



ISSN 2238-118X

CADERNOS CEPEC

V. 3 N. 3 Março de 2014

A Questão do Desmatamento Florestal no Pará: Evidências Empíricas Centradas em Econometria Espacial

**André Cutrim Carvalho
David Ferreira Carvalho
Maurício Aguiar Serra
José M. F. J. da Silveira**

Centro de Pesquisas Econômicas da Amazônia



CADERNOS CEPEC

Publicação do Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal do Pará

Periodicidade Mensal – Volume 3 – N° 03 – Março de 2014

Reitor: Carlos Edilson de Oliveira Maneschy

Vice Reitor: Horácio Shneider

Pró-Reitor de Pesquisa e Pós Graduação: Emmanuel Zagury Tourinho

Instituto de Ciências Sociais Aplicadas

Diretor: Marcelo Bentes Diniz

Vice Diretora: Maria José de Souza Barbosa

Coordenador do Mestrado em Economia: Sérgio Rivero

Editores

José Raimundo Barreto Trindade

Sérgio Rivero

Conselho Editorial

Armando Souza

Marcelo Diniz

David Carvalho

Francisco Costa

José Trindade

Danilo Fernandes

Gilberto Marques

Sérgio Rivero

Gisalda Filgueiras

Comentários e Submissão de artigos devem ser encaminhados ao

Centro de Pesquisas Econômicas da Amazônia, através do e-mail:

jrtrindade@uol.com.br

Página na Internet: <http://www.ppgeconomia.ufpa.br/>

Cadernos CEPEC

Missão e Política Editorial

Os Cadernos CEPEC constituem periódico mensal vinculado ao Programa de Pós-graduação em Economia do Instituto de Ciências Sociais Aplicadas (ICSA) da Universidade Federal do Pará (UFPA). Sua missão precípua constitui no estabelecimento de um canal de debate e divulgação de pesquisas originais na grande área das Ciências Sociais Aplicadas, apoiada tanto nos Grupos de Pesquisa estabelecidos no PPGE, quanto em pesquisadores vinculados a organismos nacionais e internacionais. A missão dos Cadernos CEPEC se articula com a solidificação e desenvolvimento do Programa de Pós-graduação em Economia (PPGE), estabelecido no ICSA.

A linha editorial dos **Cadernos CEPEC** recepciona textos de diferentes matizes teóricas das ciências econômicas e sociais, que busquem tratar, preferencialmente, das inter-relações entre as sociedades e economias amazônicas com a brasileira e mundial, seja se utilizando de instrumentais históricos, sociológicos, estatísticos ou econométricos. A linha editorial privilegia artigos que tratem de Desenvolvimento social, econômico e ambiental, preferencialmente focados no mosaico que constitui as diferentes “Amazônias”, aceitando, porém, contribuições que, sob enfoque inovador, problematize e seja propositivo acerca do desenvolvimento brasileiro e, ou mesmo, mundial e suas implicações.

Nosso enfoque central, portanto, refere-se ao tratamento multidisciplinar dos temas referentes ao Desenvolvimento das sociedades Amazônicas, considerando que não há uma restrição dessa temática geral, na medida em que diversos temas conexos se integram. Vale observar que a Amazônia Legal Brasileira ocupa aproximadamente 5,2 milhões de Km², o que corresponde a aproximadamente 60% do território brasileiro. Por outro lado, somente a Amazônia brasileira detém, segundo o último censo, uma população de aproximadamente 23 milhões de brasileiros e constitui frente importante da expansão da acumulação capitalista não somente no Brasil, como em outros seis países da América do Sul (Colômbia, Peru, Bolívia, Guiana, Suriname, Venezuela), o que a torna uma questão central para o debate da integração sul-americana.

Instruções para submissão de trabalhos

Os artigos em conformidade a linha editorial terão que ser submetidos aos editorialistas, em Word, com no máximo 25 laudas de extensão (incluindo notas de referência, bibliografia e anexos). Margens superior e inferior de 3,5 e direita e esquerda de 2,5. A citação de autores deverá seguir o padrão seguinte: (Autor, data, página), caso haja mais de um artigo do mesmo autor no mesmo ano deve-se usar letras minúsculas ao lado da data para fazer a diferenciação, exemplo: (Rivero, 2011, p. 65 ou Rivero, 2011a, p. 65).

Os autores devem fornecer currículo resumido. O artigo deverá vir obrigatoriamente acompanhado de Resumo de até no máximo 25 linhas e o respectivo Abstract.

Sumário

INTRODUÇÃO	6
1. REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA.....	7
2. METODOLOGIA	8
2.1. Especificação e esquema matemático do modelo auto-regressivo espacial geral	10
2.2. Especificação e esquema matemático do modelo <i>Spatial Lag Model</i>	11
2.3. A estratégia de escolha da modelo espacial apropriado	13
2.4. Fonte e descrição exploratória espacial dos dados de <i>cross-section</i>	13
3. AUTOCORRELAÇÃO ESPACIAL LOCAL UNIVARIADA: ANÁLISE DE CLUSTERS ESPACIAIS.....	15
4. ANÁLISE DOS RESULTADOS ECONOMÉTRICOS OBTIDOS POR MÍNIMOS QUADRADOS ORDINÁRIOS (MQO)	17
4.1. Análise dos resultados obtidos por Máxima Verossimilhança com defasagem espacial	20
CONSIDERAÇÕES FINAIS	24
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	26

A Questão do Desmatamento Florestal no Pará: Evidências Empíricas Centradas em Econometria Espacial

André Cutrim Carvalho – FACECON/UFPA*
David Ferreira Carvalho – FACECON/UFPA**
Maurício Aguiar Serra – IE/UNICAMP***
José Maria Ferreira Jardim da Silveira – IE/UNICAMP****

RESUMO: O presente artigo se propõe a investigar e discutir teoricamente os principais fatores responsáveis pela dinâmica do desmatamento florestal no Estado do Pará, numa perspectiva de abordagem realizada por intermédio da econometria espacial. A hipótese básica deste trabalho é de que a expansão da fronteira agropecuária é o elemento condutor do fenômeno do desmatamento florestal no Pará, sendo que esse avanço da fronteira agropecuária carrega, também, outros fatores que estão ligadas diretamente ao avanço do progresso econômico capitalista, tais como: crescimento econômico (PIB), construção de estradas, incremento do rebanho bovino, estrutura fundiária concentrada, especulação sobre o preço da terra, crédito rural, Instituições, mecanismos de governança, entre outros. No entanto, a principal atividade causadora de desmatamento florestal no Estado do Pará é a pecuária de corte em regime extensivo. Nesse contexto, a econometria espacial será uma ferramenta de extrema importância para mensurar, a partir dos resultados obtidos no modelo econométrico espacial, os efeitos que o desmatamento florestal vem provocando no Pará, bem como a especificidade de cada um. O período escolhido para a análise econométrica espacial compreende os anos de 2000 e 2008, devido à elevada taxa de desmatamento no Pará.

Palavras-chave: Desmatamento florestal, econometria espacial, Pará, fronteira, pecuária.

The Issue of Deforestation Forest in Pará: Empirical Evidence Based in Space Econometrics

ABSTRACT: This article aims to theoretically investigate and discuss the main factors responsible for the dynamics of forest deforestation in Pará State, with a view to approach performed through spatial econometrics. The basic hypothesis of this study is that the expansion of the agricultural frontier is the conductive element of the phenomenon of deforestation in the state of Pará, and this advance of the agricultural frontier carries also other factors that are directly linked to the advance of capitalist economic progress, such as: crescimento economic (GDP), construction of roads, increase of cattle, concentrated land ownership, speculation about the price of land, rural credit institutions, governance mechanisms, among others. However, the main cause of deforestation activity in the state of Pará is the beef cattle under extensive. In this context, spatial econometrics will be an extremely important tool to measure, from the results obtained in the spatial econometric model, the effects that deforestation has caused forest in Pará, as well as the specificity of

* Doutor em Desenvolvimento Econômico pelo Instituto de Economia da UNICAMP. Professor-pesquisador da Faculdade de Economia da Universidade Federal do Pará - FACECON/UFPA. E-mail: andrecc83@gmail.com

** Doutor e Pós-Doutor em Economia pelo Instituto de Economia da UNICAMP. Professor-pesquisador da Faculdade de Economia da Universidade Federal do Pará - FACECON/UFPA E-mail: david_fcarvalho@yahoo.com.br

*** Doutor pela London School Of Economics and Political Science. Professor-pesquisador do Instituto de Economia da Universidade Estadual de Campinas – IE/UNICAMP. E-mail: aguiarserram@gmail.com

**** Doutor pelo Instituto de Economia da UNICAMP. Professor-pesquisador do Instituto de Economia da Universidade Estadual de Campinas – IE/UNICAMP. E-mail: jmsilv52@gmail.com

each. The period chosen for the econometric spatial analysis covers the years 2000 and 2008 due to the high rate of deforestation in state of Pará.

Keywords: Deforestation forest, spatial econometrics, Pará, frontier and livestock.

INTRODUÇÃO

No decorrer das últimas décadas, houve uma crescente e contínua modificação da floresta amazônica provocada pelos altos índices de desmatamento, o que culminou com uma perda importante de cobertura florestal, dada a extensão das terras atingidas. Nesse contexto, as queimadas decorrentes do processo de desmatamento das florestas são causadoras de três problemas que afetam diretamente toda a biodiversidade ali envolvida, afinal, causam poluição do ar, devido às grandes nuvens de fumaças que chegam a provocar doenças respiratórias em nós, seres humanos; degradação cada vez maior do solo, inclusive erosão, constante alteração do ciclo hidrológico e, principalmente, a destruição da biodiversidade.

Além disso, o efeito dos desmatamentos florestais acaba afetando a produtividade econômica e provoca outros transtornos de natureza ecológica. Mas, dentre os desmatamentos de coberturas vegetais, o desaparecimento das florestas tropicais úmidas, tem se tornado o motivo de maior preocupação, pois vem acontecendo num ritmo bastante acelerado, colocando em risco suas funções econômicas e ecológicas. Com uma área de mais de 1,5 bilhões de hectares, as florestas tropicais úmidas são os ecossistemas mais ricos em biomassa e biodiversidade que existem no mundo, sendo que aproximadamente dois terços das florestas tropicais úmidas estão na América Latina, sobretudo na bacia amazônica.

Das atividades causadoras de desmatamento das florestas na Amazônia Legal, sem dúvida, a pecuária extensiva de corte ocupa posição de destaque. De fato, pelo menos 80% das florestas da Amazônia brasileira que foram desmatadas estão agora sob a forma de pastagens plantadas ou sob a forma de pastagens degradadas e abandonadas que foram substituídas pelas capoeiras (floresta secundária) ou macegas (vegetação natural formada por pequenos arbustos esparsos, ciperáceas e outras espécies rastejantes) que constituem o último estado de degradação. (Fearnside, 2003).

Na verdade, estas atividades econômicas exercem o papel de gerar renda, legitimar a ocupação dos novos proprietários no curto prazo, quase sem necessidade de recursos. Reydon e Plata (2000) afirmam que com frequência são estes ocupantes que se utilizam de mão-de-obra escrava, e acrescenta que no longo prazo, as terras ou permanecem com pecuária mais intensiva, ou se existir demanda, serão convertidas para grãos ou outra atividade econômica.

Foi a Operação Amazônia que definiu a estratégia de ocupação da chamada Amazônia Legal e também antecipou as instituições que seriam posteriormente criadas pelo governo federal – a SUDAM, o BASA e o INCRA – para ficarem responsáveis pela execução da nova política de ocupação e desenvolvimento, bem como os instrumentos necessários da política de desenvolvimento regional (incentivos fiscal-financeiro, crédito bancário e a legalização de terras) para viabilizar a penetração do capital sob a égide do governo militar.

Entre 1995-2008, a dinâmica de desmatamento na Amazônia Legal ganhou novos contornos. De fato, diferentemente do período anterior de 1967-1995, em que a ocupação da região era estimulada por meio dos incentivos fiscal-financeiros e outras políticas do governo federal, a realidade atual revela outras motivações para o aumento do desmatamento na Amazônia Legal, principalmente na Amazônia paraense. Os desmatamentos florestais no Estado do Pará são conduzidos de forma autônoma pelos pecuaristas e madeireiros, isto é,

sem o suporte financeiro da política de incentivos fiscais. A pecuária extensiva, a extração de madeira e a mineração constituem, nos dias atuais, as atividades responsáveis pelas altas taxas de desmatamento florestal na Amazônia, principalmente, no Pará.

A política de ocupação para atrair “os homens sem para terra sem homens” e os incentivos fiscais e financeiros da SUDAM de suporte a pecuária extensiva empresarial deram início a ocupação humana e econômica que levou o desmatamento da floresta amazônica. Mais recentemente, mesmo com o fim dos incentivos fiscais, tem aumentado o desmatamento da floresta amazônica o qual tem gerado o aumento do conflito entre fazendeiros e ambientalistas defensores da floresta.

Do ponto de vista ambiental, apesar das dificuldades de mensurar as perdas, alguns estudos apontam que os custos sociais e ambientais dos desmatamentos são superiores aos benefícios privados da pecuária extensiva de corte devido à luta pela terra causadora das mortes de camponeses e da incerteza associada quanto às perdas da biodiversidade genética e ambiental ainda pouco conhecida. Há outros fatores indutores do desmatamento florestal no Pará como a tendência de aumento do preço da terra, o fluxo da corrente migratória e as atrativas externalidades dos investimentos em novas estradas, além do crescimento das cidades de pequeno e médio porte que talvez constituam outro grupo de fatores que vêm contribuindo para nefasta destruição das florestas no Estado do Pará.

Nota-se que nenhum desses fatores, isoladamente, pode ser considerado como o único responsável pela destruição da floresta e da sua biodiversidade em termos de flora e fauna. A expansão de agricultura empresarial de produtos agrícolas voltados para a exportação, a exemplo da soja, é outro fator que vem contribuindo para o aumento do desmatamento no Estado do Pará. De qualquer modo, o zoneamento agro-ecológico, o monitoramento por satélite do ritmo do desmatamento das florestas, a legislação de proteção das reservas florestais e as ações de fiscalização do poder público contra os destruidores de florestas podem contribuir à redução do desmatamento no território paraense.

A hipótese básica deste artigo é de que a expansão da fronteira agropecuária é responsável pelo fenômeno do desmatamento da floresta amazônica. Entretanto, a expansão da fronteira agropecuária carrega os fatores do avanço do progresso econômico capitalista – estradas, energia, empresas privadas, mão-de-obra livre, agricultores familiares, população migrante, compra de matrizes e reprodutores e outros mais. Portanto, o objetivo do presente trabalho é testar empiricamente os principais fatores determinantes da dinâmica do desmatamento florestal nos municípios do Estado do Pará. A econometria espacial servirá de suporte para avaliar os efeitos que o desmatamento vem provocando no Pará. Para realizar essa tarefa, o presente artigo foi organizado em quatro seções: a primeira faz uma revisão minuciosa da literatura empírica; na segunda seção é apresentado o modelo econométrico espacial com defasagem espacial; na terceira é feita uma análise exploratória dos dados espaciais, a partir do Índice de Moran local univariado. Por fim, na quarta seção são apresentados os resultados obtidos pelas mais variadas análises econométricas espaciais.

1. REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA

A revisão da literatura empírica teve como critério a seleção dos trabalhos econométricos sobre o desmatamento florestal na Amazônia, sobretudo aqueles que fizeram

uso da econometria espacial. Os estudos pioneiros identificadores das causas do desmatamento florestal na região amazônica têm características distintas. Diversos autores como: Cunha (2010), Moran (1996) e Ferraz (2001), atribuem às distorções na estrutura agrária e a forma de concessão de direitos da propriedade, posse e uso da terra como os fatores causadores do desmatamento na Amazônia.

Pfaff (1999) afirma que uma vez que a fronteira é ocupada produtivamente, o aumento da densidade populacional pode ser controlado por meios econômicos e seu efeito pode ser estatisticamente negligenciado. Andersen, Granger & Reis (1997) explicam que os fluxos imigratórios de outras regiões com base num conjunto de variáveis macroeconômicas, porém, depois da interveniência de outras variáveis de controle migratório, inclusive o fechamento da fronteira no Sudeste e o surgimento de melhores oportunidades de emprego nas cidades, a densidade demográfica rural deixa de ser estatisticamente significativa.

Já Iglioni (2008) usa a econometria espacial para testar empiricamente se o crescimento das cidades da Amazônia afeta a taxa de crescimento econômico e o desmatamento florestal na região amazônica. O resultado obtido da regressão econométrica espacial indica que há uma significativa associação entre as externalidade das aglomerações e o crescimento dos desmatamentos florestais e a destinação do uso da terra na Amazônia.

Garcia, Soares-filho e Moro (2004) desenvolveram estudos econométricos visando identificar e testar empiricamente as variáveis econômicas e demográficas responsáveis pelo desmatamento florestal na Amazônia. Para isso, aplicaram os testes de autocorrelação espacial de Moran e estimaram os parâmetros dos modelos espaciais de regressão do desmatamento florestal na região. Os autores utilizaram os valores dos coeficientes dos parâmetros do modelo de regressão espacial para subsidiar a simulação de cenários futuros capazes de integrar as variações econômicas e seus impactos no nível do desmatamento na região.

2. METODOLOGIA

O termo “Econometria Espacial” ou *spatial econometrics* foi, inicialmente, introduzido por Jean Paelinck no início dos anos 70 para denominar a área do conhecimento que lida com a estimação e teste de modelos econométricos multi-regionais. A existência de uma área da Econometria denominada de Econometria Espacial se justifica, basicamente, por dois aspectos: o primeiro é a importância da questão espacial inerente à ciência regional, em particular, à economia regional. O segundo é que dados distribuídos no espaço podem apresentar dependência ou heterogeneidade em sua estrutura.

Neste contexto, Anselin (1988, p. 32-40) estabeleceu uma taxonomia para os modelos de econometria espacial quanto à forma de reunião e organização dos dados coletados: modelos de regressão linear espacial para dados de *cross-section* e os modelos de regressão espacial linear para dados de painel. Isto é assim porque na presença de heteroscedasticidade (quando a variância do termo de erro não é constante) e de autocorrelação (entre os termos de erro de dois períodos), os estimadores dos parâmetros por MQO continuam não-viesados e consistentes, mas não são mais eficientes por não possuírem a variância mínima exigida para que continuem sendo os melhores estimadores lineares não-viesados (MELNV). De fato, quando os estimadores dos parâmetros de uma regressão linear calculados por MQO são viesados, então, a principal consequência é que os testes de hipóteses deixam de apresentar

resultados confiáveis, logo o desvio padrão dos parâmetros do modelo pode ser subestimado elevando o valor das estatísticas t, F e R². (Gujarati, 2000).

A econometria espacial é um campo da econometria tradicional que trata com detalhes de dependência espacial (autocorrelação espacial) e estrutura espacial (heterogeneidade espacial) em modelos de regressão para dados em painel e *crosssection*. A heterogeneidade espacial em um modelo econométrico refere-se à instabilidade estrutural, na forma de coeficientes diferentes no espaço, ou de variâncias não constantes dos termos de erro (heterocedasticidade) no espaço. A dependência espacial significa que o valor de uma variável num determinado lugar depende do valor dessa mesma variável em outros pontos no espaço.

Entretanto, Anselin (1988) aponta que, na maioria das vezes, os problemas gerados pela heterogeneidade espacial podem ser corrigidos com o uso de instrumentos fornecidos pela econometria padrão, logo nessas circunstâncias, as ferramentas da econometria convencional são inadequadas e exigem a utilização de técnicas da econometria espacial.

A autocorrelação ou dependência espacial pode aparecer de duas formas: na variável dependente ou no termo de erro. Quando a correlação está presente na variável dependente, os efeitos de transbordamento espaciais, também conhecidos como *spatial spillovers* fazem com que as variáveis dependentes nas vizinhanças influenciem-se mutuamente, logo, havendo tal autocorrelação, a forma de corrigi-la é incluir *lags* espaciais. A principal característica dos modelos de econometria espacial é a maneira pela qual os efeitos espaciais são considerados.

Os efeitos espaciais podem ocorrer de duas formas: quando existe autocorrelação espacial e heterogeneidade espacial. A autocorrelação é um caso especial de dependência transversal em relação ao posicionamento relativo, a distância espacial ou ao arranjo das observações no espaço geográfico, ou seja, ocorre uma interação generalizada do tipo: “eu sou vizinho do meu vizinho”, que exige a aplicação de técnicas especializadas. [Anselin e Lozano-Garcia (2008)].

De acordo com Vieira (2009, p.29-30), o pressuposto para esse tipo de especificação está diretamente associado à 1ª lei da geografia, na qual todas as informações são relacionadas entre si, porém informações mais próximas estão mais relacionadas do que informações distantes. A noção de proximidade, no entanto, é determinada por meio de uma ideia de espaço relativo, ou distância relativa, uma vez que a proximidade não precisa necessariamente estar relacionada à distância entre as localidades.

A dependência espacial dos resíduos em regressão espacial requer o teste de autocorrelação dos termos de erro baseado na estatística I Moran, mas também podem ser usados os testes de autocorrelação baseados na estimação por máxima verossimilhança, bem como o teste de autocorrelação quando existem variáveis dependentes defasadas espacialmente ou, ainda, o teste de autocorrelação do resíduo espacial na presença de heterocedasticidade. De acordo com Anselin (1988, p. 100-118), a heterocedasticidade espacial é um problema para os modelos de regressão espacial porque elevam os valores das estatísticas t, F e R², o que torna os testes de significância dos coeficientes da regressão espacial não confiável.

Quando os dados são coletados em escala agregada, então os limites das unidades geográficas muitas vezes não são os mais relevantes às variáveis do modelo econométrico especificado. Para evitar esses tipos de erros de especificação do modelo espacial adotado, se fará uso dos testes que envolvem o Índice de Moran, também chamado de I de Moran ou *Moran Index*, com a capacidade de indicar a presença ou ausência de autocorrelação espacial,

e o Teste de Lagrange para verificar presença de heterocedasticidade por intermédio do Teste de Breush-Pagan, e em menor incidência dos testes de Konker-Bassett e White.

Para Anselin & Bera (1998), a autocorrelação espacial pode ser definida como a coincidência entre valores similares e similaridades locais. Assim, quando altos ou baixos valores para uma variável aleatória tendem a se agrupar no espaço, temos o processo de autocorrelação espacial positiva. No entanto, pode acontecer também das unidades espaciais serem circundadas por unidades com valores significativamente distintos, ou seja, pode ocorrer que altos valores sejam acompanhados por vizinhos com valores baixos, uma autocorrelação espacial negativa.

Embora os dois processos sejam igualmente importantes e dignos de consideração, a autocorrelação espacial positiva é, sobretudo, mais intuitiva, e é encontrada, com maior frequência nos fenômenos econômicos, já que na maior parte das vezes, um processo que apresenta autocorrelação espacial negativa é de difícil interpretação. Além disso, quando a correlação está presente na variável dependente, os efeitos de transbordamento espaciais (*spatial spillovers*) fazem com que as variáveis dependentes nas vizinhanças influenciem-se mutuamente. Havendo tal autocorrelação, a forma de corrigi-la é incluir *lags* espaciais.

Em termos matemáticos, a autocorrelação espacial é caracterizada quando num conjunto de dados, uma observação i depende ou subordina-se a outra observação j , sendo i diferente de j , ou seja: $y_i = f(y_j)$, $i = 1, 2, 3, \dots, n$ e $i \neq j$. Dessa forma, os principais motivos para a existência de autocorrelação espacial são dois: erros na medida e existência de interações, o que ocasiona um efeito de difusão entre as unidades espaciais envolvidas, logo a heterogeneidade espacial significa que o valor de uma variável em um determinado lugar depende do valor dessa mesma variável em outros pontos no espaço.

A heterogeneidade espacial pode ser descrita por: $y_i = f_i(X_i - X, \beta_i, + \varepsilon_i)$, $y_j = f_j(X_j B_j) + \varepsilon_j$, sendo $i = 1, 2, 3, \dots, n$. A implicação prática disso é que não há como estimar os n parâmetros do vetor β_i . No entanto, por intermédio da econometria espacial, é possível modelar efeitos espaciais associados a multiplicadores globais (efeitos de transbordamento) e locais das variáveis econômicas. Portanto, a econometria espacial apresenta-se como uma ferramenta útil para realizar trabalhos que envolvam testes empíricos sobre hipóteses teóricas ou comparações com os resultados apresentados pela econometria convencional quando se trata de variáveis espaciais.

2.1. Especificação e esquema matemático do modelo auto-regressivo espacial geral

Nesta seção, busca-se construir um modelo espacial com vistas a explicar o crescimento do desmatamento florestal nos municípios do Estado do Pará. A ideia do modelo é demonstrar que existe uma relação entre a taxa de crescimento do desmatamento florestal e as externalidades geradas pelos fatores econômicos, demográficos e agropecuários envolvidos no território do Estado do Pará. O ponto de partida para a especificação do modelo econométrico é o modelo auto-regressivo espacial geral ou *General Spatial Model* (SAC) para dados cross-section: $Y = \rho W_1 Y + \beta X + \varepsilon$, com $\varepsilon = \lambda W_\varepsilon + \mu$, sendo $\mu \sim N(0, \sigma^2 I_n)$ (1a)

$$\text{Então: } Y = \rho W_1 Y + \beta X + \varepsilon + \lambda W_\varepsilon + u \quad (1b)$$

O termo Y é a variável dependente; ρ e λ são coeficientes de autocorrelação espacial; X é a matriz das variáveis independentes dos dados; W_Y e W_ε são matrizes de pesos espaciais; β é o vetor dos coeficientes; ε é o vetor de resíduos e u é o vetor dos resíduos não correlacionados ou erro aleatório. O autor reforça que esse modelo considera a dependência

especial na variável dependente Y e no erro aleatório ε , e não necessariamente as matrizes W_Y e W_ε precisam ser diferentes.

O modelo extraído na equação (1a e 1b) indica que a dependência espacial se manifesta tanto nas variáveis controladas pelo modelo quanto nas variáveis não controladas. A função logaritmo da verossimilhança (L) para o modelo acima é dada por:

$$L = C - (n/2) \ln \sigma^2 - \ln(A) + \ln(B) - (1/2\sigma^2)(e' B' B e) \quad (2.1)$$

$$e = (Ay - X\beta) \quad (2.2)$$

$$A = I - \rho W \quad (2.3); \quad B = I - \lambda W \quad (2.3)$$

Percebe-se que o mesmo modelo obtido na equação (1) pode ser reescrito:

$$(I - \rho W) Y = X\beta + (I - \lambda W) \mu \quad (3)$$

Dessa forma, os estimadores de máxima verossimilhança para ρ e λ requerem que se encontrem os valores dos parâmetros que maximizam o logaritmo da função dada no desenvolvimento da equação (2.1). Com isso é possível calcular o logaritmo da verossimilhança com os valores de ρ e λ , e os valores dos dois parâmetros β e σ^2 podem ser encontrados por intermédio de uma função de ρ e λ , além dos dados amostrais de y e X . Segundo Chiarini (2009), o método de máxima verossimilhança estima os parâmetros dos modelos ao maximizar a função de verossimilhança das observações.

Para Anselin (2005), o melhor método é utilizar o critério de informação de Akaike ou AIC, assim, o modelo que apresentar o menor valor do AIC deverá ser considerado o melhor, ou seja, o modelo que for mais parcimonioso. Há, ainda, uma maneira alternativa de se escolher o melhor modelo, a partir da análise do pseudo- R^2 , contudo, um pseudo- R^2 sugere uma baixa capacidade de previsão do modelo, de forma que o modelo que apresenta o maior pseudo- R^2 pode não ser considerado o melhor entre as alternativas disponíveis.

Uma medida mais apropriada é aquela baseada no máximo do logaritmo da verossimilhança. Ademais, existem dois tipos de modelos mais usados em econometria espacial são: a) modelo auto-regressivo espacial na variável dependente ou *spatial lag*; e b) o modelo auto-regressivo espacial no termo de erro ou *spatial error*. Por questões operacionais, o modelo econométrico construído neste trabalho foi o de defasagem espacial ou *spatial lag*.

2.2. Especificação e esquema matemático do modelo *Spatial Lag Model*

Para Lesage (1998), um modelo autoregressivo espacial com dependência espacial ou *spatial lag model*, também chamado de *Spatial Autoregressive Model* (SAR), pode ser estruturado da seguinte forma:

$$y = \rho W_1 y + X\beta + \varepsilon, \text{ com } \varepsilon = \lambda W_2 \varepsilon + \mu, \text{ sendo } \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (4)$$

No modelo acima, y é o vetor ($n \times 1$) da variável dependente para as n regiões, que representa as taxas de desmatamentos dos municípios, a,b,c,d, do Estado do Pará no intervalo de tempo t e $t+1$. A matriz X ($n \times k$) representa as variáveis explicativas, em que β é o vetor-coluna ($k \times 1$) de coeficientes das *proxies* representativas das variáveis explicativas das externalidades que devem ser encontradas; W_1 e W_2 são as matrizes ($n \times n$) de ponderação espacial e devem ser entendidas como a representação da forma que um dado fenômeno interage espacialmente, ou seja, é uma matriz de contiguidade representando os municípios que fazem fronteiras ou vértices com os outros; ε é o vetor ($n \times 1$) do termo de erro; ρ é o coeficiente de defasagem espacial que capta os efeitos de transbordamento ou *spillovers* das

taxas de crescimento do desmatamento de um municípios sobre os demais vizinhos, isto é, esse parâmetro mede a influência média das observações vizinhas sobre as observações do vetor y , ou seja, para o caso de ρ significativo, uma parcela da variação total de y é explicada pela dependência de cada observação de seus vizinhos.

De acordo com Câmara et al. (2002), se o parâmetro espacial for igual a zero, então o modelo resultante é exatamente igual a um modelo de regressão convencional; quando o valor de ρ estiver próximo de zero, o que implica em baixa dependência espacial, pouca informação será agregada a β , enquanto que se estiver próximo de $+1$ ou -1 , com alta dependência espacial, um valor significativo será agregado a β , logo, pode-se considerar que a regressão espacial corrige os parâmetros do modelo quando comparada à regressão convencional.

A equação (4) pode ser representada também pela equação (5):

$$y = (I - \rho W)^{-1} X\beta + (I - \rho W)^{-1} \varepsilon .$$

A matriz $(I - \rho W)^{-1}$ associa a variável de decisão “ y_i ” aos elementos “ x_i ” e ao termo de erro. Nota-se que a equação mostra que o termo de erro sofre os efeitos das ações dos demais indivíduos do sistema e, por isso, torna endógeno as variáveis espacialmente defasadas (Wy), o que impede o emprego do método MQO para a estimação dos parâmetros do modelo de regressão espacial. Por isso, normalmente, utiliza-se mais o método de máxima verossimilhança ou o uso de variáveis instrumentais. (Anselin, 1998);

A presença do termo de expansão $(I - \rho W)^{-1}$ significa que choques em uma determinada localidade afetarão todas as outras, por intermédio do efeito multiplicador global associado tanto às variáveis explicativas presentes no modelo, quanto às variáveis excluídas, mas presentes nos termos de erros aleatórios. Se a hipótese alternativa for o modelo de *lag* espacial, o estimador dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) será viesado e inconsistente. Para resolver esse problema, as equações acima devem ser estimadas baseadas na função de máxima verossimilhança (MV) dada por:

$$L = \frac{n}{2} \ln(\pi) - \frac{n}{2} \ln(\sigma^2) + \ln |I - \rho W| - \frac{1}{2\sigma^2} \varepsilon' \varepsilon .$$

Uma das maneiras encontradas pelos teóricos para incorporar nos modelos econômicos os pressupostos de cunho espacial está no uso de uma função de reação espacial. Nesse caso, o modelo econométrico de defasagem espacial é uma implementação da função de reação espacial do tipo $y_i = R(y_i, x_i)$, função está obtida por meio da especificação da forma funcional linear e suposição de condições para o conjunto de interações entre os agentes expressa pela matriz de pesos espaciais, W , ou seja, o modelo econométrico de defasagem espacial é usado quando o desmatamento florestal dos municípios vizinhos influencia o desmatamento florestal de outro município próximo a ele.

Em uma matriz binária, por exemplo, a unidade i é vizinha da unidade j se a célula a_{ij} da matriz de pesos espaciais apresentarem valor q , quando a matriz é normalizada a soma de cada linha da matriz de pesos é igual a 1. Em geral, escolhe-se uma matriz do tipo vizinhança de primeira ordem quando se espera que a estrutura espacial do fenômeno esteja circunscrita a uma determinada localidade e aos seus vizinhos imediatos. Dada a heterogeneidade do espaço geográfico amazônico e as especificidades do processo de desmatamento, acredita-se que esse tipo de matriz seja a mais adequada.

2.3. A estratégia de escolha da modelo espacial apropriado

A estratégia usada para a escolha da especificação do modelo mais apropriado segue a abordagem de Florax, Folmer & Rey (2003) e Anselin (2005). Nesse caso, os instrumentos utilizados para a identificação do modelo econométrico espacial são os testes do multiplicador de Lagrange (ML) em sua versão mais robusta, e a sequência dos passos da estratégia para escolha do modelo econométrico espacial mais adequado ocorre assim: 1) Estimar, via MQO, o modelo $y = \alpha + \beta X + \varepsilon$; 2) Testar a hipótese de dependência espacial em razão de omissão da defasagem espacial da variável dependente ou de omissão do erro espacial auto-regressivo, por intermédio de ML_ρ e ML_λ respectivamente; 3) Se ambos os testes não forem significantes, a estimação do primeiro passo, MQO, deverá ser usado como a especificação final. Caso contrário, deve-se passar para o passo 4; 4) Se ambos os testes são significantes, deve-se estimar a especificação que apresentar o maior valor do teste. Assim, se $ML_\rho > ML_\lambda$, então se estima o modelo de defasagem espacial. Porém, se $ML_\rho < ML_\lambda$, estima-se o modelo de erro espacial. Caso contrário, deve-se seguir para o passo 5; 5) Se ML_ρ é significativo, mas ML_λ não o é, então deve-se prosseguir para o passo 6; 6) Estimar o modelo de defasagem espacial (*spatial lag*); 7) Caso ML_λ seja significativo, mas ML_ρ não seja, então, deve-se prosseguir para o próximo passo, ou seja, estimar o modelo de erro espacial (*spatial error*). Além disso, o teste de robustez distingue duas formas de autocorrelação espacial que também merecem ser testadas: a forma *spatial lag* (defasagem espacial) e a *spatial error* (erro espacial). Os testes utilizados são os multiplicadores de Lagrange robustos, seja ML_ρ para *spatial lag* e ML_λ para *spatial error*.

2.4. Fonte e descrição exploratória espacial dos dados de *cross-section*

Os dados desta pesquisa serão estruturados com dados de corte-transversal ou *cross-section* num período de tempo, pois a estimação dos modelos econométricos espaciais deve ser realizada, preferencialmente, por meio do método de máxima verossimilhança. Além disso, o *software* GeoDa só efetua estimações via *cross-section*.

Anselin (1988) observa a dependência espacial através da noção de contiguidade binária entre as unidades espaciais, ou seja, a estrutura dos vizinhos era expressa a partir dos valores binários, 0 e 1. Dessa forma, se duas unidades espaciais têm uma fronteira comum, então tais unidades são consideradas contíguas e recebem o valor 1. Contrariamente, as unidades não vizinhas recebem o valor 0 para classificá-las. Isso implica afirmar que, conforme LeSage (1998), observações que estão mais próximas uma das outras devem refletir um maior grau de dependência espacial do que as mais distantes; conseqüentemente, o poder da dependência espacial entre as observações deve declinar com a distância entre elas.

O próprio Chiarini (2009) pondera que por muito tempo, a dependência espacial foi ignorada por diversos econométricos, os quais consideravam as unidades de corte-transversais como sendo mutuamente independentes. Esse período, em que se desprezava a econometria espacial, é chamado por Paelinck (2005) de tempo sombrio da econometria, já

que, tendo como unidades de corte-transversais regiões geográficas arbitrariamente definidas por certas fronteiras, a aceitação da suposição da independência é questionável.

Para o modelo econométrico espacial em questão a variável dependente do modelo será a taxa anual de crescimento do desmatamento florestal nos municípios do Estado do Pará. A opção pela taxa de desmatamento como variável dependente, ao invés da área desmatada em nível, teve a intenção de evitar correlações espúrias. Todas as variáveis observadas do modelo econométrico espacial foram transformadas em logaritmos de base neperiana. As variáveis explicativas consideradas foram: Efetivo do Rebanho Bovino; Produto Interno Bruto (PIB); crédito rural para atividade pecuária; e o custo de transporte da sede municipal até a capital mais próxima (distância), no caso Belém, e Gastos com Gestão Ambiental. O período de análise compreende os anos de 2000 e 2008, marcado pelas altas taxas de desmatamento florestal no Estado do Pará.

Os dados estatísticos do trabalho foram obtidos nas seguintes fontes: no Instituto Nacional de Pesquisa Espacial (INPE), no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Censo Agropecuário e no Anuário Estatístico do Pará. Os dados utilizados neste trabalho são do tipo *cross-section*, referentes aos 143 municípios do Estado do Pará. Esse tipo de agrupamento de dados é caracterizado por um corte transversal ao longo dos anos de 2000 e 2008. O quadro matricial relaciona a variável explicada ou dependente, no caso a taxa de crescimento do desmatamento florestal nos municípios do Pará, com as principais variáveis explicativas do modelo espacial.

Quadro 1: Indicação das variáveis do modelo econométrico espacial

Fator	Variável	Período	Logaritmo da Variável	Tipo de Variável	Sinal
Desmatamento florestal	Taxa de desmatamento	2000 e 2008	LNDesmat	Explicada	
Crescimento econômico	Taxa de crescimento do PIB	2000 e 2008	LNPIB	Explicativa	+
Estradas (Custo de transporte)	Distância (até a capital)	2000 e 2008	LNDistan	Explicativa	+
Crescimento do rebanho bovino	Efetivo bovino	2000 e 2008	LN Pecbovino	Explicativa	+
Instituições Ambientais de combate ao desmatamento	Gastos com gestão ambiental (Fiscalização)	2000 e 2008	LNGestamb	Explicativa	-
Crédito à pecuária	Crédito rural	2000 e 2008	LNCredrural	Explicativa	+

Fonte: elaboração própria.

Como suporte para trabalhar essa quantidade elevada de dados estatísticos, será utilizado o *software Geoda* com o objetivo de realizar as seguintes tarefas: 1) manipulação de dados espaciais; 2) transformação de dados espaciais; 3) construção de mapas; 4) análise de autocorrelação espacial; e 5) a realização das regressões espaciais. Cabe ponderar que todas as variáveis que serão utilizadas no modelo serão representações, ou seja, são *proxies*. Estimou-se, então, a regressão pela seguinte fórmula:

a) Modelo clássico de MQO para 2000: $y = x_i + \beta y_{2000} + \text{LNDesmat}_{2000} + \text{LN Pecbovin}_{2000} + \text{LNPIB}_{2000} + \text{LNCredrural}_{2000} + \text{LNDistan}_{2000} + \text{LNGestamb}_{2000} + \varepsilon_{i,t}$

b) Modelo clássico de MQO para 2008: $y = x_i + \beta y_{2008} + \text{LNDesmat}_{2008} + \text{LN Pecbovin}_{2008} + \text{LN PIB}_{2008} + \text{LNCredrural}_{2008} + \text{LNDistan}_{2008} + \text{LNGestamb}_{2008} + \varepsilon_{i,t}$

c) Modelo de MV com Defasagem espacial para 2000: $y = x_i + \beta y_{2000} + \text{LNDesmat}_{2000} + \text{LN Pecbovin}_{2000} + \text{LN PIB}_{2000} + \text{LNCredrural}_{2000} + \text{LNDistan}_{2000} + \text{LNGestamb}_{2000} + \rho W y + \varepsilon_i$

d) Modelo de MV com Defasagem espacial para 2008: $y = x_i + \beta y_{2008} + \text{LNDesmat}_{2008} + \text{LN Pecbovin}_{2008} + \text{LN PIB}_{2008} + \text{LNCredrural}_{2008} + \text{LNDistan}_{2008} + \text{LNGestamb}_{2008} + \rho W y + \varepsilon_i$

3. AUTOCORRELAÇÃO ESPACIAL LOCAL UNIVARIADA: ANÁLISE DE CLUSTERS ESPACIAIS

O primeiro passo para averiguar a presença de autocorrelação espacial entre os agentes é analisar o índice de Moran (I Moran). O referido Índice nos mostra a associação espacial global e local, sendo que o valor positivo para a estatística *I* de Moran aponta autocorrelação espacial positiva, ou seja, existe interação entre os agentes. No presente modelo econométrico espacial, isso significa dizer que determinados municípios no Estado do Pará que apresentam elevadas e significativas taxas de desmatamentos são vizinhos de outros municípios que também apresentam uma elevada taxa de incremento de desmatamento ou, numa análise contrária, que municípios paraenses com reduzidas taxas de desmatamentos são cercados por outros municípios que também possuem uma baixa taxa de desmatamento.

As estatísticas de autocorrelação global não apresentam capacidade de identificar a ocorrência de autocorrelação local estatisticamente significantes. Dessa forma, foi necessário recorrer a um novo indicador proposto na literatura por Anselin (1995) com a capacidade de capturar padrões locais de relações lineares estatisticamente significantes, denominado de Índice de Moran Local Univariado. (por questões operacionais só foi trabalhado o método de autocorrelação espacial local univariada). Este índice faz uma decomposição do indicador global de autocorrelação na contribuição local de cada observação em quatro categorias, cada uma individualmente correspondendo a um quadrante no diagrama de dispersão de Moran. A interpretação intuitiva é que o Índice de Moran local provê uma indicação do grau de agrupamento dos valores similares em torno de uma determinada observação, identificando clusters espaciais, estatisticamente significantes.

Em termos matemáticos, a estatística do Índice de Moran local para uma observação do tipo *i* pode ser definida da seguinte forma: $I_i = z_i \sum_j w_{ij} z_j$. Em que z_i e z_j são variáveis padronizadas e a somatória sobre *j* é tal que somente os valores dos vizinhos $j \in J_i$ são incluídos. O conjunto J_i abrange os vizinhos da observação *i*. A Tabela 1 revela os resultados referentes à estatística de associação espacial local univarida do Índice de Moran para a variável dependente que corresponde à taxa anual de crescimento do desmatamento florestal. Os resultados indicam que o Índice de Moran com valor de 0,57 (2000), e 0,60 (2008) demonstra uma autocorrecção espacial local positiva, nos anos de 2000 e de 2008.

Tabela 1: Estatística do Índice de Moran para taxa anual de crescimento do desmatamento florestal – Teste de Autocorrecção Espacial Local Univariada – LISA.

Ano	Í de Moran	Média	Desvio- Padrão	Permutações	Probabilidade
-----	------------	-------	----------------	-------------	---------------

2000	0,57	-0,0047	0,0523	999	0,001
2008	0,60	-0,0046	0,0532	999	0,001

Fonte: elaboração própria a partir de Almeida (2004, p. 6). Nota: a pseudo-significância empírica baseada em 999 permutações aleatórias.

A estatística LISA fornece clara indicação de que a taxa de crescimento do desmatamento é extremamente autocorrelacionada localmente no espaço através dos municípios paraenses. Nota-se que a presença de regiões de aglomeração ou *clusters* espaciais de crescimento ou estagnação do desmatamento foi confirmada pelos resultados fornecidos pelo instrumental de associação espacial local.

Segundo Vieira (2009, p. 67), a metodologia LISA possibilita uma análise local do padrão espacial apresentado pelos dados, e leva em consideração a influência espacial em determinadas regiões, enquanto outras regiões não apresentam agrupamentos estatisticamente significantes. Para um maior detalhamento dos resultados, se faz necessário traçar uma análise a partir do diagrama de dispersão, que mostra a defasagem espacial da variável de interesse, isto é, a média ponderada do atributo nos municípios vizinhos pertencentes ao eixo vertical, e o valor da variável de interesse no eixo horizontal do mapa de *clusters* espaciais.

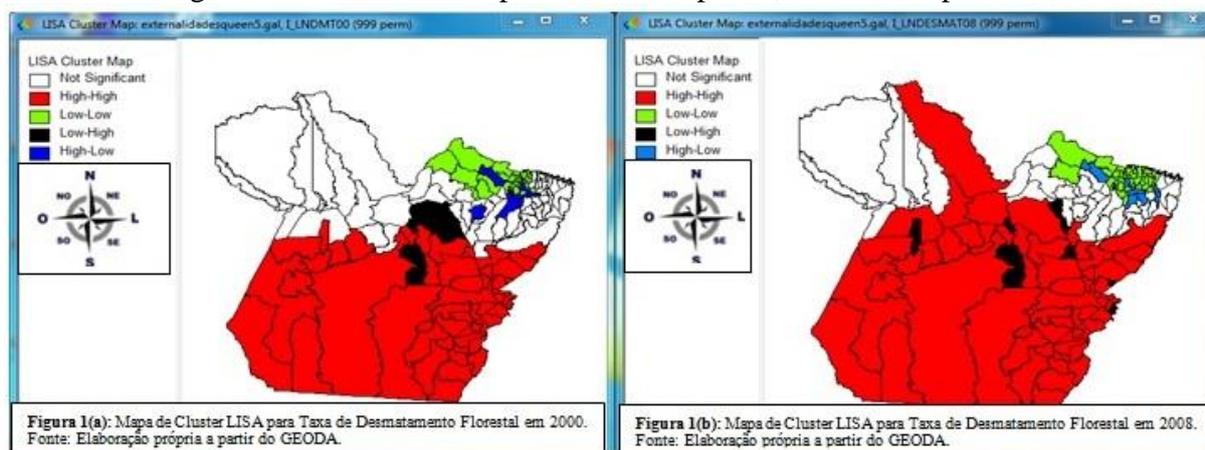
Para obter resultados mais significativos, é importante completar a análise extraíndo os resultados a partir do mapa de *cluster* espacial. Partindo desta análise são identificadas duas classes de autocorrelação espacial positiva ou *clusters* espaciais: a) Alto-Alto ou High-High; b) Baixo-Baixo ou Low-Low, bem como outras duas classes de autocorrelação espacial negativa ou *outliers* espaciais: c) Alto-Baixo – High-Low; d) Baixo-Alto – Low-High. Nesse aspecto, fica nítido que existem dois principais *clusters* espaciais referentes à taxa anual de crescimento do desmatamento florestal dos municípios do Estado do Pará, no ano de 2000, comprovando a existência de autocorrelação espacial positiva entre os municípios localmente. (por questões operacionais, o artigo só levou em conta o padrão Alto-Alto para análise).

A Figura 1(a) demonstra que existe uma incidência muito alta de *clusters* espaciais do tipo Alto-Alto, representados pela legenda de cor vermelha, envolvendo a mesorregião do Oeste do Pará e do Sul-Sudeste paraense, que concentram as maiores taxas de desmatamento florestal, além de terem vizinhos próximos que também apresentam elevadas taxas de desmatamento, podendo conferir esse resultado ao grau de influência que as proximidades entre as regiões exercem umas sobre às outras, confirmando a hipótese de que os municípios com altas taxas de desmatamento influenciam regiões vizinhas devido à proximidade espacial.

No ano de 2008, que pode ser acompanhado pela Figura 1(b), houve uma modificação significativa no quadro de incidência de *clusters* espaciais do tipo Alto-Alto nos municípios que fazem parte do Baixo Amazonas ou Oeste do Pará, representados pela legenda de cor vermelha, englobando um total de 15 municípios paraenses. São eles: Santarém, Aveiro, Uruará, Placas, Rurópolis, Itaituba, Jacareacanga, Novo Progresso, Altamira, Brasil Novo, Curuá, Medicilândia, Porto de Moz, Prainha, Trairão. Esse mesmo tipo de situação aconteceu nos municípios do Sul e Sudeste do Pará, saltando para um total de 40 municípios com autocorrelação espacial local positiva, com presença de *cluster* espacial, tais como: São Félix do Xingu, Anapu, Bannach, Pacajá, Novo Repartimento, Itupiranga, Nova Ipixuna, Jacundá, Marabá, Parauapebas, Canaã dos Carajás, Curionópolis, Água Azul do Norte, Tucumã, Ourilândia do Norte, Cumaru do Norte, Santana do Araguaia, Santa Maria das Barreiras, Redenção, Conceição do Araguaia, Floresta do Araguaia, Rio Maria, Xinguara, Sapucaia, Curionópolis, Eldorado dos Carajás, São Geraldo do Araguaia, Brejo Grande do Araguaia,

São Domingos do Araguaia, São João do Araguaia, Bom Jesus do Tocantins, Jacundá, Rondon do Pará, Don Eliseu, Ulianópolis, Piçarra, Baião, Breu Branco, Goianésia do Pará.

Portanto, os resultados para o ano de 2008 da relação Alto-Alto demonstram que os municípios que formam o Oeste do Pará e do Sul-Sudeste paraense continuam concentrando as maiores taxas de desmatamento florestal, além de terem vizinhos adjacentes a eles que apresentam elevadas taxas de desmatamento, também, podendo conferir esse resultado ao grau de influência que as proximidades entre as regiões exercem umas sobre as outras, confirmando a hipótese de que os municípios com altas taxas de desmatamento florestal influenciam regiões vizinhas devido à proximidade espacial, também no período de 2008.



4. ANÁLISE DOS RESULTADOS ECONOMÉTRICOS OBTIDOS POR MÍNIMOS QUADRADOS ORDINÁRIOS (MQO)

A utilização das variáveis explicativas com valores do período inicial, tanto para o ano de 2000 quanto para o ano de 2008, foram necessárias para controlar a endogeneidade. Depois de identificada a presença de autocorrelação espacial, por intermédio de vários testes obtidos pelo Índice de Moran, é preciso agora identificar o modelo econométrico mais adequado. Desta forma, a matriz de ponderação espacial utilizada para confecção do modelo econométrico espacial selecionada, dentre várias testadas, é a do tipo *Queen*, pois considera vizinha duas regiões que apresentem fronteiras comuns. A Tabela 2(a) e 2(b) apresentam os resultados do modelo econométrico clássico de MQO, e os testes dos Multiplicadores de Lagrange (*Lagrange Multiplier*), bem como os resultados das razões de Verossimilhança (*Log Likelihood*) para a identificação dos tipos de autocorrelação, logo, testa-se a hipótese nula de $\rho = 0$ e $\lambda = 0$.

Tabela 2(a): Modelo Clássico de MQO – Crescimento do Desmatamento Florestal no Pará em 2000.

Sumário da Regressão	Equação 1	Equação 2	Equação 3	Equação 4
Número de Observações: 143				
LNDESMAT00				
Constante	1,7970	-0,2268	-0,8888	-2,1893
Valor-p	(0,0000)	(0,7645)	(0,2382)	(0,0061)
LNPECBOVINO00	0,4951	0,4752	0,4136	0,3298
Valor-p	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
LNPIB00	-	0,2092	0,1419	0,2094

Valor-p	-	(0,0023)	(0,03748)	(0,0000)
LNCredRural00	-	-	0,1587	0,1310
Valor-p	-	-	(0,0005)	(0,0030)
LNDistan00	-	-	-	0,3077
Valor-p	-	-	-	(0,0001)
LNGestAmb00	-	-	-	-0,0007
Valor-p	-	-	-	(0,0673)
-	-	-	-	-
-	-	-	-	-
R² Ajustado	0,5356	0,5654	0,6012	0,6413
Estatística F	162,631	91,1023	69,8661	61,687
Log Likelihood	-191,58	-186,826	-180,684	-173,113
AIC (Akaike Information Criterion)	387,16	379,651	369,367	356,225
SC (Schwarz Criterion)	393,085	388,54	381,219	371,04
Diagnóstico da Regressão				
Multicolinearidade (MCN)	10,0113	23,0060	26,5621	32,5730
Jarque-Bera (JB)	93,9275	103,177	90,1754	55,9290
Valor-p	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
Diagnóstico de Heterocedasticidade				
Teste de Breusch-Pagan	0,0874	0,7988	15,6580	25,1572
Valor-p	(0,7674)	(0,6706)	(0,0013)	(0,0000)
Teste Koenker-Bassett	0,0353	0,3149	6,2807	11,6927
Valor-p	(0,8507)	(0,8542)	(0,0987)	(0,0000)
Teste de White (Robustez)	0,2180	3,4531	10,5853	27,4608
Valor-p	(0,8967)	(0,6304)	(0,3052)	(0,0167)
Diagnóstico de Dependência Espacial				
Moran`I (error)	4,5236	4,4518	3,6723	3,8389
Valor-z	(0,0000)	(0,0000)	(0,0002)	(0,0001)
Lagrange Multiplier (lag)	33,0104	33,7026	27,9191	17,9679
Valor-p	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
Robust LM (lag)	15,5549	17,0443	17,3124	7,0760
Valor-p	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0078)
Lagrange Multiplier (erro)	17,4581	16,6583	10,7784	11,0849
Valor-p	(0,0000)	(0,0000)	(0,0010)	(0,0008)
Robust LM (error)	0,0026	0,0000	0,1717	0,1930
Valor-p	(0,9591)	(0,9966)	(0,6785)	(0,6603)

Fonte: Elaboração própria a partir do Geoda.

Caso haja rejeição da hipótese nula no modelo econométrico com *spatial lag*, isso indica que os estimadores de MQO são viesados e ineficientes, porém, se houver a rejeição da hipótese nula no modelo com erro espacial ou *spatial error*, não há viés, nem inconsistência, mas são não eficientes. Os resultados da regressão obtidos via MQO para os dois períodos de tempo analisados revelaram um coeficiente de determinação, ou seja, um R² ajustado significativo com um incremento estatístico de 43,37% (equação 1) para 49,57% (equação 4) no ano de 2000; e 62,09% (equação 1) para 71,40% no ano de 2008.

Os valores estatísticos obtidos através das variáveis explicativas, todas transformadas em logaritmo de base neperiana, tais como: efetivo do rebanho bovino; produto interno bruto (PIB); crédito rural para atividade pecuária; e o custo de transporte da sede municipal até a capital mais próxima (distância). Os resultados nos dois períodos analisados indicam que todas as variáveis utilizadas no modelo demonstraram ser estatisticamente significativas, com um valor-p abaixo de 5% de probabilidade, o que revela uma estabilidade dos coeficientes estimados ao longo das regressões, sendo uma clara indicação de mais robustez estatística.

Tabela 2(b): Modelo Clássico de MQO – Crescimento do Desmatamento Florestal no Pará em 2008.

Sumário da Regressão	Equação 1	Equação 2	Equação 3	Equação 4
Número de Observações: 143				
LNDESMAT08 (Variável Dependente)				
Constante	1,5707	-0,9166	-1,9114	-2,8042
Valor-p	(0,0000)	(0,1843)	(0,0061)	(0,0031)
LNPECBOVINO08	0,4991	0,4796	0,3517	0,3186
Valor-p	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
LNPIB08	-	0,2296	0,2000	0,2253
Valor-p	-	(0,0076)	(0,0000)	(0,0000)
LNCREDRURAL08	-	-	0,2021	0,1780
Valor-p	-	-	(0,0000)	(0,0003)
LNDISTAN08	-	-	-	0,1586
Valor-p	-	-	-	(0,0366)
LNGESTAMB08	-	-	-	-0,0031
Valor-p	-	-	-	(0,7833)
-	-	-	-	-
-	-	-	-	-
R² Ajustado	0,6209	0,6593	0,7040	0,7140
Estatística F	233,609	138,438	110,243	56,6043
Log Likelihood	-176,56	-168,407	-140,26	-156,908
AIC (Akaike Information Criterion)	357,12	342,814	326,719	327,816
SC (Schwarz Criterion)	363,045	351,703	338,571	348,555
Diagnóstico de Heterocedasticidade				
Teste de Breusch-Pagan	1,5986	4,0728	9,2521	19,7069
Valor-p	(0,2060)	(0,1304)	(0,02611)	(0,0031)
Teste Koenker-Bassett	0,6314	1,5785	3,6288	8,5599
Valor-p	(0,4268)	(0,4541)	(0,3044)	(0,1998)
Teste de White (Robustez)	2,1032	2,4962	8,5134	38,2831
Valor-p	(0,3493)	(0,7770)	(0,4833)	(0,0734)
Diagnóstico de Dependência Espacial				
Moran I (error)	0,1369	0,1128	0,1310	0,1374
Lagrange Multiplier (lag)	17,2535	15,3358	11,8728	8,4175
Valor-p	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0037)
Robust LM (lag)	10,8472	11,1645	5,9466	2,4730
Valor-p	(0,0000)	(0,0000)	(0,0147)	(0,1158)
Lagrange Multiplier (erro)	6,6395	4,5065	6,0822	6,6924
Valor-p	(0,0099)	(0,0337)	(0,0136)	(0,0096)
Robust LM (error)	0,2332	0,3352	0,1560	0,7479
Valor-p	(0,6290)	(0,5626)	(0,6928)	(0,3871)

Fonte: Elaboração própria a partir do Geoda.

Os resultados obtidos por meio dos testes BP e KB indicam a inexistência de erros heterocedásticos. O teste de White verificou a inexistência de má especificação das diversas regressões que foram rodadas. Outro critério de avaliação importante diz respeito ao Akaike Information Criterion (AIC) e o Schwarz Criterion (SC). O AIC é uma estatística frequentemente utilizada para a escolha da especificação ótima de uma equação de regressão no caso de alternativas não aninhadas, logo, quando se quer decidir entre dois modelos não aninhados, o melhor é o que produz o menor valor do AIC. Já o SC é uma estatística

semelhante ao AIC com a característica de impor uma penalidade maior pela inclusão de coeficientes adicionais a serem estimados. Em todos os modelos testados, a melhor opção de modelo econométrico mais ajustado foi o da equação 3 para o ano de 2000 e 2008.

Ademais, os testes estatísticos obtidos através dos Multiplicadores de Lagrange - ML (*Lagrange Multiplier - LM*), ML_{lag} e ML_{error} rejeitam a hipótese nula de ausência de autocorrelação espacial, pois tanto o ML_{lag} quanto o ML_{error} são estatisticamente significativos e positivos em todas as equações do modelo econométrico, via MQO, porém, como em termos comparativos o Robusto ML_{lag} é mais significativo em relação ao Robusto ML_{error} , em todas as equações, com um valor-p abaixo de 0,001. Dessa forma, a escolha ideal é estimação dos parâmetros do modelo econométrico espacial pelo método de defasagem espacial.

4.1. Análise dos resultados obtidos por Máxima Verossimilhança com defasagem espacial

Depois de completado o diagnóstico que sugeriu a escolha do modelo de defasagem espacial (*spatial lag*) como o mais adequado, apresentam-se os resultados obtidos pela estimação de Máxima Verossimilhança do modelo com defasagem espacial nas quatro equações, sendo que todos os quatro modelos trabalhados indicaram um ótimo grau de ajustamento do modelo teórico. O valor-p apresentou sinal positivo e significativo nos dois modelos estimados, tanto para 2000 quanto para 2008, o que implica que o desmatamento florestal em determinados municípios do Pará envolve uma relação espacial direta com a prática de desmatamento num município vizinho.

As medidas de ajustes (aderências) dos modelos de MV são: o *Log-Likelihood* (LL), AIC e SC. Cabe destacar que regra de decisão é muito clara, afinal, quanto maior o valor do LL e menores os valores de AIC e SC, melhor será o modelo para captar a relação de dependência espacial das variáveis pesquisadas. Pela Tabela 3(a) e 3(b), é possível identificar a alta qualidade do ajuste dessa regressão obtida pelo maior valor assumido da função de máxima verossimilhança (LL) do modelo de defasagem espacial em relação ao de MQO para os dois períodos, 2000 e 2008. Em relação ao AIC e SC, os resultados mais significativos para o ano de 2000 e 2008 são encontrados no modelo de MV com defasagem espacial. A análise do modelo auto-regressivo espacial na variável demonstra que não há evidências de heterocedasticidade nos resíduos a um nível de 5% como visto pelo teste de BP.

Pelo resultado observado na Tabela 3(a) e 3(b), não há evidências de existência remanescente de autocorrelação espacial nos resíduos, o que indica que a defasagem espacial na variável dependente foi devidamente modelada. Cabe ressaltar, ainda, que o valor do coeficiente de defasagem espacial da regressão, representado pelo ρ (rho), demonstrou ser estatisticamente significativo com valor igual a 0,4768 (2000) e 0,3342 (2008), indicando que o modelo de *spatial lag* é extremamente adequado para tratar a dependência espacial.

Cabe uma palavra de precaução: é tentador focar as medidas tradicionais das regressões convencionais, tal como o R^2 , para conferir o grau de ajuste de um modelo econométrico de séries temporais. No entanto, esse procedimento não é apropriado num modelo de dados em *cross-section* não espaciais. De fato, o valor do R^2 ajustado do modelo *lag* espacial não é o valor do R^2 real, mas um Pseudo- R^2 , o qual não pode ser diretamente comparado com o valor do R^2 real do MQO, isto porque o Pseudo- R^2 é a razão entre a variância dos valores preditos e a variância dos valores observados.

Tabela 3(a): Modelo de MV com Defasagem Espacial (*Spatial Lag*) – Crescimento do Desmatamento Florestal no Pará em 2000.

Sumário da Regressão	Equação 1	Equação 2	Equação 3	Equação 4
W_LNDESMAT00	0,4768	0,4739	0,4537	0,4283
Valor-p	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
Rho (ρ)	0,4768	0,4739	0,4537	0,4283
Constante	-1,3443	-3,9833	-4,2958	-5,7824
Valor-p	(0,0330)	(0,0000)	(0,0001)	(0,0000)
LNpecBovino00	0,4531	0,4283	0,4021	0,3688
Valor-p	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
LNPIB00	-	0,2736	0,2374	0,2550
Valor-0070	-	(0,0047)	(0,0179)	(0,0201)
LNCredRural00	-	-	0,0864	0,0815
Valor-p	-	-	(0,1997)	(0,2287)
LNDistan00	-	-	-	0,1310
Valor-p	-	-	-	(0,3299)
LnGestAmb00	-	-	-	(-0,0080)
Valor-p	-	-	-	(0,0070)
R² ajustado (Pseudo R²)	0,5121	0,5378	0,5421	0,5490
Log Likelihood	-245,349	-241,453	-240,636	-239,378
AIC (Akaike Information Criterion)	296,697	290,905	291,273	294,755
SC (Schwarz Criterion)	305,586	302,757	306,087	318,458
Diagnóstico de Heterocedasticidade				
Teste de Breusch-Pagan	4,0950	11,1531	16,5178	53,7362
Valor-p	(0,0430)	(0,0037)	(0,0008)	(0,0000)
Diagnóstico de Dependência Espacial				
Likelihood Ratio	17,0525	17,5436	15,8740	13,4172
Valor-p	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)

Fonte: Elaboração própria a partir do GEODA.

No que diz respeito às variáveis utilizadas no modelo de defasagem espacial, estimado por Máxima verossimilhança, mantiveram um padrão positivo e de significância com valor-p abaixo de 5% de probabilidade, ou seja, o crescimento do desmatamento florestal nos municípios do Estado do Pará envolve algum tipo de externalidade espacial. Isto significa que o crescimento do desmatamento florestal num dado município paraense depende do crescimento do desmatamento dos seus vizinhos, o que pode evidenciar a presença de externalidades positivas (ou negativas) que influenciam o aumento (ou queda) da taxa de desmatamento florestal de algum município paraense.

Tabela 3(b): Modelo de MV com Defasagem Espacial (*Spatial Lag*) – Crescimento do Desmatamento Florestal no Pará em 2008

Sumário da Regressão	Equação 1	Equação 2	Equação 3	Equação 4
W_LNDESMAT08	0,3342	0,3122	0,2667	0,2364
Valor-p	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0038)
Rho (ρ)	0,3342	0,3122	0,2667	0,2364
Constante	0,5968	-1,6098	-2,3682	-2,7049
Valor-p	(0,1377)	(0,0000)	(0,0003)	(0,0021)
LNpecBovino08	0,3707	0,3614	0,2681	0,2578

Valor-p	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
LNPIB08	-	0,2096	0,1869	0,2034
Valor-p	-	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
LNCredRural08	-	-	0,1746	0,1660
Valor-p	-	-	(0,0000)	(0,0000)
LNDistan08	-	-	-	0,0810
Valor-p	-	-	-	(0,2933)
LnGestAmb08	-	-	-	(-0,0035)
Valor-p	-	-	-	(0,0737)
R² ajustado (Pseudo R²)	0,6712	0,7038	0,7311	0,7327
Log Likelihood	-178,546	-160,856	-153,516	-152,884
AIC (Akaike Information Criterion)	343,093	329,712	317,032	321,767
SC (Schwarz Criterion)	351,981	341,564	331,846	345,47
Diagnóstico de Heterocedasticidade				
Teste de Breusch-Pagan	0,8785	2,1738	3,7611	16,8164
Valor-p	(0,3483)	(0,3372)	(0,2284)	(0,0099)
Diagnóstico de Dependência Espacial				
Likelihood Ratio	16,027	15,1016	11,6872	8,0480
Valor-p	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0045)

Fonte: Elaboração própria a partir do GEODA.

As variáveis explicativas são variáveis que influenciam diretamente, ou que hipoteticamente ajudam a explicar a variável dependente. Dessa forma, tendo como foco de análise a Tabela 3(a) e a Tabela 3(b), o entendimento nas variáveis explicativas, que foram objeto de pesquisa do modelo econométrico de defasagem espacial, permitiram obter as seguintes conclusões. São elas:

a) Efetivo do Rebanho Bovino: o coeficiente desta variável explicativa, que foi defasada espacialmente, apresentou sinal positivo nos dois modelos: MQO, MV com defasagem espacial, tanto para período de 2000 quanto para o ano de 2008. A cada incremento do efetivo de rebanho bovino no Pará, principalmente, nos municípios do Oeste, Sul e Sudeste, locais que concentram o maior contingente de rebanho bovino da região, possuem uma relação de influência direta com as taxas de desmatamento florestal nos municípios vizinhos, ou seja, os resultados do modelo revelam que o padrão de desmatamento florestal no Estado do Pará incorpora os efeitos de transbordamento espacial.

Em geral, o rebanho bovino é um ativo valorizado e ao mesmo tempo, quando transformado em carne fresca ou industrializado, um bem de consumo alimentar de grande procura no mercado nacional e internacional, o que colabora para que tanto o preço da terra nua quanto o tamanho do rebanho bovino favoreçam a expansão da fronteira pecuária rumo às áreas de florestas densas, causando o desmatamento. Do ponto de vista do capital, o rebanho bovino é uma mercadoria com poder para garantir a posse da terra, fato este de suma importância numa região de fronteira como a do Pará.

Mesmo num território extremamente amplo, a questão da logística envolvendo manuseio e transporte do gado não é um problema aparente para o pecuarista, principalmente, quando são usados mecanismos oportunistas para burlar a fiscalização com práticas ilícitas que envolvem corrupção dos agentes envolvidos para isso. De acordo com Margulis (2002, p. 15), a questão do investimento em tecnologia e produtividade é outro fator que intensiva a relação da pecuária com o desmatamento. Ele afirma que os agentes locais vêm se profissionalizando rapidamente por força dos próprios mercados cada vez mais competitivos, e que, portanto há uma inexorável tendência de intensificação dos sistemas e aumento

generalizado de eficiência produtiva, pois uma possível explicação para a pecuária extensiva são os lucros por hectare muito baixos, o que força a produção em larga escala.

Os resultados estatísticos revelam um valor- p menor que o nível de significância de 1%, o que demonstra que os resultados dessa variável são significativos em todas as quatro equações. Dessa forma, para cada 1% de incremento do efetivo bovino no Pará, na ordem de 45,31% no ano de 2000 e 37,07% em 2008, advém dos municípios vizinhos.

b) Crescimento Econômico (PIB): o coeficiente desta variável explicativa defasada espacialmente proporcionou sinais positivos em todas as quatro equações, o que demonstra que o aumento do PIB de um dado município no Pará influencia abertamente as taxas de desmatamento florestal nos municípios adjacentes a ele. Os resultados revelam que o padrão de crescimento econômico dos municípios paraenses incorporam os efeitos de *spillovers* espaciais, com o crescimento econômico dos municípios paraense difundindo o desmatamento florestal. Constata-se que a pecuária é principal atividade econômica da região, e a viabilidade financeira dos grandes e médios pecuaristas é a fonte do processo dos desmatamentos da Amazônia brasileira respondendo, atualmente, por cerca de 75% das áreas desmatadas na Amazônia legal.

A relação entre crescimento econômico e desmatamento é evidente nos indicadores socioeconômicos do Pará. Não obstante a elevação de indicadores socioeconômicos, como a renda per capita, por exemplo, observam-se grandes desigualdades na região, principalmente no que tange a distribuição da renda e a qualidade de vida da população local. O resultado estatístico considera um valor- p menor que o nível de significância de 1%, evidenciando resultados estaticamente significativos em todas as equações, sendo que para cada 1% de aumento do PIB no Estado do Pará, na ordem de 27,36% em 2000 e 20,96% em 2008 advém dos municípios vizinhos.

c) Crédito Rural concedido para a atividade pecuária: os resultados obtidos, para os dois períodos analisados: 2000 e 2008, respectivamente, indicaram sinais positivos e expressivos em todas as equações para o modelo de defasagem espacial, reforçando a tese de que o crédito rural, principalmente, para a atividade pecuária subsidia o desmatamento florestal no Pará. O crédito rural tem a capacidade de fornecer recursos financeiros para os produtores expandirem suas atividades. Da mesma forma, os gastos do governo em agricultura criam condições, tanto materiais quanto institucionais, para a expansão da atividade agropecuária. Isso mostra que, conforme o governo disponibiliza recursos para financiar a atividade da agropecuária, ela se expande para novas áreas, elevando o desmatamento. É importante ressaltar que o crédito rural é, em última instância, uma decisão governamental e que pode estar dentro de uma política de desenvolvimento regional. Logo, de forma indireta, o governo financia o desmatamento no Estado Pará por meio da concessão de crédito rural.

De acordo com o Banco Central, entre os anos de 2000 e 2009, foram concedidos R\$ 52,353 bilhões em crédito rural para estados da Amazônia Legal. Desse montante financeiro, 13,222 bilhões foram custeados com recursos dos Fundos Constitucionais de Financiamento das Regiões Norte (FNO), Nordeste (FNE) e Centro-Oeste (FCO), previstos no art. 159, I, c, da própria Constituição Federal, onde no Estado do Pará foi investido no período de 1999 a 2006 um valor em torno de R\$3,16 bilhões em crédito rural, sendo que desse total, R\$1 bilhão foi destinado para agricultura e R\$2,15 bilhões para pecuária. Portanto, através do instrumental econométrico espacial foi possível comprar que o volume de crédito rural está relacionado com o ritmo de perda da cobertura florestal, criando de algum modo efeitos

spillovers de crédito rural para as áreas urbanas do Estado do Pará. O valor- p apresentou valor menor que o nível de significância de 5% em todas as equações, sendo que para cada aumento de 1% de crédito rural concedido aos municípios do Estado do Pará, na ordem de 8,64% em 2000 e 17,46% em 2008, advêm dos municípios próximos um ao outro.

d) Gastos com Gestão Ambiental: O coeficiente dessa variável explicativa, que indica a existência de gastos com mão-de-obra, custeio e equipamento, enfim, um fator que exprime a capacidade de atuação das Instituições ambientais de combate ao desmatamento, foi defasada espacialmente e proporcionou sinal negativo nos dois períodos: -0,0081 (2000) e -0,0035 (2008). Essa situação demonstra que houve uma diminuição do desmatamento florestal. Os gastos do governo em Gestão Ambiental consistem em realizações do governo federal cujo objetivo é preservar o estado natural de determinada área pertencente ao município ou sua recuperação quando algum dano ambiental estiver incidido sobre essa área. Esses gastos são, em termos financeiros, os menos expressivos. Embora o governo tenha vários programas relacionados ao meio ambiente, a análise de seus gastos mostra que suas ações ainda carecem de maiores recursos, principalmente, em um Estado extremamente extenso territorialmente.

O fator que envolve gastos com gestão ambiental é estatisticamente significativo, e seu sinal está amparado pelos pressupostos básicos do modelo. Logo, quanto maiores forem os gastos com gestão ambiental, maior será a redução da taxa de desmatamento florestal no Pará. É claro que a quantidade de gastos ainda é bem aquém do que deveria ser, porém a eficácia desta ação já é nítida. Na análise pelo método de máxima verossimilhança com defasagem espacial, percebe-se que para cada 1% de valores gastos com gestão ambiental, há uma redução de 0,81% do desmatamento florestal em 2000; e de 0,35% em 2008.

e) Custo de transporte da sede municipal até a capital mais próxima (distância): essa variável se mostrou estatisticamente significativa, demonstrando que o custo de transporte é uma das variáveis mais indutoras do desmatamento florestal no Pará, principalmente, numa região de fronteira, já que além de estradas federais, estaduais e municipais, existem também estradas clandestinas que são abertas por dentro da floresta, colaborando para um desmatamento florestal extremamente agressivo.

Além disso, existe o problema envolvendo redes de estradas não oficiais ou clandestinas como grande causadora do desmatamento, principalmente, aquelas abertas por madeireiros. Conforme Anderson & Reis (1997), a abertura de estradas e o crédito subsidiado têm impactos distintos sobre o desmatamento, já que 96.000 km² de área desmatada podem ser atribuídas a ambos, mas que as estradas são responsáveis por 72%, enquanto o crédito subsidiado por 28%. Além disso, o impacto da abertura de estradas é muito pior que o do crédito, pois causam grande desmatamento e pequeno aumento de produção. O resultado obtido nessa variável revela um valor- p menor que o nível de significância de 5%, o que demonstra que os resultados estatísticos dessa variável são estaticamente significativos, sendo que para cada 1% gasto com custo de transporte dada a distância, na ordem de 13,10% advêm dos municípios vizinhos em 2000 e 15,86% em 2008, além disso, o efeito de *spillover* espacial para essa variável é extremamente expressivo.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os processos de ocupação demográfica e econômica da grande fronteira amazônica foram inicialmente articulados pela ação do governo federal, na época de ditadura militar, e dependentes dos interesses econômicos dos empresários do Centro-Sul e da barata e farta mão-de-obra que migrou de outras regiões, sobretudo da região Nordeste. A baixa densidade demográfica e a falta de capital social básico (infraestrutura econômica) na Amazônia resultaram em preços de terras relativamente baixos em relação ao restante do Brasil.

Tais condições serviram de estímulo para a integração da fronteira amazônica ao restante do país. Esta integração em termos econômicos se dá inicialmente pela apropriação privada das terras, muitas vezes por processos violentos próprios da acumulação primitiva, que levou a consolidação dos direitos da propriedade capitalista por meios ilegais seguido do desmatamento de florestas à ocupação das terras pelas atividades agropecuárias. A ocupação inicial e a expansão da fronteira agropecuária (e outras atividades econômicas, a exemplo da mineração), por seu turno, geraram novas e mais demandas por mão-de-obra que, com a propaganda do governo com seus projetos de colonização dirigida, que atraíram novos fluxos de migratórios originando um processo de colonização espontânea. A construção das grandes rodovias facilitou a penetração da atividade agropecuária para interior da fronteira amazônica e com ela o aumento do desmatamento da florestal no Pará.

A política de incentivos fiscal-financeira concedeu abundantes recursos monetários para os grandes projetos agropecuários situados na Amazônia Legal, uma instituição criada pelo governo militar para a realização da experiência de ocupação e desenvolvimento de uma rica fronteira de recursos naturais. Observa-se que a estratégia adotada começa com um conjunto de instituições (leis e decretos-leis) e organizações (SUDAM, BASA, INCRA e IBDF) criadas na Operação Amazônia, a qual vai definir as normas e regulamentos institucionais que vão balizar a política de ocupação e desenvolvimento na região.

O fato do governo federal, através dessas duas organizações regionais (SUDAM e BASA), dirigir e concentrar seus gastos em infraestrutura econômica de suporte ao grande capital revela sua postura frente ao grande capital nacional e transnacional como principal agente para desenvolver as forças produtivas sociais no processo de ocupação da fronteira agropecuária do Pará. Contudo, os efeitos dessa estratégia, proporcionada pelas organizações do Estado, acabaram criando várias zonas de conflitos sociais na luta pela terra entre as frentes de expansão camponesas e as frentes pioneiras de expansão agropecuária capitalista.

A questão político-administrativa da federação que surgiu com a redemocratização do país teve que ser resolvida com novas instituições a começar com uma constituinte e a urgente formação de um novo quadro político partidário. Neste tenso ambiente sociopolítico do governo Sarney, por outro lado, surgiram às críticas das ONG's internacionais e da mídia nacional contra o absurdo do aumento do desmatamento florestal na Amazônia. Desde os anos 80 as pressões das instituições financiadoras multilaterais, a exemplo do Banco Mundial, forçaram que o governo brasileiro adotasse um sistema institucional de proteção ambiental. Surgia assim, a Lei nº 6.938, de 31/08/1981, que definiu os objetivos, os instrumentos da política ambiental e os mecanismos de governança da Política Nacional de Meio Ambiente do Brasil (PNMA) e o aparato da gestão administrativa que acabou ficando responsável pela política ambiental e de combate ao desmatamento na Amazônia.

Na gestão do governo Collor-Itamar, além do problema da reforma agrária na fronteira amazônica, o fato de destaque foi a MP nº 161, de 12/04/1990, convertida na Lei nº 8.034, de 12/04/1990, que atingiu a economia amazônica ao suspender os numerosos benefícios fiscais, inclusive à opção pela aplicação de parcela do imposto de renda devido. Com isso, o mais

importante benefício fiscal, conhecido como incentivo fiscal-financeiro, foi suspenso e isso teve reflexos sobre o desmatamento florestal no Estado do Pará.

No governo de FHC, o avanço da fronteira agropecuária, depois do Plano Real, passa a ser bem vinda à medida que a economia brasileira passa a contar com mais um fator de impulsão econômica, vigoroso, que não existe na maioria dos países da economia mundial. Em compensação, a questão do desmatamento da floresta amazônica passa a ser a nova vitrine das ações das organizações não governamentais e mídia em geral. Pouca atenção foi dada a Amazônia e para o Pará, apesar das políticas localizadas de criação das reservas extrativistas, culminando num significativo aumento da taxa de desmatamento florestal na região.

No governo do presidente Lula, o Ministério do Meio Ambiente (MMA) abriu uma frente de luta contra a extração ilegal de madeira na Amazônia intensificando a fiscalização. Disso resultou uma significativa redução da taxa de desmatamento florestal que levou o Brasil a ser o primeiro país do mundo a efetivar o cumprimento de metas factíveis de redução de gases do efeito estufa. Enfim, o que se pode concluir é a constatação de que novas instituições criadas para combater o aumento do desmatamento da floresta amazônica e os mecanismos de governança adotados nas políticas nacionais e estaduais de combate ao desmatamento da floresta amazônica no Pará vem obtendo resultados positivos nos últimos anos.

Ademais, o aumento da expansão da pecuária na Amazônia impulsionada pela demanda do mercado externo tem influenciado diretamente o aumento do desmatamento, dificultando o desenvolvimento da atividade de forma sustentável na região. Nesse aspecto, a expansão da pecuária na Amazônia na última década está relacionada, também, à dinâmica do mercado nacional de recursos e de terras, direcionando-se, principalmente, para o Pará.

Na verdade, ao interligar políticas ambientais e sociais no setor da pecuária, o país pode proteger uma parte considerável da floresta amazônica remanescente e melhorar as condições de vida das populações locais. No entanto, para atingir a sustentabilidade da pecuária no Estado do Pará seria necessário implementar uma política agrícola diferenciada para a Amazônia Legal, levando em conta as suas peculiaridades geográficas, ambientais, econômicas e sociais, combinando as necessidades de se assegurar melhor nível de vida para sua população com a conservação ambiental.

No caso da produção de carne bovina na região paraense, está em curso o processo de verticalização da agroindústria com a presença de frigoríficos e curtumes e outros derivados. É nítido, também, o avanço da produção de soja e novos pólos econômicos sub-regionais no Pará, que estão sendo criados a partir da descoberta de novas fontes de recursos minerais. Por fim, cabe destacar a importância do instrumental econométrico espacial como ferramenta de extrema utilidade para realizar diversas pesquisas que envolvam testes empíricos sobre hipóteses teóricas ou comparações com os resultados apresentados pela econometria padrão, principalmente, quando se faz uso das particularidades dessa área que envolve a autocorrelação espacial e dependência espacial.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDERSEN, L.E. GRANGER, C.W.J., REIS, E.J.. (1997). “A random coefficient VAR transition model of the changes in land use in the Brazilian Amazon”. Revista de Econometria, v.17, n.1.

ANDERSEN, L. & REIS, E.J.. (1997). “**Deforestation development and government policy in the Brazilian Amazon: an econometric analysis**”. Texto para Discussão, 513. Brasília, IPEA.

ANSELIN, Luc. (1988). “**Spatial Econometrics: Methods and Models**”. Dordrecht, Kluwer Academic Publishers.

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

ANSELIN, Luc. (2005). “**Exploring Spatial Data with GeoDa – A Workbook Spatial Analysis Laboratory**”. Department of Geography University of Illinois, Urban-Champaign, Urban, IL 61801 and Centre for Spatially Integrated Social Science.

ANSELIN, Luc & BERA, A.K.. (1998). “**Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics**”. Handbook of applied economic statistics, ed. by A. Ullah and D.E.A. Giles), pp. 237–289. Marcel Dekker, New York.

ANSELIN, LUC & LOZANO-GRACIA, Nancy. (2008). “**Errors in variables and spatial effects in hedonic house price models of ambient air quality**”. Empirical Economics, Springer, vol. 34(1), pages 5-34, February.

CÂMARA, G. et al. (2002). “**Análise espacial de áreas**”. In: FUCKS, S. D. et al. Análise espacial de dados geográficos. 1ª ed. São José dos Campos: INPE..

CARVALHO, André Cutrim. (2012). Expansão da Fronteira Agropecuária e a Dinâmica do Desmatamento Florestal na Amazônia Paraense. Campinas, SP, Tese (Doutorado) – Universidade Estadual de Campinas, Instituto de Economia.

CARVALHO, André Cutrim, CARVALHO, David Ferreira. Pecuária de corte em regime extensivo e Desmatamento na Amazônia Paraense no período de 2000-2005: uma abordagem centrada em Econometria de Pannel. In: IX Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos – VIII ENABER, 2011, Natal-RN

CHIARINI, Túlio. (2009). **Acesso a serviços públicos e pobreza no Rio Grande do Sul: uma análise espacial: 2000**. Ensaio FEE, Porto Alegre, v. 30, n.1, p. 195 – 228.

CUNHA, Luiz Henrique & COELHO, Maria Célia Nunes. (2010). “**Política e Gestão Ambiental**”. In: A Questão Ambiental: Diferentes abordagens. Sandra Baptista da Cunha & Antonio José Teixeira Guerra. (Org.). RJ, Bertrand Brasil.

FEARNSIDE, Philip M.. (1993). “**Deforestation in Brazilian Amazon: The effect of population and land tenure**”. *Ambio*, 22(8).

FEARNSIDE, Philip M.. (2003). **A Floresta Amazônica nas Mudanças Globais**. Manaus, INPA.

FERRAZ, C. (2001). “**Explaining agriculture expansion and deforestation: evidence from the Brazilian Amazon: 1980-1998**”. Texto para Discussão, Nº 828. Brasília, IPEA/DIPES.

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

GARCIA, R.A., SOARES-FILHO B.S., MORO, S.. (2004). **Modelagem espacial do desmatamento amazônico**. XIV Encontro Nacional de Estudos Populacionais, ABEP. Anais. Caxambu, Brasil.

GUJARATI, Damodar N.. (2000). **Econometria Básica**. São Paulo, Makron Books.

IGLIORI, D. (2008). “**Deforestation, growth and agglomeration effects: evidence from agriculture in the Brazilian Amazon**”. Discussion paper series: University of Cambridge, department of land economy, nº 28. UK.

LESAGE, J. P.. (1998). “**Spatial econometrics**”. Department Of Economics, University of Toledo. Disponível em: <http://www.spatial-econometrics.com/html/wbook.pdf> Acesso em: 17/07/2012.

MARGULIS, S.. (2002). **Quem são os agentes dos desmatamentos na Amazônia e por que eles desmatam?** Word Bank internal paper. (2002). Disponível em: <http://www.ecoeco.org.br/conteudo/publicações/encontros/iv/en/mesa5/5.pdf>. Acesso em 30/05/2012.

MARGULIS, S.. (2003). **Causas do desmatamento da Amazônia brasileira**, Technicalreport, B.Mundial.

MORAN, E.. (1996). “**Deforestation in the Brazilian Amazon**”. In: SPONZEL, L.E. et al.(Ed.). Tropical deforestation: the human dimension. New York, Columbia University Press.

PAELINCK, Jean H.P. (2005). “**Spatial econometrics: history state-of-the-art and challenges ahead**”. Workshop on spatial econometrics. Kiel: Institute for World Economics, 2005. Disponível em: <http://www.uni-kiel.de/ifw/konfer/spatial/paelinck.pdf> . Acesso em: 18/05/2012.

PFAFF, A.S.P.. (1999). “**What Drives Deforestation in the Brazilian Amazon?**” Journal of Environmental Economics and Management, v.37, p.26-43.

REYDON, Bastiaan Philip & PLATA, Ludwig. (2000). **Políticas de mercado de terras em Brasil**, Políticas Agrícolas, Volume Especial. Santa Fé de Bogotá, Colômbia.

VIEIRA, Rodrigo de Souza. (2009). **Crescimento econômico no Estado de São Paulo: uma análise espacial**. Ed. Cultura Acadêmica.