Acesso em: 06 de setembro de 2009.

SCHNEIDER, R; ARIMA, E; VERÍSSIMO, A; BARRETO, P; SOUZA JÚNIOR, C. *Amazônia sustentável: limitantes e oportunidades para o desenvolvimento rural*. Séries parcerias Banco Mundial – Brasil e AMAZON, 2000.

SECEX – SECRETARIA DE COMÉRCIO EXTERIOR. Disponível em: [www.desenvolvimento.gov.br/sitio/secex/secex/competencia.php](http://www.desenvolvimento.gov.br/sitio/secex/secex/competencia.php). Acesso em: 17 de setembro de 2009.

SOUZA, M. C; PEROBELLI, F. S. “Análise da distribuição territorial da sojicultura no Brasil: 1991 – 2003”. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 39, p. 46-65, 2008.

TEIXEIRA, R. F. A. P; ALMEIDA, E. S; OLIVEIRA JÚNIOR, L. B; ALVIM, M. I. S. A. “Análise espacial da produtividade de óleo vegetal para a produção de biodiesel na Zona da Mata Mineira.” *GESTÃO.Org. Revista Eletrônica de Gestão Organizacional*, v. 6, p. 277-299, 2008.

TESOURO NACIONAL - Execução Orçamentária dos Estados. Disponível em: [http://www.tesouro.fazenda.gov.br/estatistica/est\\_estados.asp](http://www.tesouro.fazenda.gov.br/estatistica/est_estados.asp). Acesso em: 04 de setembro de 2009.

TYSZLER, M. *Econometria Espacial: discutindo medidas para a matriz de ponderação espacial*. Dissertação de mestrado, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2006.

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

VIEIRA, R. S. *Crescimento econômico no estado de São Paulo: uma análise espacial*. 2008. 91 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Universidade Estadual de São Paulo, Araraquara, 2008.

WALKER, R; MORAN, E; ANSELIN, L. "Deforestation and cattle ranching in the Brazilian Amazon: external capital and household processes." *World Development*, vol. 28, n. 4, p. 683-699, 2000.

WANIEZ, P. *Philcarto: versão 4.xx para Windows – manual do usuário*. Tradução e Adaptação para o português de Eduardo Paulon Girardi, 2007. Disponível em: <http://williambarroto.pbworks.com/f/Manual+Philcarto+PT.pdf>. Acesso em: 4 de agosto de 2009.

YOUNG, C. E. F., MAC-KNIGHT, V., MEIRELES, A. L. *Desmatamento e custo de oportunidade da terra: o caso de Mato Grosso*. In: VIII Encontro da Sociedade Brasileira de Economia Ecológica. 2009, Cuiabá, Mato Grosso, 2009.

## ANEXO – INDICADORES LISA PARA OS MUNICÍPIOS DA AMAZÔNIA

### QUADRO A. Municípios da Amazônia com o Padrão Alto-Alto durante o Período 2000-2008

Padrão Alto-Alto	
Amapá do Maranhão - MA	Nazaré - TO
Ananindeua - PA	Olinda Nova do Maranhão - MA
Angico - TO	Paço do Lumiar - MA
Araguaína - TO	Pindaré-Mirim - MA
Augustinópolis - TO	Pinheiro - MA
Axixá do Tocantins - TO	Pio XII - MA
Bela Vista do Maranhão - MA	Poção de Pedras - MA
Belém - PA	Porto Rico do Maranhão - MA
Benevides - PA	Praia Norte - TO
Bequimão - MA	Quatipuru - PA
Bernardo do Mearim - MA	Raposa - MA
Buriti do Tocantins - TO	Sampaio - TO
Carrasco Bonito - TO	Santa Bárbara do Pará - PA
Cedral - MA	Santa Inês - MA
Cidelândia - MA	Santa Isabel do Pará - PA
Curuçá - PA	Santa Terezinha do Tocantins - TO
Dom Pedro - MA	Santo Antônio do Tauá - PA
Governador Eugênio Barros - MA	São Caetano de Odivelas - PA
Governador Newton Bello - MA	São Domingos do Maranhão - MA
Guimarães - MA	São Francisco do Pará - PA
Igarapé do Meio - MA	São João de Pirabas - PA
Igarapé Grande - MA	São José de Ribamar - MA
Imperatriz - MA	São Luís - MA
Joselândia - MA	São Miguel do Tocantins - TO
Junco do Maranhão - MA	São Raimundo do Doca Bezerra - MA
Lago da Pedra - MA	São Roberto - MA
Lago do Junco - MA	São Sebastião do Tocantins - TO
Lago dos Rodrigues - MA	São Vicente Ferrer - MA
Luzinópolis - TO	Senador Alexandre Costa - MA
Maracanã - PA	Sítio Novo do Tocantins - TO
Marituba - PA	Terra Alta - PA
Matinha - MA	Tracuateua - PA
Mirinzal - MA	Tufilândia - MA
Monção - MA	Vila Nova dos Martírios - MA

Fonte: Elaboração do autor.

