

Universidade Federal de Juiz De Fora

Mestrado em Economia Aplicada

Rejane Corrêa de Oliveira

CURVA DE KUZNETS AMBIENTAL PARA A AMAZÔNIA LEGAL

Juiz de Fora

2009

Rejane Corrêa de Oliveira

Curva de Kuznets Ambiental para a Amazônia Legal

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado em Economia Aplicada, da Universidade Federal de Juiz de Fora, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre.

Orientador: Prof. Dr. Eduardo Simões de Almeida

Juiz de Fora

2009

Oliveira, Rejane Corrêa de

Curva de Kuznets Ambiental para a Amazônia Legal /
Rejane Corrêa de Oliveira. -- 2009.
160 f.

Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada)-Universidade Federal de
Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2009.

1. Desmatamento - Amazônia. 2. Econometria. 3. Meio ambiente.

CDU 630*4(811)

Rejane Corrêa de Oliveira

Curva de Kuznets Ambiental para a Amazônia Legal

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado em Economia Aplicada, da Universidade Federal de Juiz de Fora, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre.

Aprovada em

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Eduardo Simões de Almeida (Orientador)
Universidade Federal de Juiz de Fora

Prof. Dr. José Gustavo Féres
Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Prof. Dr. Moisés de Andrade Resende Filho
Universidade Federal de Juiz de Fora

AGRADECIMENTOS

Ao Curso de Mestrado em Economia Aplicada da Universidade Federal de Juiz de Fora, por ter proporcionado a oportunidade de realização desta dissertação.

Aos órgãos financiadores, UFJF e CNPq – projeto Rede Clima.

Ao meu orientador Eduardo Simões de Almeida, que sempre acreditou no potencial deste trabalho.

Ao coordenador do curso de Mestrado prof. Fernando Salgueiro Perobelli, por sua atenção e dedicação admiráveis.

A todos os professores do curso de Mestrado, por abrirem meus horizontes de conhecimento, em especial ao prof. Ricardo Freguglia, pela sua solicitude no esclarecimento de dúvidas em microeconometria.

Aos pesquisadores do IPEA, que apresentaram importantes contribuições para o aprimoramento deste estudo.

Ao pesquisador Ricardo Candea Barreto, que contribuiu com dados sobre a Amazônia.

Ao prof. Rubicleis Gomes da Silva, da Universidade Federal do Acre, por seus comentários sobre a realidade amazônica, confirmando os resultados deste trabalho.

A secretária Cida, por sua extrema dedicação.

Ao bolsista Pablo, pela ajuda sempre prestativa na confecção dos mapas.

A Terciane, pois o caminho já trilhado é mais fácil de ser seguido.

Aos colegas, com quem compartilhei um ambiente alegre e cooperativo.

A minha família, em especial a meus pais Jurandyr e Edna, e Luiz Antonio, por seu apoio inestimável. A eles mais do que agradeço: dedico este trabalho.

RESUMO

O desmatamento das florestas tropicais é um elemento importante na questão das mudanças climáticas. No Brasil, o desmatamento provocado por focos de calor torna o país um grande emissor mundial de dióxido de carbono, um dos gases causadores do efeito estufa. Há a preocupação de que, com o avanço do desenvolvimento, a pressão sobre as florestas tropicais aumente. Dentro deste contexto, esse trabalho investigou a hipótese da Curva de Kuznets Ambiental (CKA) para a região da Amazônia Legal, isto é, se existe uma relação na forma de “U” invertido entre um índice de degradação ambiental (área desmatada anual) e o crescimento econômico (indicado pelo PIB *per capita*), em nível municipal, no período 2001-2006, utilizando um modelo para dados em painel com dependência espacial. Variáveis explicativas adicionais foram incluídas, tais como: rebanho bovino, culturas agrícolas (soja e cana-de-açúcar), extração vegetal e silvicultura, densidade populacional, crédito rural e área de floresta pré-existente. Devido ao histórico de ocupação, extensão da área e características geográficas, existe a indicação de diferenças intrarregionais importantes. A heterogeneidade espacial dos parâmetros foi tratada em conjuntos de modelos com regimes espaciais distintos (macrozonas e estados). A heterogeneidade espacial extrema foi tratada pela estimação de regressões ponderadas geograficamente (RPG). Os resultados da Análise Exploratória de Dados Espaciais sugerem a existência de “clusters” em um padrão Alto-Alto (municípios com altos valores de desmatamento próximos a municípios com desmatamento também elevado) na região do Arco do Povoamento Adensado e Amazônia Central. Os resultados econométricos indicam a presença de efeitos não-observados, sendo mais adequada a estimação por efeitos fixos. O modelo global que melhor se ajusta aos dados é o modelo de erro espacial com transbordamentos espaciais; para este, foi verificada a relação da CKA na forma de “N” invertido, indicando que a área desmatada anual é maior para baixos níveis de PIB *per capita*, sendo decrescente à medida que o PIB aumenta, depois volta a crescer, e para níveis de renda mais elevados, torna-se decrescente. As variáveis relacionadas ao rebanho bovino, crédito rural e a existência de floresta anterior são consideradas significativas em 5%. Para os diferentes regimes espaciais, os seguintes resultados são encontrados: a) no conjunto de modelos para as três macrozonas (Amazônia Ocidental, Amazônia Central e Arco do Povoamento Adensado), a CKA não é verificada em nenhuma de suas formas; b) no conjunto de modelos que considera um regime espacial para cada estado, a hipótese da CKA é verificada na forma de “U” invertido para Mato Grosso, e na forma de “U” para o estado do Pará e monotônica crescente para o Maranhão; nos demais estados, a hipótese da CKA não é verificada. No nível extremo de heterogeneidade espacial, a estimação por regressões ponderadas geograficamente resulta em parâmetros calculados para cada município, sendo possível representar em mapa as diferentes formas encontradas para a CKA, concentradas nas porções central e nordeste da Amazônia. Os resultados mostram diferentes relações entre desmatamento e PIB *per capita* municipal, assim como diferentes relações do desmatamento com as demais variáveis explicativas, revelando a heterogeneidade do espaço amazônico. Palavras-chave: Amazônia. Desmatamento. Curva de Kuznets Ambiental. Econometria espacial.

ABSTRACT

The tropical deforestation is a main issue on the global climate change discussion. In Brazil, the deforestation caused by hot spots is responsible for large emissions of carbon dioxide, a greenhouse gas. There is always a concern about the increasing pressure over the forest as development advances. Within this context, this work aims to investigate the Environmental Kuznets Curve (EKC) hypothesis applied to Legal Amazon region: whether there is an inverted “U” relationship between an environmental degradation index (annually deforested area) and economic growth (GDP *per capita*) at municipal level from 2001 to 2006, using a panel data model with spatial dependence. Some other variables mentioned in the literature were considered to explain deforestation: cattle size, soybean and sugar cane crops, vegetal extraction and forestry products, population density, rural credit, and previous forest area. Additionally, there can be important intra-regional differences due to occupation history, large area and geographical aspects. The spatial heterogeneity of coefficients was considered by studying spatial regimes into two sets (macro-regions and states). The extreme coefficients spatial heterogeneity was considered by estimating the model using geographically weighted regressions (GWR). The Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA) shows the presence of clusters in a High-High pattern (municipalities with high deforestation values near municipalities with high values for the deforested area also) in the Densely Populated Arch and Central Amazon. The econometric results reveal the presence of unobserved effects, being the fixed effects estimate the most appropriate one. The global model (considering the whole region) that fits the data well is the spatial error model with spillovers; for this model, the EKC relationship appears to have an inverted “N” shape, so the annual deforested area is higher for lower incomes, it decreases when GDP *per capita* increases, then it goes back to increase, and for higher income levels it decreases again. The variables related to cattle size, rural credit and previous forest area seems to affect the deforested area. When the spatial heterogeneity is considered by means of different spatial regimes, the following results are found: a) for the three macro-regions set of models (Occidental Amazon, Central Amazon and Densely Populated Arch), none of the shapes for the EKC relationship is verified; b) for the nine states set of models, the EKC hypothesis is found in an inverted “U” shape for Mato Grosso state, a “U” shape for Pará state and increasingly monotonic shape for Maranhão state, whereas for the other states the EKC is not found. For the extreme level of spatial heterogeneity, the geographically weighted regressions show local coefficients: it was possible to map the different shapes for EKC found mainly in central and northeastern portions of Amazon. The results show different local relationships between deforestation and GDP *per capita* at municipal level, and also different local relationships between deforestation and the additional variables.

Keywords: Amazon. Deforestation. Environmental Kuznets Curve. Spatial Econometrics.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Mapa 1 – Amazônia Legal.....	22
Mapa 2 – Amazônia Legal: desmatamento	31
Mapa 3 – Áreas protegidas da Amazônia Legal: terras indígenas e unidades de conservação	32
Mapa 4 - Exemplo de mapa de significância LISA.....	65
Mapa 5 - Exemplo de mapa de <i>clusters</i>	65
Mapa 6 – Distribuição espacial (em desvio-padrão) do incremento anual da área desmatada dos municípios da Amazônia Legal, 2001-2006	93
Mapa 7 – Distribuição espacial (em desvio-padrão) do PIB <i>per capita</i> dos municípios da Amazônia Legal, 2006.....	94
Mapa 8 – Mapa de significância LISA e mapa de <i>clusters</i> para a área desmatada anual dos municípios da Amazônia Legal, 2001-2006.....	101
Mapa 9 – Mapa de significância LISA e mapa de <i>clusters</i> para a área desmatada anual e o PIB <i>per capita</i> dos municípios da Amazônia Legal, 2001-2006.....	104
Mapa 10 – <i>Boxmap</i> : área desmatada, 2006	105
Mapa 11 – Coeficientes locais estimados: CKA	130
Mapa 12 – Coeficientes locais estimados: rebanho bovino.....	130
Mapa 13 – Coeficientes locais estimados: soja	131
Mapa 14 – Coeficientes locais estimados: cana-de-açúcar	131
Mapa 15 – Coeficientes locais estimados: extração de produtos não-madeireiros	132
Mapa 16 – Coeficientes locais estimados: área de floresta	132

Gráfico 1- Relação entre degradação ambiental e renda	56
Gráfico 2 - Diagrama de dispersão de Moran.....	66
Gráfico 3 – Tipos de kernel espacial	78
Gráfico 4 - <i>Trade-off</i> entre variância e viés em função da largura da banda	79
Gráfico 5 – Diagrama de dispersão de Moran para o incremento anual da área desmatada dos municípios da Amazônia Legal, 2001-2006.....	96
Gráfico 6 – Diagrama de dispersão de Moran bivariado para a área desmatada anual e o PIB <i>per capita</i> dos municípios da Amazônia Legal, 2001-2006.....	98

Quadro 1- Causas da diminuição de florestas	34
Quadro 2 – Resumo dos trabalhos empíricos sobre desmatamento (ordenados por abrangência geográfica)	46
Quadro 3 – Resumo dos trabalhos empíricos sobre desmatamento na Amazônia (ordenados pela escala dos dados).....	50
Quadro 4 – Resumo dos trabalhos sobre desmatamento na Amazônia que consideram a CKA e/ou efeitos espaciais	52
Quadro 5 – Variáveis explicativas adicionais usadas em modelos econométricos sobre desmatamento de florestas (a partir de dados em escala macroeconômica e regional).....	58
Quadro 6 – Estatísticas de autocorrelação espacial global.	62
Quadro 7 – Resumo dos tipos de kernel espacial para os modelos RPG	77
Quadro 8 – Descrição das variáveis utilizadas no modelo empírico da CKA para o desmatamento da Amazônia Legal	83
Quadro 9 – Resultados dos modelos estimados para a Amazônia Legal (com correção para dependência espacial)	110
Quadro 10 – Resultados dos melhores modelos estimados para as macrozonas da Amazônia Legal (com correção para dependência espacial)	116
Quadro 11 – Resultados dos melhores modelos estimados para os estados da Amazônia Legal (com correção para dependência espacial)	124
Quadro 12 – Resultados dos modelos de coeficientes globais estimados para a Amazônia Legal (diferença 2006-2001)	126

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – PIB total e PIB <i>per capita</i> nos estados da Amazônia Legal, 2005	25
Tabela 2 – Composição dos PIBs estaduais, 2004	26
Tabela 3 - Taxas geométricas de crescimento do PIB estadual, e valor adicionado dos principais setores, 2001-2006	28
Tabela 4 – Estatística descritiva dos dados	84
Tabela 5 – Matriz de correlação para as variáveis do modelo.....	85
Tabela 6 – Indicadores de autocorrelação espacial global do incremento anual da área desmatada municipal, 2001-2006	95
Tabela 7 – Coeficiente <i>I</i> de Moran bivariado: área desmatada anual x PIB <i>per capita</i> municipal, 2001-2006.....	97
Tabela 8 – Resultados dos modelos estimados para a Amazônia Legal (sem correção para dependência espacial)	108
Tabela 9 – Resultados dos testes para variabilidade espacial (teste de significância de Monte-Carlo).....	126

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	11
2	REVISÃO DA LITERATURA	17
2.1	CRESCIMENTO E DEGRADAÇÃO AMBIENTAL: REFERENCIAL TEÓRICO ..	17
2.1.1	Amazônia e Desenvolvimento	21
2.2	ESTUDOS EMPÍRICOS SOBRE DESMATAMENTO DE FLORESTAS TROPICAIS	33
2.2.1	Estudos empíricos sobre CKA e desmatamento: Resumo.....	51
3	METODOLOGIA	53
3.1	A HIPÓTESE DA CURVA DE KUZNETS AMBIENTAL	54
3.2	ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS (AEDE)	59
3.3	MODELOS DE DADOS EM PAINEL COM DEPENDÊNCIA ESPACIAL	67
3.4	REGRESSÕES PONDERADAS GEOGRAFICAMENTE – RPG	75
3.5	MODELO EMPÍRICO.....	81
3.5.1	Descrição das variáveis	81
3.5.2	Modelo econométrico	86
3.5.2.1	<i>Modelo de dados em painel com dependência espacial</i>	86
3.5.2.2	<i>Modelo de dados em painel com dependência espacial – Regimes Espaciais</i>	88
3.5.2.3	<i>Regressões Ponderadas Geograficamente</i>	90
4	ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS	91
4.1	DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO DESMATAMENTO E DO PIB <i>PER CAPITA</i> MUNICIPAL.....	91
4.2	AUTOCORRELAÇÃO ESPACIAL GLOBAL	94
4.3	AUTOCORRELAÇÃO ESPACIAL LOCAL	99
4.4	OUTLIERS ESPACIAIS	105
5	MODELOS ECONOMÉTRICOS: ESTIMAÇÃO E ANÁLISE	106
5.1	MODELOS DE DADOS EM PAINEL COM DEPENDÊNCIA ESPACIAL	106
5.1.1	Modelos de dados em painel com dependência espacial para a Amazônia Legal	106
5.1.2	Modelos de dados em painel com dependência espacial para os regimes espaciais ..	113
5.1.2.1	<i>Modelos de dados em painel com dependência espacial para as macrozonas</i>	114
5.1.2.2	<i>Modelos de dados em painel com dependência espacial para os estados</i>	118
5.2	REGRESSÕES PONDERADAS GEOGRAFICAMENTE (RPG).....	125
6	CONCLUSÃO	133
	REFERÊNCIAS	138
	APÊNDICES	145

1 INTRODUÇÃO

Em meio à preocupação mundial com a questão das mudanças climáticas, o desmatamento das florestas tropicais se destaca como um elemento importante, tanto por seu papel na regulação dos balanços hídricos globais quanto pela forma com que a cobertura florestal é removida, principalmente por queimadas. No Brasil, o desmatamento provocado por focos de calor torna o país um grande emissor mundial de dióxido de carbono (CO₂), um dos gases causadores do efeito estufa. Segundo o Plano Nacional sobre Mudança do Clima, cerca de 75% das emissões nacionais de CO₂ são originárias de mudanças no uso da terra e florestas (BRASIL, 2008b). O conhecimento e o controle dos processos que levam ao desmatamento tornam-se, portanto, imprescindíveis à contribuição do país para os esforços conjuntos no sentido da redução do aquecimento global.

Segundo o relatório “*Development and Environment*” do Banco Interamericano de Desenvolvimento (IBRD, 1992), a trajetória recente das florestas tropicais assemelha-se à das florestas temperadas: nos estágios iniciais do desenvolvimento dos países hoje industrializados, houve grande exploração dos recursos florestais, levando à eliminação de vastas áreas de cobertura florestal. Com o avanço do desenvolvimento, entretanto, a pressão sobre as florestas diminuiu, sendo observada atualmente a estabilização e até mesmo o crescimento das áreas florestadas.

A perspectiva de que o avanço do desenvolvimento não necessariamente conduz à degradação ambiental está na essência do conceito de desenvolvimento sustentável. Por este conceito, como definido no relatório “Nosso Futuro Comum”, da Comissão Mundial para o Meio Ambiente (conhecido como relatório *Brundtland*), em 1987, entende-se que está em curso um processo de transformação em que a exploração de recursos, a direção dos investimentos, a orientação do desenvolvimento tecnológico e a mudança institucional se harmonizam para atender as necessidades e aspirações humanas sem comprometer o potencial presente e futuro.

O padrão de desenvolvimento indicado pelo relatório “*Development and Environment*” do IBRD (1992) é similar ao sugerido por Kuznets em 1955, em que, em períodos iniciais do desenvolvimento econômico, a desigualdade econômica aumenta, para depois decair com o avanço econômico. Esse padrão, aplicado a indicadores de degradação do

meio ambiente, é conhecido como a hipótese da Curva de Kuznets Ambiental (CKA). O formato característico da CKA é o de “U” invertido, embora sejam também encontradas referências a um formato linear crescente, linear decrescente e em forma de “N” (DE BRUYIN et al., 1998).

A hipótese da Curva de Kuznets Ambiental tem sido amplamente testada para diversos indicadores de degradação ambiental, em diferentes contextos temporais e espaciais. Além de ser aplicado a emissões de poluentes, o indicador de degradação ambiental considerado pela CKA pode também contemplar o desmatamento. A abrangência geográfica para a qual a CKA é investigada também é bastante diversa: análises multi-países, nacionais, regionais e microrregionais podem ser encontradas nos trabalhos empíricos.

Dado o crescente interesse em modelos sobre o desmatamento, Kaimowitz e Angelsen (1998) realizaram uma abrangente revisão dos trabalhos publicados sobre o tema até 1998. Segundo Barbier e Burgess (2002), os trabalhos que buscam identificar as causas do desmatamento em florestas tropicais podem ser categorizados da seguinte forma: aqueles que, em nível macroeconômico, testam a hipótese da Curva de Kuznets Ambiental; aqueles que buscam compreender, por meio da relação com variáveis socioeconômicas, a mudança no uso da terra (*Land Use Cover Change – LUCC*); outros buscam a compreensão do fenômeno do desmatamento por meio da análise do comportamento dos agentes microeconômicos; outros estudos consideram fatores institucionais, como estabilidade política, conflitos de terra, direitos de propriedade, etc.

Entre os trabalhos empíricos que abordaram a CKA e o processo de desmatamento, variados métodos econométricos são utilizados: séries temporais, regressões com dados em corte cruzado, painel de dados, e, em menor escala, modelos econométrico-espaciais. Os resultados não são unânimes: a hipótese da CKA é verificada por alguns autores, e rejeitada por outros, dependendo da escala geográfica, da região estudada e da abrangência temporal. Por vezes, dentro do mesmo estudo, a CKA é verificada para algumas regiões, e não para outras. Considerando todos os tipos de modelos (não apenas para CKA), Kaimowitz e Angelsen (1998) apontam a abordagem regional como a mais promissora e conceitualmente mais interessante: é possível incluir elementos espaciais nos modelos, que assim podem incorporar preços locais, dados de censos agropecuários e outras variáveis que afetam a decisão dos agentes microeconômicos (principalmente proprietários rurais), mas que têm conseqüências em nível de distrito ou regional.

Boa parte da literatura empírica dedica-se ao estudo do desmatamento na região amazônica. A Amazônia compreende a grande região formada pela bacia do rio Amazonas, que se estende por 7,8 milhões de km² distribuídos por nove países, sendo a maior parte pertencente ao Brasil. A paisagem é dominada pela floresta tropical úmida e abriga uma grande variedade de espécies da flora e da fauna, que fazem da região uma reserva genética de importância mundial (SUDAM, 2009).

O relatório GEO Amazônia (OTCA/PNUMA, 2009) ressalta que a riqueza da Amazônia sustenta-se no funcionamento dos seus vários ecossistemas naturais e sistemas socioculturais, oferecendo uma variedade de serviços ecossistêmicos, que estão sendo gradativamente alterados pela degradação ambiental. Como maior evidência desta degradação, o desmatamento implica na fragmentação e a alteração das florestas, com impacto considerável nos ecossistemas. O desmatamento pode contribuir para mudanças climáticas por meio: 1) da redução da capacidade de absorção de carbono da floresta e pela liberação de carbono por meio das queimadas; e 2) da alteração da quantidade de água nos ciclos hídricos da região, com influência sobre algumas das grandes correntes oceânicas, importantes reguladoras do sistema climático global.

No Brasil, a região amazônica é atualmente definida pela Lei Complementar n^o 124, de 03 de janeiro de 2007. A Amazônia Legal, como define a legislação, é composta pelos estados do Acre, Amapá, Amazonas, Mato Grosso, Rondônia, Roraima, Tocantins, Pará e parte do Maranhão, a oeste do Meridiano 44^o.

Até a década de 1980, o histórico do desmatamento da região da Amazônia Legal esteve ligado às ações governamentais para a ocupação e desenvolvimento do território, por intermédio de abertura de estradas e incentivo à migração (FERREIRA e SALATI, 2005; BECKER, 2005). Segundo o Plano Amazônia Sustentável, até aquela década, o desmatamento na região da Amazônia Legal alcançava cerca de 300 mil km², o equivalente a 6% da área total. De 1980 a 2007, foram desmatados mais 432 mil km², correspondendo no total a quase 15% da região amazônica (BRASIL, 2008a). Os condicionantes recentes do desmatamento, entretanto, apontam para as atividades agropecuárias que se expandem seguindo a lógica econômica privada (MARGULIS, 2003). Miragaya (2008) reforça que a demanda por carne bovina é de longe o fator preponderante no desmatamento da região, mais do que a expansão da produção de grãos, em especial a soja, que tem sido também apontada como fator que pressiona a fronteira agrícola em direção às áreas de florestas (BROWN et al.,

2005; VERA-DIAZ et al., 2008). Silva (2006) afirma que a maior parte do desmatamento amazônico até 1997 ocorreu nas terras com maior potencial agropecuário, o que está de acordo com o trabalho de Chomitz e Thomas (2003), que verifica que a conversão de terras para uso agropecuário diminuiu substancialmente com o aumento dos níveis de pluviosidade, tornando as áreas mais úmidas menos interessantes do ponto de vista econômico e portanto menos sujeitas ao avanço do desmatamento. Segundo Aguiar et al. (2007), a área convertida a pastagens corresponde a cerca de 70% da área total desmatada, e as áreas convertidas a culturas temporárias e permanente correspondem a 13% e 3% da área total desmatada, respectivamente.

Inúmeros trabalhos tratam da investigação dos fatores determinantes do desmatamento da Amazônia brasileira (ver Quadro 3, seção 2.2). As causas investigadas recaem sobre os temas: ambiental (qualidade de solos, pluviosidade, temperatura), socioeconômico (população urbana e rural, educação, renda, produção agrícola, preços de produtos agrícolas, características das propriedades rurais, etc.) e acessibilidade (rodovias pavimentadas e não-pavimentadas, distância de mercados locais e nacionais, etc.). Com relação a variáveis ambientais, a precipitação pluviométrica é considerada a mais relevante (MARGULIS, 2003; IGLIORI, 2006; CALDAS et al., 2003; CHOMITZ e THOMAS, 2003).

Com relação às facilidades de acesso, todos os estudos que investigaram alguma forma dessa variável consideraram-na relevante (PFAFF, 1999; LAURANCE et al., 2002; REIS e GUZMÁN, 1993; AGUIAR et al., 2007), com exceção de Margulis (2003), que não chegou a um resultado conclusivo quanto a esse aspecto.

Entre os fatores socioeconômicos, a população é considerada relevante e segue um padrão não-linear, primeiro crescente e depois decrescente (IGLIORI, 2006; PFAFF, 1999). A variável renda é considerada significativa em todos os estudos, porém com fraca intensidade. A hipótese da CKA para o desmatamento da Amazônia foi verificada nos trabalhos de Gomes e Braga (2008) e Araújo et al. (2009), em nível estadual, sendo que neste último o objetivo principal era a verificação da importância de aspectos institucionais. A CKA também foi verificada, com dados municipais, por Caldas et al. (2003), Santos et al. (2008) e Prates (2008). Em maior ou menor grau, todos os estudos consideram algum tipo de relação das atividades agropecuárias com o desmatamento.

Em geral, os trabalhos empíricos utilizaram modelos econométricos tradicionais. Ângelo e Pereira de Sá (2007) e Ewers, Laurance e Souza Jr (2008) utilizaram regressões para séries de tempo. Gomes e Braga (2008), Santos et al. (2008), e Prates (2008) utilizaram modelos econométricos de dados em painel. Os outros autores (Quadro 3, seção 2.2) utilizaram regressões com dados em corte cruzado (em nível estadual, municipal, de setor censitário, ou gride – segmentação da área de estudo em quadrados de dimensão determinada, por exemplo, 25 km x 25 km).

O processo de desmatamento possui um forte componente espacial, pois trata-se de um espaço ocupado pela cobertura florestal que é convertido em outro uso, relacionando-se com os tipos de uso da terra verificados na vizinhança das áreas desmatadas. Com base nisso, alguns estudos utilizaram modelos que consideraram os efeitos espaciais do desmatamento. Entre eles, destacam-se o trabalho de Reis e Guzmán (1993), Caldas et al. (2003), Iglioni (2006), Aguiar et al. (2007). Todos estes últimos encontraram dependência espacial significativa para o desmatamento, utilizando dados em corte cruzado. A justificativa para a inclusão de variáveis relacionadas aos efeitos espaciais é dada por Alves (apud MARGULIS, 2003): o desmatamento é um processo de interação espacial, em que as áreas desmatadas são vizinhas de áreas anteriormente desmatadas.

Qualitativamente, Becker (2005) e Ferreira e Salati (2005) apontam para as diferenças intrarregionais. Em seu diagnóstico, o Plano Amazônia Sustentável (BRASIL, 2008a) destaca a heterogeneidade nos sistemas de produção como reflexo da diversidade natural, social e cultural da região. Dados o processo histórico de ocupação e a vastidão do território que abrange, a região amazônica apresenta diferenças intrarregionais que condicionam o processo de desmatamento. A heterogeneidade espacial, com efeitos sobre o processo de desmatamento, foi observada quantitativamente e destacada nos trabalhos de Prates (2008) e Aguiar et al. (2007). Esses autores concluíram ser de grande importância a subdivisão da região amazônica para melhor compreensão da organização de seus sistemas produtivos.

Dentro desse contexto, este trabalho busca identificar uma relação entre crescimento econômico e desmatamento da Amazônia Legal, como sugerida pela Curva de Kuznets Ambiental, considerando efeitos espaciais de dependência espacial e heterogeneidade espacial, e acrescentando variáveis explicativas adicionais, conforme relatadas em literatura como determinantes do desmatamento. Para a estimação de uma CKA para a região da Amazônia Legal, com ênfase na determinação do papel das atividades agropecuárias sobre o

desmatamento, este estudo conta com dados de 782 municípios da região, monitorados pelo Sistema PRODES (Programa de Avaliação do Desflorestamento na Amazônia Legal, Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais – INPE), no período compreendido entre 2001 e 2006. Esse trabalho conta, portanto, com um painel de dados mais extenso que os de estudos anteriores (GOMES e BRAGA, 2008; SANTOS et al., 2008; PRATES, 2008).

A incorporação de variáveis relacionadas a efeitos de dependência espacial no painel de dados não tem correspondente em estudos anteriores. Por fim, também não tem correspondente em estudos anteriores a investigação de uma CKA que considera heterogeneidade espacial em níveis distintos de regimes espaciais (macrozonas e estados) e por meio de regressões locais (Regressões Ponderadas Geograficamente – RPG). A consideração das características heterogêneas no espaço em regressões específicas possibilitará a verificação da CKA com coeficientes distintos e até mesmo com formas funcionais distintas, conforme a subregião analisada. Com isso, poderá ser avaliado se um modelo econométrico de painel de dados com dependência espacial é adequado à estimação de uma CKA para o desmatamento da Amazônia; e, principalmente se os modelos que consideram a heterogeneidade espacial da região amazônica se ajustam melhor a esse propósito.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Este capítulo tem como objetivo a revisão da literatura sobre os modelos de desmatamento em florestas tropicais, em especial sobre a Amazônia, e com ênfase nos modelos que tratam da hipótese da Curva de Kuznets Ambiental (CKA). Para isso, está organizado da seguinte forma: a primeira seção (2.1) trata do referencial teórico que embasa a discussão sobre crescimento e degradação ambiental (em especial o desmatamento de florestas tropicais), sendo que a seção 2.1.1 trata especificamente da Amazônia brasileira; e, por fim, a última seção (2.2) relaciona a literatura empírica sobre desmatamento.

2.1 CRESCIMENTO E DEGRADAÇÃO AMBIENTAL: REFERENCIAL TEÓRICO

O debate que cerca a questão crescimento e meio ambiente tem história recente: data de cerca de 50 anos. Alguns marcos trazem a evolução da questão ambiental (alerta, “catastrofismo” e compromisso) até os dias atuais: o primeiro grande marco é o livro “Primavera Silenciosa”, da bióloga Rachel Louise Carson, publicado nos Estados Unidos em 1962, que alertava sobre os efeitos do uso de pesticidas no sistema reprodutivo de pássaros, tendo obtido bastante repercussão na opinião pública (ALMEIDA, 2002).

O segundo marco é o relatório “Limites do Crescimento”, cujas idéias foram debatidas pelo grupo que ficou conhecido como Clube de Roma, no início da década de 1970: a previsão era de que, se os níveis de industrialização fossem mantidos juntamente com os níveis de poluição e exploração de recursos naturais correntes à época, tais recursos seriam esgotados, e a única solução seria o crescimento zero, devendo permanecer as nações subdesenvolvidas no patamar em que se encontravam, em prol da sobrevivência do planeta. Para debater tais idéias, foi convocada pela ONU a Conferência de Estocolmo, em 1972, o terceiro marco. O Brasil teve participação ativa: trazia, pela primeira vez, a idéia de que a pobreza é degradadora de recursos ambientais (por meio da deterioração do solo e da paisagem por práticas incorretas nas zonas rurais e contaminação do ar e da água por condições sanitárias inadequadas em áreas urbanas). Com isso, o país defendia o desenvolvimento econômico e social, e se opunha ao discurso vigente do não-crescimento

como solução. Embora essas idéias tenham sido incorporadas na Declaração de Princípios da Conferência, a posição brasileira foi interpretada pelo público, dentro e fora do país, como favorável à degradação ambiental (“venham poluir em nosso país”) (ALMEIDA, 2002).

O quarto marco é o relatório “Nosso Futuro Comum”, da Comissão Mundial sobre Meio Ambiente e Desenvolvimento (1991), encomendado pelas Nações Unidas e coordenado pela primeira-ministra norueguesa Gro Bruntland (e que ficou conhecido como “Relatório Bruntland”), publicado originalmente em 1987. O relatório, em sua apresentação, adverte que não traz uma previsão de decadência e dificuldades ambientais para um mundo cada vez mais poluído e com menos recursos, mas apresenta a possibilidade de crescimento econômico apoiado em práticas que “conservem e expandam a base de recursos naturais.” A idéia de que é possível conciliar crescimento e meio ambiente é definida por meio do conceito de desenvolvimento sustentável (p.49):

é um processo de transformação no qual a exploração de recursos, a direção dos investimentos, a orientação do desenvolvimento tecnológico e a mudança institucional se harmonizam e reforçam o potencial presente e futuro, a fim de atender às necessidades e aspirações humanas.

O quinto grande marco é a realização da Rio-92, como ficou conhecida a Conferência das Nações Unidas sobre o Meio Ambiente, ou Cúpula da Terra. Com a participação de 179 chefes de Estado e grande mobilização da sociedade civil, a Conferência teve como resultado a reafirmação do conceito de desenvolvimento sustentável e a aprovação ou avanço de importantes documentos que evidenciam o compromisso dos países com o meio ambiente: a Convenção de Mudanças Climáticas, a Convenção de Diversidade Biológica, a Agenda 21, o Protocolo de Florestas, a Declaração do Rio de Janeiro, e a Carta da Terra, concluída posteriormente (CAMARGO, CAPOBIANCO e OLIVEIRA, 2002).

As florestas tropicais ganharam importância com os compromissos assumidos na Cúpula da Terra. As razões da preocupação com o destino das florestas tropicais são basicamente as seguintes: são fontes de produtos madeireiros e não madeireiros, além de provedoras de serviços ecológicos para a manutenção da biodiversidade. Segundo o relatório “*Development and Environment*” (IBRD, 1992), as florestas ocupam quase um quarto da área terrestre mundial, e estão desaparecendo a taxas muito altas, especialmente as florestas tropicais úmidas, que são as mais ricas em biomassa e biodiversidade, e estão localizadas em países da América Latina, Ásia e África. O desmatamento é principalmente causado por

fazendeiros e empresas de extração de madeira e mineração, e muitas vezes associado a políticas governamentais errôneas. O papel da agricultura é destacado na literatura (ANGELSEN, 1999; BENHIN, 2006): a agricultura desloca a floresta nas decisões dos agentes sobre o uso da terra (manter a floresta ou desmatar para cultivo), principalmente quando o valor total da floresta não é levado em consideração.

Segundo o relatório “*Development and Environment*” (IBRD, 1992), o rápido e recente desmatamento das florestas tropicais lembra uma época anterior das nações industrializadas, quando um terço das florestas temperadas foi desmatado para agricultura, construção e combustível (lenha). Atualmente, na maior parte dos países industrializados, o desmatamento está estabilizado, e, como um todo, a área de florestas temperadas é crescente.

Tal observação pode ser associada à teoria de estágios de desenvolvimento proposta por Rostow, em 1960, segundo a qual as desigualdades entre os países seriam explicadas apenas por estarem em diferentes estágios do desenvolvimento econômico. As transformações que levam a cada uma dessas etapas ocorrem dentro de setores particulares da economia. As etapas de desenvolvimento consistiriam na seqüência mutável dos setores líderes, sendo também decisões sociais e políticas (ROSTOW, 1978). Wang, Liu e Wilson (2007) associam a teoria de Rostow das etapas de desenvolvimento ao formato de “U” invertido para a curva que relaciona indicadores de degradação ambiental à renda *per capita*. Essa relação representa a hipótese de Kuznets adaptada para o meio ambiente, conhecida como Curva de Kuznets Ambiental.

Em seu trabalho original, de 1955, Kuznets propõe a existência de uma relação não-linear entre desigualdade de renda e crescimento econômico: nos estágios iniciais de crescimento econômico, a desigualdade seria crescente, e acima de um determinado nível de renda *per capita*, a desigualdade tenderia a ser decrescente (KUZNETS, 1955). A adaptação da hipótese de Kuznets para indicadores de impacto ambiental remonta ao trabalho de Grossman e Krueger (1991).

A hipótese da Curva de Kuznets Ambiental (CKA), em resumo, descreve uma relação de degradação ambiental crescente em regiões em desenvolvimento, com renda *per capita* baixa, porém, ao alcançar patamares tecnológicos superiores, aliados a mudanças na estrutura produtiva e políticas de proteção ambiental, haveria menor pressão ambiental e os indicadores de degradação ambiental apresentar-se-iam em queda para níveis de renda mais elevados,

caracterizando uma curva com formato de “U” invertido (STERN, 2004). Caso a hipótese seja confirmada, a conclusão é de que o crescimento econômico pode levar, sim, à melhoria do meio ambiente, o que se alinha com o conceito de desenvolvimento sustentável que emergiu com o relatório “Nosso Futuro Comum” (1987) e a Cúpula da Terra, fortemente amparado pelo relatório “*Development and Environment*” (IBRD, 1992).

Para a degradação ambiental relacionada ao desmatamento de florestas, várias interpretações para a CKA são apresentadas na literatura. Battharai e Hammig (2001) explicam que, em geral, os países de baixa renda desmatam sem reposição, e, à medida que a renda cresce, o investimento em reflorestamento para reposição da madeira extraída ou para a produção de produtos florestais compensa a área desmatada. Além disso, a estrutura da economia e os padrões de demanda de energia mudam à medida que a renda cresce (por, exemplo, a lenha consumida como combustível é substituída por carvão mineral e derivados de petróleo), reduzindo a pressão sobre as florestas. Lopez (1994, apud CULAS, 2007), desenvolveu um modelo teórico em que afirma que os efeitos de estoque dos recursos florestais (biomassa) na produção agrícola são internalizados, e então, o crescimento econômico resultaria em menor desmatamento. Essa internalização poderia ser induzida por políticas governamentais ou arranjos contratuais entre produtores. Culas (2007) cita outras forças indutoras para uma trajetória típica da CKA, como a atratividade de empregos não-rurais para manter as pessoas fora da floresta, um maior valor atribuído às florestas intocadas, e a capacidade dos governos de reforçar a proteção das florestas por meio de fatores institucionais. Esses fatores influenciariam a altura e a convexidade da CKA, acelerando o caminho para o desenvolvimento sustentável.

Desde então, inúmeros estudos empíricos acerca da validade da hipótese da Curva de Kuznets Ambiental (CKA) foram conduzidos. Diversos indicadores de impacto ambiental foram testados. Alguns trabalhos confirmam a existência da CKA, e outros não, e os resultados são mais ambíguos para os indicadores relativos a desmatamento do que para os indicadores relativos à concentração de poluentes (SCRIECIU, 2007). Sobre estes últimos, principalmente com relação a emissões de CO₂, o trabalho de Carvalho (2008) traz uma revisão abrangente. Uma variedade de métodos foi utilizada para verificar a hipótese da CKA, temporal e espacialmente (*cross-sections* de países, regiões, estados, distritos, municípios). Mais recentemente, foram introduzidos efeitos de dependência espacial nos estudos econométricos para a verificação da CKA (STERN, 2000; RUPASHINGA et al., 2004;

CARVALHO, 2008). Para uma visão detalhada dos estudos empíricos relacionados ao desmatamento de florestas, ver item 2.2.

2.1.1 Amazônia e Desenvolvimento

A Amazônia compreende a grande região formada pela bacia do rio Amazonas, que se estende por 7,8 milhões de km², parte da área de nove países: Brasil, Bolívia, Peru, Equador, Colômbia, Venezuela, Guiana, Suriname e Guiana Francesa. A paisagem é dominada pela floresta tropical úmida, em terras baixas e montanhas, integrada pelo Rio Amazonas e seus mais de mil afluentes, abrigando uma grande variedade de espécies da flora e da fauna, que fazem da região uma reserva genética de importância mundial (SUDAM, 2009).

A região da Amazônia Legal foi institucionalizada pela Lei Federal nº 1803, de 5 de janeiro de 1953, que, além de definir seu recorte geográfico, criou a Superintendência do Plano de Valorização Econômica da Amazônia (SPVEA), com o objetivo de coordenar o povoamento e desenvolvimento da região. A Lei Federal no. 5.173 de 27 de outubro de 1966 extingue a SPVEA e cria a Superintendência de Desenvolvimento da Amazônia - SUDAM. Após várias atualizações, a legislação vigente que diz respeito à Amazônia Legal é a Lei Complementar nº 124, de 03 de janeiro de 2007. A região da Amazônia brasileira abrange os Estados do Acre, Amapá, Amazonas, Mato Grosso, Rondônia, Roraima, Tocantins, Pará e parte do Maranhão (porção a oeste do Meridiano 44°), estendendo-se por 5,2 milhões de km², o equivalente a 61% do território nacional (SUDAM, 2009). A legislação (Decreto-Lei nº 291, de 28.02.1967) define ainda as regiões da Amazônia Ocidental (que abrange os estados do Amazonas, Acre, Rondônia e Roraima) e da Amazônia Oriental (abrangendo os estados do Pará, Maranhão, Amapá, Tocantins e Mato Grosso). O Mapa 1 ilustra a região da Amazônia Legal.

Segundo Becker (2005), o povoamento e desenvolvimento da Amazônia “foram fundados de acordo com o paradigma de relação *sociedade-natureza* (...) significando com isso que o crescimento econômico é visto como linear e infinito, e baseado na contínua incorporação de terra e de recursos naturais, que são também percebidos como infinitos”, o que caracterizou por muito tempo uma economia de fronteira.

Ferreira e Salati (2005) apresentam um resumo histórico das transformações do espaço amazônico. Chamadas por estes autores de “devassamentos”, essas grandes transformações demarcam períodos em que diferentes políticas de ocupação tiveram lugar. O primeiro “devassamento” teve início com a intenção de conquista e posse, ainda na época do Brasil Colônia, ao longo dos rios navegáveis, para a coleta e posterior cultivo das “drogas do sertão” (canela, cravo, anil, cacau, raízes aromáticas, sementes oleaginosas, madeiras, etc.), que possuíam mercado na Europa Ocidental. O segundo “devassamento” é conhecido como o “Ciclo da Borracha”, ocorrido nas duas últimas décadas do século XIX e duas primeiras do século XX. Nesse processo, principalmente o Acre recebeu grande leva migratória da região Nordeste, para extração da borracha obtida a partir das seringueiras no interior da porção da floresta ombrófila densa. Nas décadas de 1920 e 30, verifica-se o início das atividades agropecuárias e minerais ao longo dos vãos abertos pela extração de borracha e castanha.

Segundo esses autores, o terceiro grande “devassamento” acontece na década de 1970 com a abertura de estradas (Belém-Brasília, Cuiabá-Santarém, Transamazônica), a descoberta de riquezas minerais, e o incentivo à migração de pequenos agricultores nordestinos. Inúmeros projetos de colonização do “vazio demográfico” provocaram um enorme aumento do contingente populacional (de 2,6 milhões em 1960 para 11 milhões em 1980). Na década de 1980, tem-se uma política de modernização com base na industrialização e exploração de recursos minerais, com lugar para grandes projetos (como o Projeto Grande Carajás).

Na década de 1990, há um quarto “devassamento” produzido agora não mais pela intenção governamental, mas pela força do capital privado, para a produção de bens com demanda mundial. Todas essas transformações trouxeram impacto na paisagem, notadamente a partir das últimas décadas, quando a remoção da cobertura florestal cresceu a taxas bastante elevadas. Confrontando com os dados demográficos, que indicam um baixo crescimento vegetativo e urbanização crescente, Ferreira e Salati sugerem (2005, p.40) “que o avanço do desmatamento não é produto da pressão demográfica direta, mas sim de forças econômicas transformadoras referenciadas por pacotes tecnológicos excludentes de grandes quantidades de mão-de-obra.” O trabalho de Margulis (2003) é particularmente elucidativo no que tange a esta questão: a transformação da paisagem deve-se principalmente à atividade pecuária de média e grande escalas.

Margulis (2003) identifica dois processos de avanço e consolidação da fronteira na Amazônia: um que principia pelos pequenos agentes econômicos (colonos e agricultores),

que, com o passar do tempo, vendem suas pequenas propriedades a agentes econômicos mais capitalizados; e, no segundo caso, o processo de ocupação se dá diretamente pelos grandes agentes (madeireiros, empresas de mineração e energia, grandes pecuaristas). A maior parte das transformações recentes, segundo o autor, dá-se pela ação deste segundo grupo, mas os dois processos não são excludentes. A evolução do mercado de terras ilustra esta dinâmica: a possibilidade de ganhos com a compra e venda de terras promove uma corrida pela sua posse, sendo o desmatamento a principal forma de se garantir os direitos de propriedade. O autor ressalta que isso só acontece porque, em algum momento, haverá por parte dos pecuaristas a disposição a pagar pelas terras, com objetivos de produção. Ele demonstra que a rentabilidade da pecuária de corte na região da Amazônia Oriental é superior à rentabilidade que esta atividade apresenta em outras regiões do país. A lucratividade da pecuária é, portanto, o motor do processo que promove a conversão da floresta em pastagens, ainda que seus agentes originais na fronteira sejam os mais diversos atores sociais, com diferentes interesses e motivações. Margulis (2003) ressalta ainda que as áreas ocupadas com o objetivo de produção pecuária são influenciadas pelas condições geológicas locais, já que a estação seca mais curta, temperaturas mais altas e umidade do ar mais elevada favorecem o crescimento das pastagens, ao passo que nas áreas de floresta densa, devido aos altos índices pluviométricos, há uma barreira natural à expansão das atividades agropecuárias.

O reconhecimento de que há uma diversidade de atores sociais atuando nas novas fronteiras de ocupação da Amazônia e que há a necessidade de conciliar esta expansão com a conservação da floresta torna complexa a tarefa de formulação e implantação de políticas públicas para o desenvolvimento da região. Nessa direção, o “Plano Amazônia Sustentável” (BRASIL, 2008a) busca delinear as diretrizes gerais e estratégias de implementação para o desenvolvimento da região em base sustentável, tendo sido construído com a colaboração dos governos federal e estaduais, além da consulta a inúmeras outras instituições e organizações da sociedade civil. Entre as diretrizes destacadas por este documento, estão o ordenamento territorial, com ênfase na regularização fundiária e nas áreas de conservação e indígenas, e o incentivo a atividades produtivas que utilizem os recursos naturais de maneira eficiente e sustentável.

Com base no diagnóstico que consta no relatório “Plano Amazônia Sustentável” (BRASIL, 2008a), a região caracteriza-se atualmente por uma economia cujos setores mais importantes são: agropecuário, florestal, mineral, industrial e atividades urbanas. O Produto Interno Bruto, em 2005, correspondeu a R\$ 169,3 bilhões de reais, representando 7,88% do

PIB nacional. Os estados com maior participação no PIB regional são: Pará, Mato Grosso, Amazonas e Maranhão. Quanto ao PIB *per capita*, a média regional situa-se em R\$ 7.173, o que equivale a 61,5% do PIB *per capita* nacional. A Tabela 1 apresenta os dados de Produto Interno Bruto para os estados.

Tabela 1 – PIB total e PIB *per capita* nos estados da Amazônia Legal, 2005

UF	PIB 2005 (em R\$ milhões)	Participação na região (%)	PIB <i>per capita</i>	PIB <i>per capita</i> Brasil = 100
Acre	4.482	2,65	6.792	58,3
Amapá	4.367	2,58	7.344	63,0
Amazonas	33.359	19,70	10.289	88,3
Maranhão ¹	25.326	14,96	4.150	35,6
Mato Grosso	37.466	22,13	13.365	114,6
Pará	39.150	23,12	5.617	48,2
Rondônia	12.902	7,62	8.408	72,1
Roraima	3.179	1,88	8.123	69,7
Tocantins	9.084	5,37	6.957	59,7
Amazônia	169.315	100,00	7.173	61,5
Brasil	2.147.239	-	11.658	100,0

Fonte: IBGE, Contas regionais do Brasil (BRASIL, 2008a), destacado pela autora.

A composição do PIB é diferenciada para os estados: o setor agropecuário é extremamente relevante no Mato Grosso, com 40,8% de participação no PIB do estado. O setor é importante também para o Pará, Maranhão, Rondônia e Tocantins. A indústria de transformação é importante para o estado do Amazonas (55,4% do PIB), em razão do Pólo Industrial de Manaus. Também é o estado que mais contribui para a indústria extrativa mineral. É importante o setor de administração pública nos estados do Amapá (44,4%), Acre (42,7%) e Roraima (58,2%). Tais características são indicativas da heterogeneidade da região. A Tabela 2 apresenta os dados da composição do PIB estadual (BRASIL, 2008a).

O setor agropecuário destaca-se: a produção conjunta de grãos na região foi de 28,0 milhões de toneladas em 2006, o equivalente a quase 25% da produção nacional, apresentando um crescimento bastante rápido (era menos de 10% em 1990). O Mato Grosso

¹ O estado do Maranhão é aqui considerado integralmente (não apenas a porção pertencente à Amazônia Legal).

produziu quase 80% do total regional, e os estados do Pará, Rondônia, Tocantins e Maranhão respondem por 19% da produção regional. O rebanho bovino constitui 74,59 milhões de cabeças em 2005, correspondente a 36% do total nacional. Os maiores rebanhos estão nos estados do Mato Grosso e Pará. Cerca de 80% do rebanho regional situa-se na área de fronteira entre os dois biomas mais importantes da região, Cerrado e Floresta Amazônica. (BRASIL, 2008a).

Tabela 2 – Composição dos PIBs estaduais, 2004

Setores	Brasil	RO	AC	AM	RR	PA	AP	TO	MA	MT
TOTAL:	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Agropecuária	10,4	15,3	5,9	3,6	3,8	22,8	4,6	12,9	20,1	40,8
Indústria de Transformação	27,8	12,4	18,4	55,4	0,6	18,6	1,6	6,8	17,9	10,2
Indústria Extrativa Mineral	4,1	1,1	-	6,0	-	3,5	3,1	-	-	1,1
Eletricidade, Gás e Água	3,5	1,3	1,6	0,9	2,1	4,3	0,8	2,3	2,9	2,2
Construção	6,8	15,8	8,1	7,6	6,0	9,9	2,2	19,7	4,6	5,5
SERVIÇOS:	47,4	54,1	66,0	26,5	87,5	40,9	87,6	59,9	54,5	40,2
Administração Pública	14,7	28,0	42,7	10,1	58,2	18,0	44,4	27,5	25,4	13,6
Comércio	7,0	6,9	6,0	4,8	9,3	5,9	20,9	6,8	7,5	8,8
Instituições Financeiras	6,5	2,7	2,8	1,3	2,9	2,4	1,8	4,6	3,4	4,1
Transporte e Armazenagem	2,0	2,0	2,4	1,7	0,6	2,1	4,9	5,7	4,8	1,5
Comum	2,3	1,6	2,1	1,1	2,5	1,7	1,6	4,0	2,7	2,3
Outros	14,9	12,9	10,0	7,5	14,0	10,8	14,0	11,3	10,7	9,9

Fonte: IBGE, Contas regionais do Brasil (BRASIL, 2008a), destacado pela autora.

Entre os produtos florestais, a atividade madeireira é bastante importante: seus produtos representam cerca de 3,5% do PIB nacional e 6% das exportações. A produção regional de madeira em tora representa 83% da produção nacional, ou 14,4 milhões de m³, em 2005. Quanto à origem da madeira, cerca de dois terços a três quartos são oriundas de floresta nativa e o restante, oriundas de planos de manejo, o que caracteriza uma exploração predatória e não-sustentável, caso não se modifique esse padrão, segundo o relatório “Plano da Amazônia Sustentável” (BRASIL, 2008a).

Para deter esse processo, além de reforço ao monitoramento e fiscalização, uma das estratégias para valorização da floresta é a modernização do setor madeireiro e não-madeireiro, por meio de incentivos ao manejo florestal sustentável. Segundo o relatório “Plano Amazônia Sustentável” (BRASIL, 2008a), um dos instrumentos para esta estratégia é a Lei nº 11.284, de 02 de março de 2006, a chamada Lei de Gestão de Florestas Públicas, que tem aberto a possibilidade de concessão de florestas públicas para tais fins, em nível empresarial e comunitário. Associada a esta iniciativa, deve ser fomentada a adoção de tecnologias inovadoras que agreguem valor ao produto beneficiado, assim como a certificação de produtos florestais.

Ainda segundo o relatório do “Plano Amazônia Sustentável”, os produtos florestais não-madeireiros (para alimentação, ou outros, como resinas, óleos e portadores de princípios ativos – as novas “drogas do sertão”) ainda têm pequena participação econômica, mas são fundamentais para a população rural tradicional e têm grande potencial para proporcionar meios de vida sustentáveis.

O valor adicionado do setor de serviços é consideravelmente maior que dos outros setores, para a região Norte e estados do Mato Grosso e Maranhão (Tabela 3). A importância do PIB de serviços traz à tona uma característica demográfica: cerca de 70% da população amazônica vive em vilas ou cidades, e a taxa de crescimento da população urbana é positiva (BRASIL, 2008a). O aumento da população atualmente deve-se ao crescimento vegetativo, em contraste com os grandes fluxos migratórios das décadas anteriores.

Tabela 3 - Taxas geométricas de crescimento do PIB estadual, e valor adicionado dos principais setores, 2001-2006

Unidades da Federação	Taxa Geométrica de crescimento			
	PIB	Valor adicionado industrial	Valor adicionado de serviços	Valor adicionado agropecuário
Norte	5,28	-0,66	9,19	-0,11
Rondônia	5,70	-6,41	7,79	9,46
Acre	8,47	-3,02	7,81	29,39
Amazonas	3,40	-4,07	9,82	16,42
Roraima	11,70	15,75	10,89	22,36
Pará	4,74	3,83	8,96	-11,12
Amapá	7,11	7,41	6,88	1,46
Tocantins	12,49	7,95	13,02	17,54
Nordeste	4,20	-3,09	6,88	0,68
Maranhão	10,28	6,26	10,83	9,05
Piauí	6,80	-2,02	8,83	4,27
Ceará	5,62	-2,88	7,92	10,65
Rio Grande do Norte	5,16	-4,52	8,35	23,48
Paraíba	3,88	-3,21	7,67	-5,44
Pernambuco	2,08	-5,56	4,25	-7,15
Alagoas	5,08	1,96	6,01	-0,30
Sergipe	2,98	-6,24	9,54	-1,38
Bahia	3,02	-3,24	6,11	-3,00
Sudeste	4,08	-2,77	6,40	-6,53
Minas Gerais	3,43	-2,06	5,22	4,44
Espírito Santo	7,17	4,28	6,43	17,27
Rio de Janeiro	3,13	-4,40	5,41	-4,22
São Paulo	4,41	-2,71	7,06	-14,93
Sul	2,69	-4,51	7,84	-6,63
Paraná	3,30	-4,50	8,80	-5,25
Santa Catarina	4,41	-2,70	11,49	-7,56
Rio Grande do Sul	1,27	-5,72	5,39	-7,21
Centro-Oeste	7,54	2,07	8,76	-1,52
Mato Grosso do Sul	2,31	-2,37	7,60	-11,59
Mato Grosso	7,91	3,75	8,31	7,77
Goiás	6,69	1,31	11,31	-2,96
Distrito Federal	9,82	7,00	8,10	-6,28
Brasil	4,18	-2,82	7,03	-4,19

Fonte: Elaborado pelo pesquisador Ricardo Candea Barreto, com base no banco de dados do IPEADATA, a preços constantes de 2000.

A grande preocupação atual da transformação da Amazônia reside sobre o processo de desmatamento, pela ameaça que representa sobre o acervo de biodiversidade e sobre a prestação de serviços ambientais para a manutenção das condições climáticas globais. Até 2007, cerca de 732 mil km² foram desmatados, o que corresponde a quase 15% da área total da região. Até 1980, o desmatamento na região alcançava cerca de 300 mil km², o equivalente a 6% da área total (BRASIL, 2008a).

O fato de o processo de desmatamento ter se intensificado em grandes áreas de Rondônia, Mato Grosso e Pará, deu a essa região o nome de “arco do fogo”, ou “arco do desmatamento”. O Mapa 2 ilustra a evolução do desmatamento na Amazônia Legal.

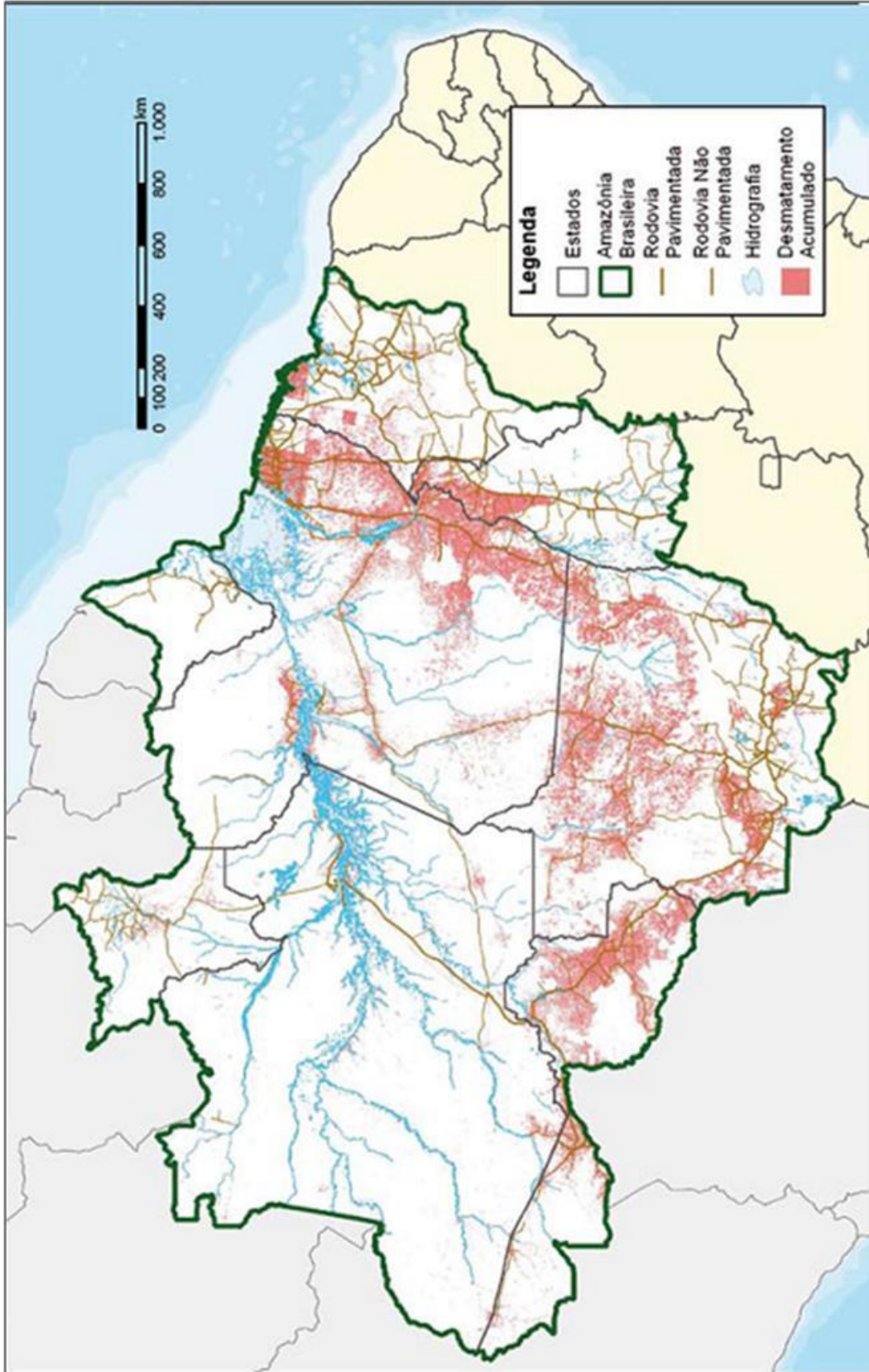
Becker (2005, p.83) reconhece uma nova geografia da Amazônia, baseada na heterogeneidade de três macrorregiões:

a primeira é essa que chamam de “arco do fogo” e que denomino de arco do povoamento consolidado, porque é onde estão as cidades, as densidades demográficas maiores, as estradas e o cerne da economia; a outra macrorregião, da Amazônia central, corresponde ao restante do estado do Pará, que é a porção mais vulnerável da Amazônia, porque cortada pelos eixos, pelas estradas e onde estão duas das frentes localizadas; a última é a Amazônia ocidental, que tem a maior área de fronteira política e é a mais preservada (porque não foi cortada por estradas e seu povoamento foi pontual, na Zona Franca de Manaus, enquanto o resto do estado ficou abandonado). E o fato de ser uma região em si, constitui uma força de resistência à destruição da floresta.

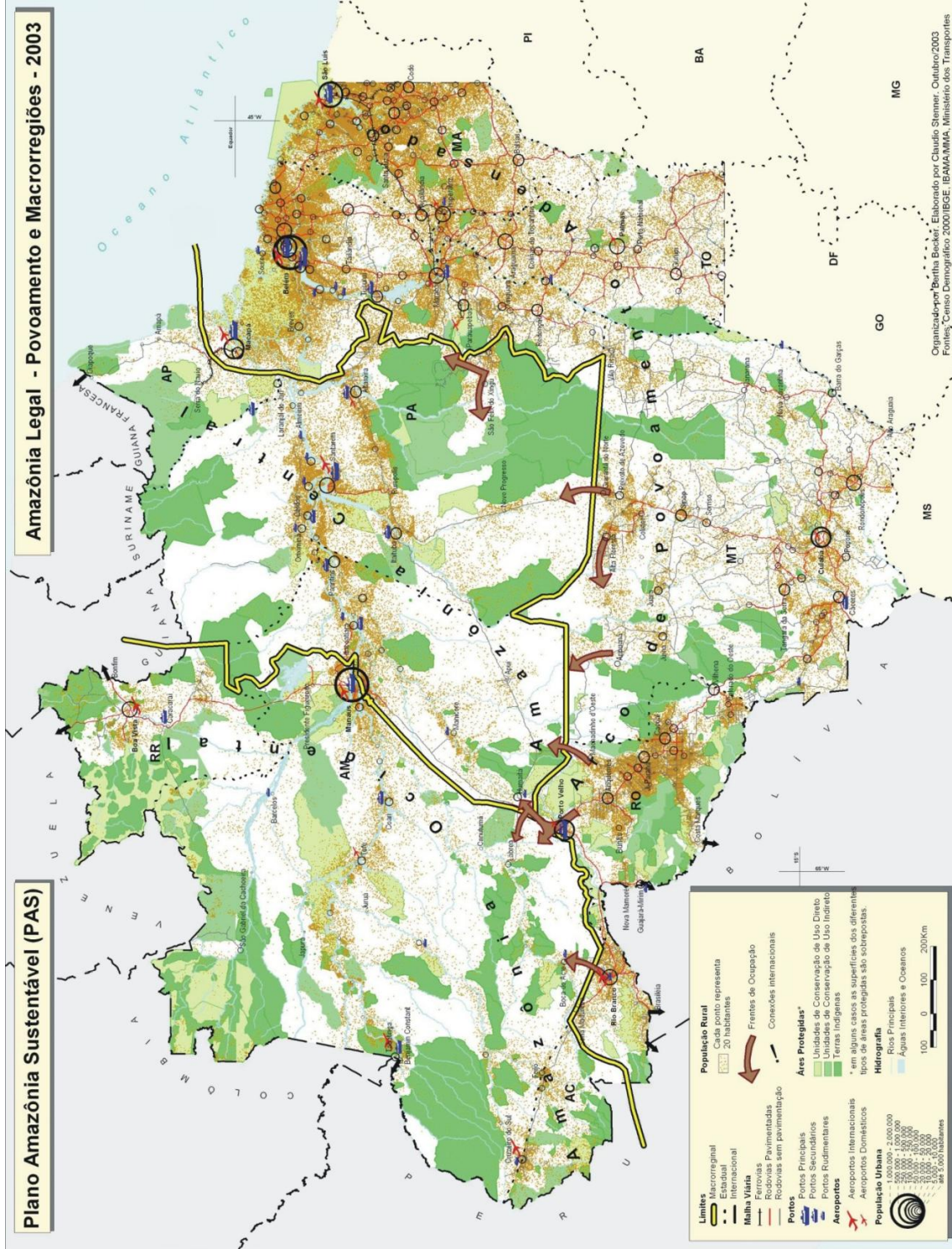
As três macrorregiões assim definidas fazem parte do projeto para o Macrozoneamento Econômico-Ecológico da Amazônia Legal (MINISTÉRIO DO MEIO AMBIENTE, 2009) e estão representadas no Mapa 3.

O Mapa 3 ilustra também as áreas com condições especiais de uso e ocupação determinadas em lei, entre elas terras indígenas e unidades de conservação. Estas áreas protegidas (terras indígenas e Unidades de Conservação Integral e de Uso Sustentável Federais, Estaduais e Municipais) atuam como freios ao processo de desmatamento (TRANCOSO et al., 2005; VITEL, FEARNSSIDE, GRAÇA, 2009). Cerca de 42% da Amazônia brasileira enquadra-se nessas condições (BRASIL, 2008a). A proporção do desmatamento no interior das áreas protegidas é muitas vezes menor que a área fora delas: nos estados do Mato Grosso, Rondônia e Pará, o desmatamento em áreas protegidas varia entre 1,5 a 4,7%, enquanto fora das áreas protegidas, o desmatamento alcança 29,2 a 48,1% (FERREIRA, VENTICINQUE e ALMEIDA, 2005), o que mostra que as áreas protegidas estão cumprindo sua função, ainda que não perfeitamente.

Há uma vasta literatura sobre as causas do desmatamento da Amazônia. Walker et al. (2000) discute o papel dos pequenos criadores de gado no desmatamento da Amazônia. Margulis (2003), como já citado anteriormente, afirma que deve ser reconhecida a lógica privada, em especial dos grandes pecuaristas, nos desmatamentos recentes. Ferreira et al. (2007) mostram, a partir de dados de sensoriamento remoto, que o desmatamento está fortemente associado a regiões de grandes propriedades de terra. Miragaya (2008) reforça que a demanda por carne bovina é de longe o fator preponderante no desmatamento da região, mais do que a expansão da produção de grãos, em especial a soja, que tem sido também apontada como fator que pressiona a fronteira agrícola em direção às áreas de florestas (BROWN et al., 2005; VERA-DIAZ et al., 2008). Silva (2006) afirma que a maior parte do desmatamento amazônico até 1997 ocorreu nas terras com maior potencial agropecuário. O trabalho de Chomitz e Thomas (2003) verifica que a conversão de terras para uso agropecuário diminuiu substancialmente com o aumento dos níveis de pluviosidade, tornando as áreas mais úmidas menos interessantes do ponto de vista econômico, e, portanto, menos sujeitas ao avanço do desmatamento.



Mapa 2 – Amazônia Legal: desmatamento
 Fonte: BRASIL (2008a).



Mapa 3 – Áreas protegidas da Amazônia Legal: terras indígenas e unidades de conservação
Fonte: MINISTÉRIO DO MEIO AMBIENTE (2009).

2.2 ESTUDOS EMPÍRICOS SOBRE DESMATAMENTO DE FLORESTAS TROPICAIS

No mundo, a perda de florestas tropicais é maior na América Latina (em área desmatada) e na Ásia (em taxas de crescimento do desmatamento). Os estudos econômicos associam a perda de florestas ao crescimento econômico, principalmente pela expansão da agricultura. Muitos estudos foram conduzidos para identificar os fatores que levam ao declínio das florestas tropicais. Entre eles, podem ser citados: renda, densidade/crescimento populacional, preços agrícolas, produção agrícola, exportações agrícolas/ fatia de exportação, preços/produção de madeira, estradas, fatores de escala, e fatores institucionais, como estabilidade política, direitos de propriedade, etc. (BARBIER e BURGESS, 2002).

Para esses estudos, a definição de desmatamento é, em geral, a definição da Organização das Nações Unidas para Agricultura e Alimentação - FAO (apud CAMARGO, CAPOBIANCO e OLIVEIRA, 2002, p.163): trata-se da “substituição ou remoção da cobertura florestal em quase totalidade, ou seja, um processo que causa a mudança ou conversão no uso da terra a longo prazo”.

A partir de uma compilação de 152 estudos empíricos, Geist e Lambin (2002) investigaram as causas do desmatamento de florestas tropicais. Esses autores sugerem a interpretação dos fatores causadores do desmatamento como forças indutoras imediatas (*proximate driving forces*), que englobariam as atividades humanas que causam impacto imediato em nível local, e forças indutoras subjacentes (*underlying driving forces*), que são processos sociais fundamentais, que agem em nível nacional. As forças indutoras imediatas seriam: extensão da infra-estrutura, expansão da agricultura, extração de madeira. As forças indutoras subjacentes seriam fatores demográficos, econômicos, tecnológicos, culturais, institucionais e políticos. Outras forças seriam a pré-disposição de fatores ambientais (solo, topografia, etc.), por exemplo. As forças indutoras do desmatamento estão representadas no Quadro 1. Os autores concluem que não há um padrão único, e que a diminuição das florestas é uma combinação das forças indutoras imediatas e subjacentes que variam no contexto histórico e geográfico.

Causas imediatas	<u>Extensão da Infraestrutura</u> • Transporte (estradas, ferrovias, etc.) • Mercados (públicos e privados) • Assentamentos (urbanos e rurais) • Serviços públicos (abastecimento de água, rede elétrica, saneamento) • Empresas privadas (hidrelétricas, mineração, exploração de petróleo, etc.)		<u>Expansão agrícola</u> • Cultivos permanentes (larga escala vs. pequenos proprietários, subsistência vs. comercial) • Culturas temporárias • