

SESSÃO ORDINÁRIA

ÁREA: 6. ECONOMIA AGRÁRIA, ESPAÇO E MEIO AMBIENTE
SUB-ÁREA: 6.2. ECONOMIA AGRÁRIA E DO MEIO AMBIENTE

DESMATAMENTO NO ESTADO DE MATO GROSSO: AVALIAÇÃO DE CONVERGÊNCIA E INTERAÇÃO ESPACIAL

Rudolph Fabiano Alves Pedroza Teixeira*

Luciana Togeiro de Almeida*

Mario Augusto Bertella*

Resumo: Este trabalho faz uma análise de convergência espacial para o processo de desmatamento entre 139 municípios do estado de Mato Grosso, durante o período de 2000 a 2008. Primeiramente, realiza-se uma Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), que detecta a presença de autocorrelação espacial entre as taxas de desmatamento dos municípios da referida região. Dessa forma, pode-se considerar que o desmatamento não segue um processo aleatório no estado de Mato Grosso. Após isso, são estimados alguns modelos de β convergência, indicando que o modelo de erro espacial é o que fornece melhores resultados. Contudo, mesmo o coeficiente β sendo estatisticamente significativo para todos os períodos, ele apresenta sinal positivo, sugerindo que não ocorre convergência e, sim, incremento das disparidades regionais no processo de desmatamento.

Palavras-chave: Desmatamento; econometria espacial; β convergência.

Classificação JEL: R12, Q51

DEFORESTATION IN THE MATO GROSSO STATE: CONVERGENCE ASSESSMENT AND SPATIAL INTERACTION

Abstract: This paper analyzes the spatial convergence for the process of deforestation among 139 cities in the Mato Grosso State during the period 2000-2008. First, it carried out an Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA), which detected the presence of spatial association between the rates of deforestation in municipalities of Mato Grosso State. Thus, we can consider that deforestation does not follow a random process in this region. After that, it was estimated some models of β convergence, indicating that the spatial error model is the best one. However, in spite of the coefficient β being statistically significant in all periods, it has a positive signal, suggesting that there is not a convergence, but an increase in the regional disparities in the process of deforestation.

Key-words: Deforestation; spatial econometrics; β convergence.

JEL Classification: R12, Q51

*Economista da ELETROBRÁS e Mestre em Economia pela FCLAR/UNESP.

♥Professora Doutora do Programa de Pós-Graduação em Economia da FCLAR/UNESP.

♥Professor Doutor do Programa de Pós-Graduação em Economia da FCLAR/UNESP.

Introdução

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 km² somente nesse estado, ou seja, uma área superior à soma dos territórios de Portugal (92 mil km²) e Holanda (41,5 mil km²), 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).

A literatura destaca o incremento da atividade pecuária (MARGULIS, 2003), a sojicultura (FEARNSIDE, 1999), e o corte de árvores (FEARNSIDE, 2003), como os principais vilões do processo de desmatamento no estado mato-grossense. Entre 1990 e 2008, o rebanho bovino em Mato Grosso sofreu um incremento de 9 para cerca de 26 milhões de cabeças, mantendo um ritmo de crescimento médio de aproximadamente 5,7% ao ano. Paralelamente, a área plantada de soja no estado cresceu de 1,5 para 5,5 milhões de hectares no mesmo período, um incremento médio de 7,1% ao ano. Já 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 ano¹ (SIDRA, 2009).

Micol, Andrade e Börner (2008) enfatizam que além da conversão de florestas e cerrados em áreas voltadas ao agronegócio, nota-se também a conversão de áreas de

¹ É importante sublinhar que o SIDRA – Sistema IBGE de Recuperação Automática - fornece dados apenas sobre a extração legal de madeira. Dessa forma, o volume de madeira oficialmente extraída em Mato Grosso, entre 1990 e 2008, provavelmente está muito aquém do verdadeiro nível. Segundo Fearnside (2003), em 1998, a Secretaria de Assuntos Estratégicos (SAE) calculou que 80% do volume de toras cortadas nos estados da Amazônia eram ilegais.

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.

Geist e Lambin (2001) fizeram um levantamento de 152 estudos de caso 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 que não guardam necessariamente relação entre si, como por exemplo, pré-disposição ambiental, forças biofísicas e eventos aleatórios de natureza social.

O desmatamento em Mato Grosso se enquadra dentro das três categorias citadas, entretanto, as causas agregadas primárias e relacionadas predominam para a maioria dos pesquisadores sobre o tema (PPCDMT, 2009). Enfatiza-se que a atividade pecuária, a plantação da soja, a extração madeireira, ou todos esses fatores somados e mais alguns, são os grandes responsáveis pelo desmatamento da referida região.

Além desta introdução, o artigo está dividido em mais quatro seções. A segunda seção apresenta uma breve discussão sobre o processo de convergência e conceitos básicos de econometria espacial. A terceira seção refere-se à metodologia e à base de dados. A quarta seção discute os resultados alcançados. Por fim, na quinta seção, reportam-se as considerações finais.

2. Convergência e Econometria Espacial

Independentemente dos potenciais fatores explicativos do desmatamento, um processo que pode estar ocorrendo entre os municípios do estado de Mato Grosso e que ainda não foi investigado é o processo de convergência do desmatamento. Nas palavras de 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*, ε é o termo de erro, i é o indexador para os diversos países e t refere-se aos anos utilizados na análise.

Conforme Baumol (1986), se existir convergência absoluta, β 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 tais rendas se igualem ao longo do tempo (BARRO & SALA-I-MARTIN, 1991).

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 para 48 regiões da Espanha entre 1980 e 1996, utilizando-se da mesma metodologia.

No Brasil, a tese de Lopes (2004) faz uso da econometria espacial para avaliar o processo de convergência da produtividade da terra para as onze principais culturas brasileiras entre os estados produtores. O trabalho de Perobelli, Ferreira e Faria (2007) utiliza a mesma técnica para analisar a convergência da renda entre as microrregiões mineiras. Mais recentemente, Almeida, Perobelli e Ferreira (2008) investigam o processo de β 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. A idéia básica seria verificar se localidades pobres, 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 econômico².

O trabalho de Arraes *et al.* (2006), por exemplo, utiliza distintas amostras de países e de indicadores de degradação ambiental para verificar a hipótese da convergência durante o período de 1980 a 2000, através da metodologia de dados em painel. De todos os indicadores adotados, apenas o déficit de analfabetismo apresentou 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

² 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 destruição do meio ambiente (ARRAES *et al.*, 2006).

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

No entanto, a elaboração de um modelo de β convergência para o desmatamento dos municípios do estado de Mato Grosso, controlando-se os efeitos espaciais, é explorada no presente artigo de maneira inédita na literatura, até onde se sabe. O objetivo deste trabalho é adaptar a idéia de Baumol (1986) para entender o comportamento do processo de desmatamento nesse importante estado da região amazônica. Assim, ao se formalizar uma equação de convergência absoluta para o desmatamento em Mato Grosso, buscar-se-á verificar se municípios com maiores taxas de desmatamento estão convergindo para níveis similares ao dos municípios com menor grau de desmatamento. Resumidamente, esse trabalho pretende utilizar a análise de convergência para testar se as taxas de desmatamento entre os municípios mato-grossenses estão ficando mais homogêneas com o passar do tempo.

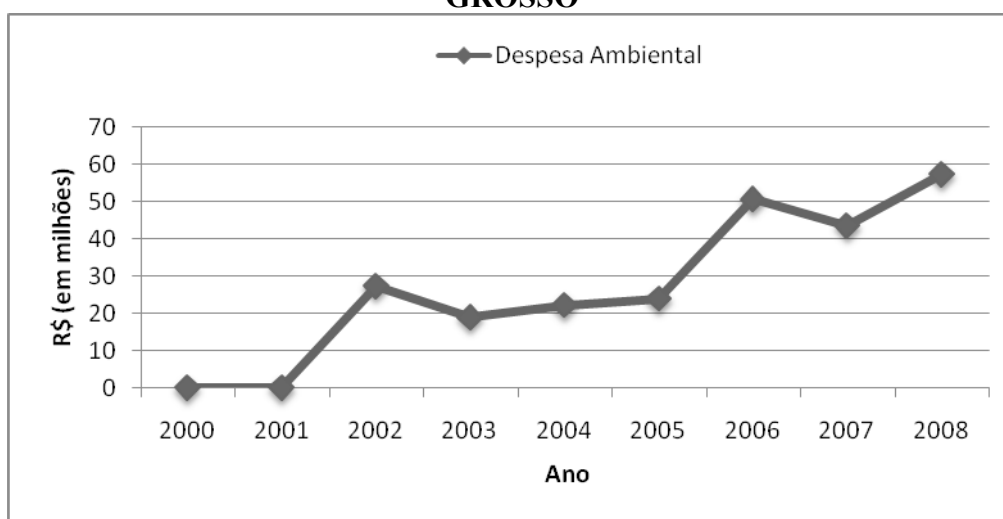
Um aspecto relevante do artigo é o seu período de análise (2000-2008). Esse período pode ser considerado um verdadeiro marco tanto no avanço das discussões sobre o desmatamento, quanto na gestão de recursos ambientais. Foi a partir desse período que o governo federal brasileiro e os estados passaram a dar maior importância à questão ambiental, através da inclusão da rubrica de despesa ambiental em seus respectivos orçamentos financeiros.

Nesse sentido, 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 1 mostra o desempenho da despesa ambiental no estado de Mato Grosso.

GRÁFICO 1. DESPESA COM GESTÃO AMBIENTAL NO ESTADO DE MATO GROSSO



Fonte: Elaboração dos autores 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.

Contudo, 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 e Meireles (2009).

Vale observar também a importância da utilização da econometria espacial nos estudos de convergência. De acordo com Quah (1996), a maioria dos trabalhos sobre convergência utiliza dados regionais, enquanto grande parte trata as regiões como unidades isoladas, ou seja, não explicitando a interação em seu entorno. Nesse aspecto, um modelo de convergência, composto por dados organizados em unidades espaciais, deveria levar em consideração os efeitos espaciais que poderiam resultar da interação espacial entre os distintos agentes (REY & MONTOURY, 1999).

A diferença entre a econometria espacial e a econometria convencional concentra-se na preocupação de se incorporar na 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 de várias naturezas, e não apenas de cunho econômico (ANSELIN, 1988; ANSELIN, SYABRI & SMIRNOV, 2003; ANSELIN & BERA, 1998).

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”.

Nesse contexto, o conceito de dependência espacial torna-se condição *sine-qua-non* para se entender a interação espacial ou os vários processos que possuem efeitos espaciais. A dependência espacial pode ser compreendida, por sua vez, através do valor de uma variável de interesse numa dada região i , digamos y_i , que depende do valor dessa mesma variável nas regiões vizinhas j , ou seja, y_j (PEROBELLI *et al.*, 2007).

Existem três fontes primárias de dependência espacial que podem ser destacadas: a primeira relaciona-se à variedade de processos de interação espacial, como por exemplo, o 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 espalhamento (a fronteira agrícola, por exemplo). Uma outra vinculada a erros nos dados espaciais, ocasionada pela falta ou baixa correspondência entre o escopo do fenômeno em estudo e o zoneamento das unidades espaciais (distritos, municípios, microrregiões etc.) com relação aos dados. 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).

É fácil verificar que o processo de desmatamento é muito sensível aos efeitos espaciais. A queima de florestas, o desenvolvimento de culturas agrícolas, a pecuária e o comércio clandestino de madeira são alguns fatores que se desenvolvem heterogeneamente no espaço, independentemente do zoneamento legal de uma unidade geográfica.

Em suma, este trabalho apresenta uma análise de convergência absoluta para o processo de desmatamento entre os municípios mato-grossenses, controlando-se os efeitos espaciais. Na presença desses efeitos, os métodos econométricos tradicionais levam à inferência espúria, com danos para a formulação de políticas públicas.

3. Base de Dados e Metodologia

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 do estado de Mato Grosso, consultada através do Programa de Cálculo do Desflorestamento na Amazônia (PRODES). Para a elaboração do artigo, foram compilados dados sobre o desmatamento em uma amostra de 139 municípios mato-grossenses, durante o período de 2000 a 2008, além dos sub-períodos de 2000 a 2003 e de 2004 a 2008. A variável adotada é a taxa de desmatamento em um determinado município, isto é, a razão da área desmatada pela área total do mesmo.

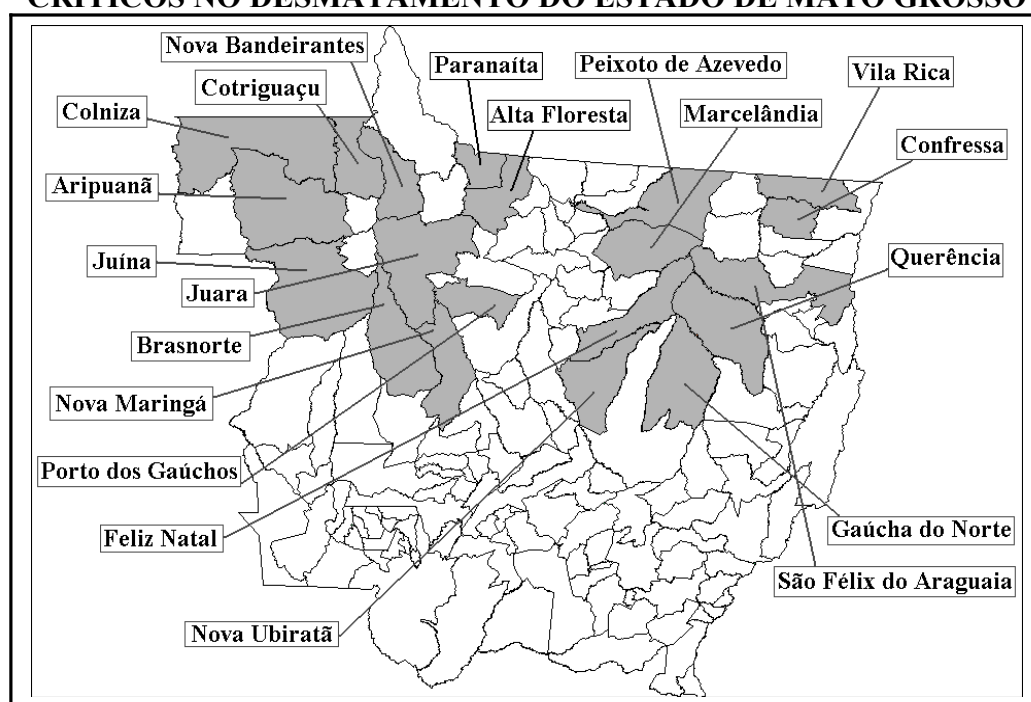
A utilização de dados recentes é fundamental em trabalhos que busquem estimar o processo de convergência, mitigando problemas metodológicos. Além disso, também é uma boa idéia estimar equações de convergência para sub-períodos da amostra, pois os resultados encontrados podem auxiliar a entender o desenvolvimento do processo de convergência como um todo (DE LONG, 1988).

Entretanto, ao se estudar a configuração do desmatamento recente em âmbito regional, é importante saber quais são as localidades que mais sofrem com esse 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.

Um aspecto importante a ser abordado, refere-se a uma lista divulgada pelo governo federal contendo os 43 municípios considerados críticos para o desmatamento da Amazônia Legal, dos quais 20 municípios estão localizados no estado de Mato Grosso (figura 1), ou seja, quase 50%, o que explica a forte preocupação do governo federal com o desmatamento desse estado.

FIGURA 1. LOCALIZAÇÃO ESPACIAL DOS MUNICÍPIOS CONSIDERADOS CRÍTICOS NO DESMATAMENTO DO ESTADO DE MATO GROSSO



Fonte: Elaboração dos autores.

A figura 1 contém os municípios que mais desmataram em Mato Grosso, desde a década de 1970, ou seja, esta se utiliza de um conceito de estoque ao mensurar a destruição da floresta. Por sua vez, este artigo se propõe a verificar tal processo por meio de um conceito de fluxo, utilizando-se de dados recentes.

Pretende-se mostrar que o conceito de estoque adotado pelo governo federal deveria ser avaliado conjuntamente com os principais municípios responsáveis pelo desmatamento recente no estado de Mato Grosso. Na verdade, como o desmatamento é um fenômeno que

independe do zoneamento geográfico de uma unidade espacial, este deve ser avaliado através de um conceito de fluxo, incorporando o impacto da degradação de um dado município sobre seu vizinho. Ao se utilizar o ferramental da análise exploratória de dados espaciais (AEDE) e da econometria espacial, será possível verificar que o desmatamento atual segue uma dinâmica diferente daquela baseada no conceito de desmatamento acumulado, utilizado pelo governo federal.

3.1. Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)

Conforme destacam Perobelli *et al.* (2007), 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 heterogeneidade espacial. Em suma, 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*).

Para que a AEDE seja implementada de maneira eficiente, é necessária 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, o que geraria correlações espaciais espúrias. Nesse sentido, a divisão da variável de interesse por algum indicador de intensidade como o número de habitantes ou o tamanho da área da região, por exemplo, soluciona esse problema (ANSELIN, 2005).

De acordo com Gonçalves (2005, p. 411), “métodos convencionais, como regressões múltiplas e inspeção visual de mapas, não são formas mais adequadas de lidar com dados georreferenciados, pois não são confiáveis para detectar agrupamentos e padrões espaciais significativos.”

A AEDE é o método mais indicado para se obter medidas de autocorrelação espacial global e local, observando a influência dos efeitos espaciais por intermédio de instrumentos quantitativos e não pelo “olho humano” (ANSELIN, 1995).

3.1.1. Autocorrelação Espacial Global

De acordo com Anselin (1988), um coeficiente de autocorrelação descreve um conjunto de dados que está ordenado em uma determinada frequência; assim, um coeficiente de autocorrelação espacial descreve um conjunto de dados que está ordenado em uma sequência espacial.

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 (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). Conforme Perobelli, Ferreira e Faria (2007), essa estatística pode ser representada através da seguinte notação matricial:

$$I_t = \left(\frac{n}{S_o} \right) \left(\frac{z_t' W z_t}{z_t' z_t} \right) \quad t = 1, \dots, n \quad (2)$$

Nessa equação, z_t é o vetor de n observações para o ano t na forma de desvio em relação à média. W é a matriz de pesos espaciais que pode ser definida como uma matriz quadrada em que cada célula w_{ij} indica relação existente entre as regiões 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. S_o é igual a $\sum \sum w_{ij}$, significando que todos os elementos da matriz de pesos espaciais W devem ser somados.

A matriz de pesos espaciais quando é normalizada na linha, isto é, quando a soma dos elementos da linha é igual a 1, fornece a expressão (2) da seguinte forma:

$$I_t = \left(\frac{z_t' W z_t}{z_t' z_t} \right) \quad t = 1, \dots, n \quad (3)$$

A literatura registra diversos modos de construir a matriz de pesos espaciais, entretanto, o critério utilizado neste trabalho baseia-se em uma matriz de *k-vizinhos* mais próximos. A idéia básica é que duas regiões próximas geograficamente têm maior interação espacial. Nesse aspecto, a matriz de *k-vizinhos* trata-se de uma matriz binária cuja convenção de vizinhança está formulada na distância geográfica (medida em quilômetros ou milhas, por exemplo). Formalmente, conforme Almeida, Perobelli e Ferreira (2008), tem-se:

$$\begin{cases} w_{ij}^i(k)=0 & \text{se } i=j \\ w_{ij}^i(k)=1 & \text{se } d_{ij} \leq D_i(k) \text{ e } w_{ij}(k)=\frac{w_{ij}^i(k)}{\sum_j w_{ij}^i(k)} \text{ para } k=1, \dots, n \\ w_{ij}^i(k)=0 & \text{se } d_{ij} > D_i(k) \end{cases} \quad (4)$$

na qual d_{ij} é a distância, medida pelo grande círculo, entre os centros das regiões i e j , a fim de que esta região i tenha k -vizinhos; $D_i(k)$ denota um valor crítico que define o valor de corte para cada região, isto é, a distância máxima para considerar regiões vizinhas à região i , onde regiões acima deste ponto não serão consideradas vizinhas da região em questão; w_{ij} representam os pesos espaciais, ou a influência da região j sobre a região i e k representa o número de vizinhos adotados para a matriz utilizada.

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:

- Processar o modelo econométrico proposto por mínimos quadrados ordinários (MQO);
- 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 $k = 20$);
- Definir k que tenha gerado o maior valor do I de Moran, significativo estatisticamente.

Anselin (1995) considera que o I de Moran por ser uma medida de associação espacial global, não é capaz de revelar padrões de associação espacial local. Dessa forma, a autocorrelação espacial local deve ser mensurada de outra forma.

3.1.2 Autocorrelação Espacial Local

O objetivo da autocorrelação espacial local é captar padrões de associação local (*clusters* ou *outliers* espaciais), que são geralmente ocultados pelas estatísticas de autocorrelação espacial global. A autocorrelação espacial local pode ser calculada pela estatística I_i de Moran local, também conhecida como Indicadores Locais de Associação Espacial (LISA)³.

³No acrônimo em inglês *Local Indicators of Spatial Association*.

Conforme enfatiza Anselin (1995), os indicadores LISA devem satisfazer 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, o coeficiente I_i de Moran local pode ser expresso como:

$$I_i = \frac{(y_i - \bar{y}) \sum_j w_{ij} (y_j - \bar{y})}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2 / n} \quad (5)$$

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.

A interpretação para esta estatística é dada por quatro tipos de padrões espaciais: o padrão Alto-Alto (AA) indica regiões com elevados valores para a variável de interesse, sendo vizinhas de regiões com elevados valores para a mesma. O padrão Baixo-Baixo (BB) revela localidades com reduzidos valores para a variável em análise, sendo circundadas por localidades com baixos valores para a mesma. O padrão Baixo-Alto (BA) mostra localidades com baixos valores para a variável investigada, que são vizinhas de regiões com altos valores para a mesma. Por fim, o padrão Alto-Baixo (AB) caracteriza regiões com altos valores para a variável em estudo, que são ladeadas por outras com baixos valores para a mesma.

No entanto, os indicadores LISA não conseguem mostrar formalmente o processo de convergência ao longo do tempo e do espaço. Para tanto, utilizam-se os modelos econométricos de convergência espacial.

3.2. Modelos de 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. Modelos tradicionais de regressão linear não levam em conta os efeitos espaciais de autocorrelação e heterogeneidade espacial. Desse modo, a estimação de modelos por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) forneceria estimativas inconsistentes e/ou ineficientes (ANSELIN, 1988; ANSELIN, 1995; ANSELIN & BERA, 1998).

Autores como Florax, Folmer e 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_{ρ}) e o multiplicador de Lagrange para o erro espacial (ML_{λ});
- 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_{ρ}) e o multiplicador de Lagrange robusto para o erro espacial (MLR_{λ}). 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 β convergência absoluta por MQO busca somente identificar qual a melhor maneira de se estimar a equação abaixo:

$$\ln\left(\frac{Desm_{t+n}}{Desm_t}\right) = \alpha + \beta \ln(Desm_t) + u_i \quad (6)$$

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.

3.2.1. Modelo de Erro Espacial

A primeira modificação que a equação (6) pode sofrer refere-se ao seu termo de erro u_i , que pode seguir um processo auto-regressivo, como mostrado nas equações (7) e (8):

$$u_i = \lambda W u_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

$$u_i = (I - \lambda W)^{-1} \varepsilon_i \quad (8)$$

onde λ representa o coeficiente escalar do erro espacial e o termo de erro ε_i possui distribuição normal com média zero e variância constante.

A utilização de MQO na presença de erros não-esféricos geraria estimativas ineficientes, apesar de justas. Desse modo, a dependência espacial pode ser decorrente de efeitos não modelados que não foram aleatoriamente distribuídos através do espaço. A solução para tal problema repousa na estimação do modelo de erro-espacial pelo método da máxima-verossimilhança (MV) ou pelo método generalizado dos momentos (GM) de Kelejian e Prucha (1999).

Ao se substituir o termo de erro u_i da equação (8) em (6), tem-se a forma convencional do modelo de convergência do erro espacial:

$$\ln \left(\frac{Desm_{t+n}}{Desm_t} \right) = \alpha + \beta \ln (Desm_t) + (I - \lambda W)^{-1} \varepsilon_i \quad (9)$$

Segundo Rey e Montoury (1999), quando λ 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.

3.2.2. Modelo de Defasagem Espacial

Esse modelo sugere que a autocorrelação espacial é fruto da interação atual entre as regiões. Nessa nova equação de β convergência, é introduzida como variável independente a defasagem espacial da variável dependente. A equação (10) ilustra esse modelo:

$$\ln \left(\frac{Desm_{t+n}}{Desm_t} \right) = \alpha + \beta \ln (Desm_t) + \rho W \ln \left(\frac{Desm_{t+n}}{Desm_t} \right) + \varepsilon_i \quad (10)$$

na qual ρ é o coeficiente da defasagem espacial, isto é, um escalar, onde caso $\rho > 0$ ($\rho < 0$) indica ocorrência de autocorrelação espacial positiva (negativa). Já o novo elemento da forma

funcional $W \ln \left(\frac{Desm_{t+n}}{Desm_t} \right)$ é uma média dos valores da variável de interesse 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.

4. Resultados

Inicialmente, adotou-se 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. Seguindo esse procedimento, estimou-se o I de Moran global para a taxa de desmatamento de Mato Grosso durante o período de 2000 a 2008, conforme a tabela 1.

TABELA 1. 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 dos autores com base no programa SpaceStat e dados do PRODES (2009).

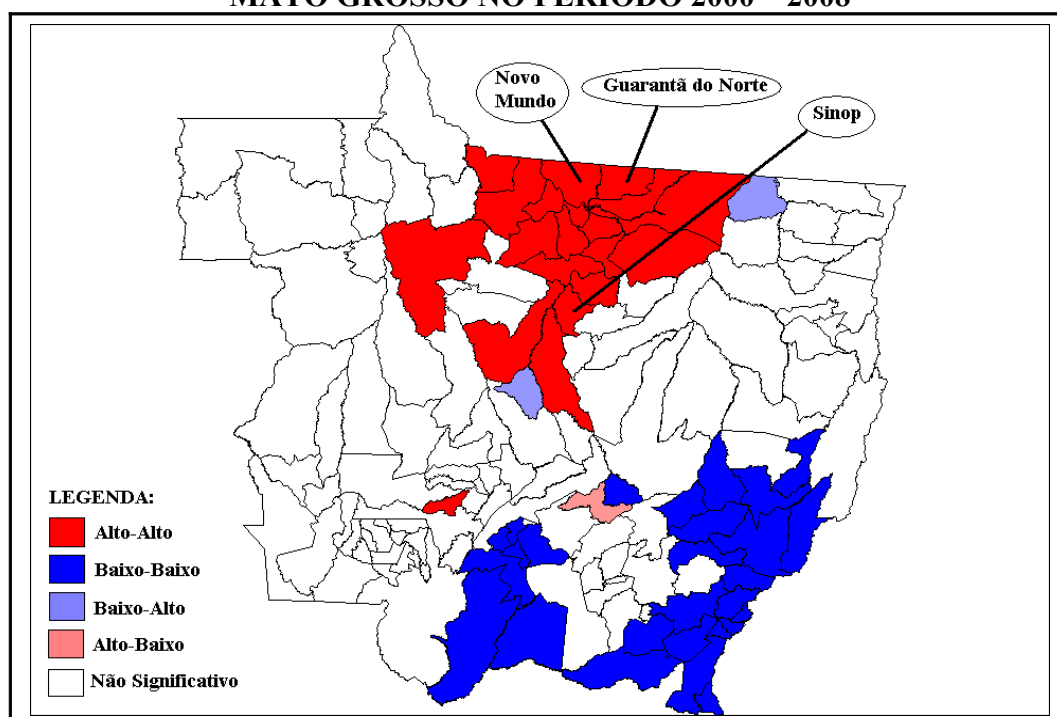
Essa tabela mostra que cada uma das 20 matrizes elaboradas possui um I de Moran global positivo e significativo, indicando que existe autocorrelação espacial positiva. Esta pode ser compreendida como um tipo de autocorrelação que revela municípios com elevadas taxas de desmatamento sendo vizinhos de 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 $k = 4$ apresenta o maior valor para a estatística I de Moran global (0,5551). Nesse aspecto, toma-se essa matriz como a que melhor representa o processo de autocorrelação espacial do desmatamento entre os municípios mato-grossenses, isto é, o desmatamento não segue um processo aleatório nessas localidades. Apesar de todas as matrizes de pesos espaciais revelarem valores positivos e significativos para o I de Moran global, escolhe-se a matriz $k = 4$, por esta possuir maior “força” no processo de autocorrelação espacial.

Contudo, o I de Moran global fornece apenas uma tendência geral de ordenação dos dados espaciais, podendo esconder padrões locais significativos destoantes da média. Para tanto, existem os indicadores LISA, que através do cálculo do I de Moran local conseguem exprimir resultados locais relevantes com o auxílio do mapa de *clusters*. A figura 2 mostra o mapa de *clusters* para o desmatamento nos municípios de Mato Grosso, durante o período de 2000 a 2008, com um nível de significância de 5%.

FIGURA 2. MAPA DE *CLUSTERS* PARA A TAXA DE DESMATAMENTO EM MATO GROSSO NO PERÍODO 2000 – 2008



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

Com base no mapa de *clusters* da figura 2, é possível verificar que no período de 2000 a 2008 encontram-se os quatro tipos de associação espacial possíveis, isto é, os padrões AA

(vermelho), BB (azul), BA (lilás) e AB (rosa). No entanto, é nítido que existe um domínio da autocorrelação espacial positiva através dos padrões AA e BB.

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 o estudo Alencar *et al.* (2004), que enfatiza 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.

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.

A outra questão investigada neste artigo refere-se ao processo de convergência do desmatamento. Ao processar a equação (6), que fornece a estimativa do coeficiente β , investiga-se a hipótese básica de homogeneização do desmatamento entre os municípios de Mato Grosso. 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 2 reporta

os resultados do modelo de β convergência clássico, estimado por MQO, para o período 2000-2008, e para os sub-períodos 2000-2003 e 2004-2008.

TABELA 2. MODELO TRADICIONAL PARA O ESTADO DE MATO GROSSO DURANTE OS SUB-PERÍODOS 2000 – 2003, 2004 – 2008 E PARA O PERÍODO 2000 – 2008

Modelos por MQO			
Coefficientes	2000 - 2003	2004 - 2008	2000 - 2008
α	0,0014 (0,6375)	0,0068 (0,0000)	0,0141 (0,0002)
β	0,1463 (0,0000)	0,0223 (0,0000)	0,1787 (0,0000)
Estatísticas			
R ²	0,5614	0,1244	0,5435
R ² _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)
Estatísticas Espaciais	Matriz (k = 4)		
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 dos autores com base o programa SpaceStat e dados do PRODES (2009).

Nota: Probabilidades entre parênteses.

Como o coeficiente β 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 β 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.

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 2, tanto o multiplicador de Lagrange do Erro espacial (ML_λ) quanto o multiplicador de Lagrange da Defasagem espacial (ML_ρ) 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 e Rey (2003) e Anselin (2005).

O multiplicador de Lagrange Robusto para o Erro espacial (MRL_λ) 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_ρ). 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*)⁴, 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), quanto pelo método da máxima-verossimilhança (MV), tendo em vista que são os mais indicados. A tabela 3 reporta os resultados.

⁴ 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 e Carvalho (2009).

TABELA 3. MODELOS DE ERRO-ESPACIAL PARA OS SUB-PERÍODOS, 2000 – 2003, 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
α	0,0021 (0,5615)	0,0021 (0,5612)	0,0087 (0,0002)	0,0085 (0,0001)	0,0165 (0,0012)	0,0164 (0,0012)
β	0,1442 (0,0000)	0,1440 (0,0000)	0,0196 (0,0004)	0,0200 (0,0003)	0,1741 (0,0000)	0,1742 (0,0000)
λ	0,3116 (0,0039)	0,3313 (0,0000)	0,6445 (0,0000)	0,6049 (0,0000)	0,5276 (0,0000)	0,5196 (0,0000)
Estatísticas						
R ²	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 dos autores com base o programa SpaceStat e dados do PRODES (2009).

Nota: Probabilidades entre parênteses.

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

Todos os seis modelos de erro espacial apresentaram coeficientes λ 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, corroborando a importância da metodologia empregada.

5. Considerações Finais

O governo federal brasileiro considera o estado de Mato Grosso prioritário no combate ao desmatamento, principalmente, por apresentar 20 dos 43 municípios de toda Amazônia Legal com os maiores valores históricos acumulados para essa variável.

Nesse sentido, este trabalho contribui com importantes evidências sobre a autocorrelação espacial do desmatamento em Mato Grosso. Conforme pôde ser constatado pelo ferramental da AEDE, independentemente do fator responsável pelo desmatamento nesse estado, seja a pecuária, a sojicultura, a exploração da madeira, ou qualquer outro, verificou-se a natureza multidirecional desse processo.

Assim, para verificar a relevância do caso mato-grossense foram elaboradas as estatísticas da AEDE para o período de 2000 a 2008 e para os sub-períodos de 2000 a 2003 e de 2004 a 2008. Adotou-se essa metodologia por ser a mais apropriada para dados localmente referenciados, 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 foi avaliada a autocorrelação espacial, por intermédio do *I* de Moran Global, que confirmou a existência de dependência espacial entre os municípios de Mato Grosso para o processo de desmatamento. Em seguida, 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, todos esses municípios deveriam fazer parte de uma lista prioritária para o combate ao desmatamento no estado, tendo em vista a relevância dessas localidades no processo de desmatamento recente. Em síntese, o conceito de estoque priorizado pelo governo federal para conhecer o processo de desmatamento (acumulado) no estado revela-se insuficiente para compreender a dinâmica atual desse processo.

Por fim, as análises de convergência para todos os períodos em Mato Grosso apresentaram coeficientes β 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 λ mostraram-se altamente significativos, independente do método de estimação utilizado (MV ou VI), confirmando que a dependência espacial do desmatamento entre os municípios mato-grossenses está no termo de erro dos modelos elaborados.

6. 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, 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.

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.

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.

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.

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

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

FEARNSIDE, P. M. Homem e Ambiente na Amazônia. In: P. M. Fearnside. (Org.). *A Floresta Amazônica nas Mudanças Globais*. Manaus, INPA, p. 1-18, 2003.

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.

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 nº 4*. Louvain-la-Neuve, 2001.

GONÇALVES, E. *Distribuição Espacial da Atividade Inovadora Brasileira: Uma Análise Exploratória*. Texto para discussão CEDEPLAR nº 246. Belo Horizonte: UFMG, 2005.

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, nº 28.2008. UK, 2008.

INPE – INSTITUTO DE PESQUISAS ESPACIAIS. Disponível em: www.inpe.br. Acesso em: 16 de maio de 2009.

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.

MARGULIS, S. *Causas do Desmatamento da Amazônia Brasileira*, 1ª ed. Banco Mundial. 100 p. Brasília, 2003.

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.

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

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.

PEROBELLI, F. S.; ALMEIDA, E. S; ALVIM, M. I. S. A; FERREIRA, P. G. “Análise Espacial da Produtividade do Setor Agrícola Brasileiro: 1991-2003.” *Nova Economia*, v. 17, p. 65-95, 2007.

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 Cálculo 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 nº 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.

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

TESOURO NACIONAL - Execução Orçamentária dos Estados. Disponível em: http://www.tesouro.fazenda.gov.br/estatistica/est_estados.asp. Acesso em: 04 de setembro 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.