**QUADRO B. Municípios da Amazônia com os Padrões Baixo-Alto e Alto Baixo durante o período 2000-2008**

Padrão Baixo-Alto	Padrão Alto-Baixo
Barra do Corda - MA	Miranorte - TO
São João do Soter - MA	São Mateus do Maranhão - MA

Fonte: Elaboração do autor.

**QUADRO C. Municípios da Amazônia com o Padrão Baixo-Baixo durante o período 2000-2008**

Padrão Baixo-Baixo		
Acorizal - MT	Filadélfia - TO	Peixe - TO
Afonso Cunha - MA	Fonte Boa - AM	Peritoró - MA
Água Doce do Maranhão - MA	Formosa da Serra Negra - MA	Pindorama do Tocantins - TO
Taipas do Tocantins - TO	Formoso do Araguaia - TO	Ponte Alta do Bom Jesus - TO
Aldeias Altas - MA	Fortaleza dos Nogueiras - MA	Ponte Alta do Tocantins - TO
Almas - TO	General Carneiro - MT	Ponte Branca - MT
Alto Araguaia - MT	Goiatins - TO	Porto Alegre do Tocantins - TO
Alto Garças - MT	Gurupi - TO	Porto Nacional - TO
Alto Taquari - MT	Humbero de Campos - MA	Primeira Cruz - MA
Alvorada - TO	Ipueiras - TO	Pugmil - TO
Anapurus - MA	Itacajá - TO	Recursolândia - TO
Aparecida do Rio Negro - TO	Itapiratins - TO	Riachão - MA
Araguaçu - TO	Itiquira - MT	Ribeirãozinho - MT
Araguainha - MT	Japurá - AM	Rio da Conceição - TO
Arraias - TO	Jaú do Tocantins - TO	Sandolândia - TO
Aurora do Tocantins - TO	Lagoa do Mato - MA	Santa Rita do Tocantins - TO
Babaçulândia - TO	Lagoa do Tocantins - TO	Santa Rosa do Tocantins - TO
Balsas - MA	Lajeado Novo - MA	Santa Tereza do Tocantins - TO
Barcelos - AM	Lavandeira - TO	Santana do Maranhão - MA
Barra do Garças - MT	Lizarda - TO	Santo Amaro do Maranhão - MA
Barreirinhas - MA	Mata Roma - MA	São Benedito do Rio Preto - MA
Belágua - MA	Mateiros - TO	São Domingos do Azeitão - MA
Bonfim - RR	Monte Carmo - TO	São Félix do Tocantins - TO
Brejinho de Nazaré - TO	Monte Santo do Tocantins - TO	São Gabriel da Cachoeira - AM
Campos Lindos - TO	Natividade - TO	São Pedro dos Crentes - MA
Capinzal do Norte - MA	Nova Colinas - MA	São Raimundo das Mangabeiras - MA
Cariri do Tocantins - TO	Nova Rosalândia - TO	São Salvador do Tocantins - TO
Carolina - MA	Novo Acordo - TO	São Valério da Natividade - TO
Chapada da Natividade - TO	Novo Alegre - TO	Silvanópolis - TO
Chapada de Areia - TO	Novo Jardim - TO	Sucupira - TO
Chapadinha - MA	Novo São Joaquim - MT	Sucupira do Norte - MA
Codó - MA	Oliveira de Fátima - TO	Sucupira do Riachão - MA

Combinado - TO	Pacaraima - RR	Taguatinga - TO
Conceição do Tocantins - TO	Palmas - TO	Talismã - TO
Coroatá - MA	Palmeirópolis - TO	Tapauá - AM
Cristalândia - TO	Paraibano - MA	Timbiras - MA
Dianópolis - TO	Paraíso do Tocantins - TO	Tocantínia - TO
Divinópolis do Tocantins - TO	Paraná - TO	Torixoréu - MT
Duerá - TO	Passagem Franca - MA	Tupiratins - TO
Fátima - TO	Paulino Neves - MA	Tutóia - MA
Feira Nova do Maranhão - MA	Pedro Afonso - TO	Urbano Santos - MA
Figueirópolis - TO		

Fonte: Elaboração do autor.

### QUADRO D. Municípios da Amazônia com o Padrão Alto-Alto durante o período 2000-2003

Padrão Alto-Alto	
Amapá do Maranhão - MA	Mirinzal - MA
Ananindeua - PA	Monção - MA
Angico - TO	Nazaré - TO
Araguaína - TO	Olinda Nova do Maranhão - MA
Arari - MA	Palmeirândia - MA
Augustinópolis - TO	Pindaré-Mirim - MA
Axixá do Tocantins - TO	Pinheiro - MA
Bela Vista do Maranhão - MA	Pio XII - MA
Belém - PA	Poção de Pedras - MA
Benevides - PA	Porto Rico do Maranhão - MA
Bequimão - MA	Praia Norte - TO
Bernardo do Mearim - MA	Quatipuru - PA
Buriti do Tocantins - TO	Raposa - MA
Cachoeirinha - TO	Sampaio - TO
Carrasco Bonito - TO	Santa Bárbara do Pará - PA
Castanhal - PA	Santa Inês - MA
Cedral - MA	Santa Isabel do Pará - PA
Cidelândia - MA	Santa Terezinha do Tocantins - TO
Curuçá - PA	Santo Antônio do Tauá - PA
Dom Pedro - MA	São Caetano de Odivelas - PA
Esperantinópolis - MA	São Domingos do Maranhão - MA
Governador Eugênio Barros - MA	São Francisco do Pará - PA
Guimarães - MA	São João de Pirabas - PA
Igarapé do Meio - MA	São José de Ribamar - MA
Igarapé Grande - MA	São Luís - MA
Imperatriz - MA	São Miguel do Tocantins - TO
Joselândia - MA	São Raimundo do Doca Bezerra - MA

Junco do Maranhão - MA	São Roberto - MA
Juscimeira - MT	São Sebastião do Tocantins - TO
Lago da Pedra - MA	São Vicente Ferrer - MA
Lago do Junco - MA	Senador Alexandre Costa - MA
Lago dos Rodrigues - MA	Sítio Novo do Tocantins - TO
Luzinópolis - TO	Terra Alta - PA
Maracanã - PA	Tracuateua - PA
Marituba - PA	Tufilândia - MA
Matinha - MA	Vila Nova dos Martírios - MA

Fonte: Elaboração do autor.

### QUADRO E. Municípios da Amazônia com os Padrões Baixo-Alto e Alto Baixo durante o período 2000-2003

Padrão Baixo-Alto	Padrão Alto-Baixo
Barra do Corda - MA	Miranorte - TO
São João do Soter - MA	São Mateus do Maranhão - MA

Fonte: Elaboração do autor.

### QUADRO F. Municípios da Amazônia com o Padrão Baixo-Baixo durante o período 2000-2003

Padrão Baixo-Baixo		
Acorizal - MT	Filadélfia - TO	Peixe - TO
Afonso Cunha - MA	Fonte Boa - AM	Peritoró - MA
Água Doce do Maranhão - MA	Formosa da Serra Negra - MA	Pindorama do Tocantins - TO
Taipas do Tocantins - TO	Formoso do Araguaia - TO	Pium - TO
Aldeias Altas - MA	Fortaleza dos Nogueiras - MA	Ponte Alta do Bom Jesus - TO
Almas - TO	General Carneiro - MT	Ponte Alta do Tocantins - TO
Alto Araguaia - MT	Goiatins - TO	Ponte Branca - MT
Alto Garças - MT	Gurupi - TO	Porto Alegre do Tocantins - TO
Alto Taquari - MT	Humbero de Campos - MA	Porto Nacional - TO
Alvorada - TO	Ipueiras - TO	Primeira Cruz - MA
Anapurus - MA	Itacajá - TO	Pugmil - TO
Aparecida do Rio Negro - TO	Itapiratins - TO	Recursolândia - TO
Apuí - AM	Itiquira - MT	Riachão - MA
Araguaçu - TO	Japurá - AM	Ribeirãozinho - MT
Araguainha - MT	Jaú do Tocantins - TO	Rio da Conceição - TO
Arraias - TO	Jutaí - AM	Sandolândia - TO
Aurora do Tocantins - TO	Lagoa do Mato - MA	Santa Rita do Tocantins - TO
Babaçulândia - TO	Lagoa do Tocantins - TO	Santa Rosa do Tocantins - TO
Balsas - MA	Lajeado Novo - MA	Santa Tereza do Tocantins - TO
Barcelos - AM	Lavandeira - TO	Santana do Maranhão - MA
Barra do Garças - MT	Lizarda - TO	Santo Amaro do Maranhão - MA

Barreirinhas - MA	Manicoré - AM	São Benedito do Rio Preto - MA
Belágua - MA	Mata Roma - MA	São Domingos do Azeitão - MA
Bonfim - RR	Mateiros - TO	São Félix do Tocantins - TO
Brejinho de Nazaré - TO	Monte Carmo - TO	São Gabriel da Cachoeira - AM
Campos Lindos - TO	Monte Santo do Tocantins - TO	São Pedro dos Crentes - MA
Canutama - AM	Natividade - TO	São Raimundo das Mangabeiras - MA
Capinzal do Norte - MA	Nova Colinas - MA	São Salvador do Tocantins - TO
Cariri do Tocantins - TO	Nova Rosalândia - TO	São Valério da Natividade - TO
Carolina - MA	Novo Acordo - TO	Silvanópolis - TO
Chapada da Natividade - TO	Novo Alegre - TO	Sucupira - TO
Chapada de Areia - TO	Novo Jardim - TO	Sucupira do Norte - MA
Chapadinha - MA	Novo São Joaquim - MT	Sucupira do Riachão - MA
Codó - MA	Oliveira de Fátima - TO	Taguatinga - TO
Combinado - TO	Pacaraima - RR	Talismã - TO
Conceição do Tocantins - TO	Palmas - TO	Tapauá - AM
Coroatá - MA	Palmeirópolis - TO	Timbiras - MA
Cristalândia - TO	Paraibano - MA	Tocantínia - TO
Dianópolis - TO	Paraíso do Tocantins - TO	Torixoréu - MT
Divinópolis do Tocantins - TO	Paraná - TO	Tupiratins - TO
Duerá - TO	Passagem Franca - MA	Tutóia - MA
Fátima - TO	Pastos Bons - MA	Urbano Santos - MA
Feira Nova do Maranhão - MA	Paulino Neves - MA	Vitória do Jari - AP
Figueirópolis - TO	Pedro Afonso - TO	

Fonte: Elaboração do autor.

### QUADRO G. Municípios da Amazônia com o Padrão Alto-Alto durante o período 2004-2008

Padrão Alto-Alto	
Acará - PA	Nova Canaã do Norte - MT
Acrelândia - AC	Nova Esperança do Piriá - PA
Água Azul do Norte - PA	Nova Guarita - MT
Alcântara - MA	Nova Ipixuna - PA
Altamira do Maranhão - MA	Nova Olinda - TO
Amapá do Maranhão - MA	Nova Santa Helena - MT
Ananindeua - PA	Novo Horizonte do Norte - MT
Araguaína - TO	Ourém - PA
Araguanã - TO	Paço do Lumiar - MA
Bannach - PA	Paragonimas - PA
Bela Vista do Maranhão - MA	Paranaíba - MT
Bequimão - MA	Pau d' Arco - TO
Bernardo Sayão - TO	Paulo Ramos - MA
Bom Jesus das Selvas - MA	Piçarra - PA

Capitão Poço - PA	Pinheiro - MA
Castanheiras - RO	Poção de Pedras - MA
Colíder - MT	Porto dos Gaúchos - MT
Colinas do Tocantins - TO	Rio Maria - PA
Dom Eliseu - PA	Santa Bárbara do Pará - PA
Floresta do Araguaia - PA	Santa Carmem - MT
Garrafão do Norte - PA	Santa Cruz do Xingu - MT
Governador Eugênio Barros - MA	Santa Isabel do Pará - PA
Governador Jorge Teixeira - RO	Santo Antônio do Tauá - PA
Governador Newton Bello - MA	São Francisco do Brejão - MA
Imperatriz - MA	São José de Ribamar - MA
Itaúba - MT	Sapucaia - PA
Itinga do Maranhão - MA	Senador Alexandre Costa - MA
Itupiranga - PA	Sítio Novo do Tocantins - TO
Ji-Paraná - RO	Teixeirópolis - RO
Juína - MT	Terra Alta - PA
Lagoa Grande do Maranhão - MA	Terra Nova do Norte - MT
Marabá - PA	Tracuateua - PA
Maracanã - PA	Ulianópolis - PA
Marituba - PA	Vila Rica - MT
Ministro Andreazza - RO	Xambioá - TO
Mirinzal - MA	Xinguara - PA
Monte Negro - RO	

Fonte: Elaboração do autor.

#### QUADRO H. Municípios da Amazônia com os Padrões Baixo-Alto e Alto Baixo durante o período 2004-2008

Padrão Baixo-Alto	
Lago do Junco - MA	Rio Crespo - RO
Ourilândia do Norte - PA	São João do Carú - MA
Parauapebas - PA	Tucuruí - PA

Fonte: Elaboração do autor.

#### QUADRO I. Municípios da Amazônia com o Padrão Baixo-Baixo durante o período 2004-2008

Padrão Baixo-Baixo		
Acorizal - MT	Formosa da Serra Negra - MA	Peritoró - MA
Afonso Cunha - MA	Formoso do Araguaia - TO	Pindorama do Tocantins - TO
Água Doce do Maranhão - MA	Fortaleza dos Nogueiras - MA	Pium - TO
Taipas do Tocantins - TO	General Carneiro - MT	Ponte Alta do Bom Jesus - TO
Aldeias Altas - MA	Goiatins - TO	Ponte Alta do Tocantins - TO
Almas - TO	Gurupi - TO	Ponte Branca - MT

Alto Araguaia - MT	Humbero de Campos - MA	Porto Alegre do Tocantins - TO
Alto Garças - MT	Ipueiras - TO	Porto Nacional - TO
Alto Taquari - MT	Itacajá - TO	Primeira Cruz - MA
Alvorada - TO	Itapiratins - TO	Pugmil - TO
Anapurus - MA	Itiquira - MT	Recursolândia - TO
Aparecida do Rio Negro - TO	Japurá - AM	Riachão - MA
Araguaçu - TO	Jaú do Tocantins - TO	Ribeirãozinho - MT
Araguainha - MT	Juruá - AM	Rio da Conceição - TO
Arraias - TO	Lagoa do Mato - MA	Sandolândia - TO
Aurora do Tocantins - TO	Lagoa do Tocantins - TO	Santa Rita do Tocantins - TO
Babaçulândia - TO	Lajeado Novo - MA	Santa Rosa do Tocantins - TO
Balsas - MA	Lavandeira - TO	Santa Tereza do Tocantins - TO
Barcelos - AM	Lizarda - TO	Santana do Maranhão - MA
Barra do Garças - MT	Mata Roma - MA	Santo Amaro do Maranhão - MA
Barreirinhas - MA	Mateiros - TO	São Benedito do Rio Preto - MA
Belágua - MA	Miranorte - TO	São Domingos do Azeitão - MA
Bonfim - RR	Monte Carmo - TO	São Félix do Tocantins - TO
Brejinho de Nazaré - TO	Monte Santo do Tocantins - TO	São Gabriel da Cachoeira - AM
Campos Lindos - TO	Natividade - TO	São Mateus do Maranhão - MA
Capinzal do Norte - MA	Nova Colinas - MA	São Pedro dos Crentes - MA
Cariri do Tocantins - TO	Nova Rosalândia - TO	São Raimundo das Mangabeiras - MA
Carolina - MA	Novo Acordo - TO	São Salvador do Tocantins - TO
Chapada da Natividade - TO	Novo Alegre - TO	São Valério da Natividade - TO
Chapada de Areia - TO	Novo Jardim - TO	Silvanópolis - TO
Chapadinha - MA	Novo São Joaquim - MT	Sucupira - TO
Codó - MA	Oiapoque - AP	Sucupira do Norte - MA
Combinado - TO	Oliveira de Fátima - TO	Sucupira do Riachão - MA
Conceição do Tocantins - TO	Pacaraima - RR	Taguatinga - TO
Coroatá - MA	Palmas - TO	Talismã - TO
Cristalândia - TO	Palmeirópolis - TO	Tapauá - AM
Dianópolis - TO	Paraibano - MA	Timbiras - MA
Divinópolis do Tocantins - TO	Paraíso do Tocantins - TO	Tocantínia - TO
Duerá - TO	Paraná - TO	Torixoréu - MT
Fátima - TO	Passagem Franca - MA	Tupiratins - TO
Feira Nova do Maranhão - MA	Pastos Bons - MA	Tutóia - MA
Figueirópolis - TO	Paulino Neves - MA	Uiramutã - RR
Filadélfia - TO	Pedro Afonso - TO	Urbano Santos - MA
Fonte Boa - AM	Peixe - TO	

Fonte: Elaboração do autor.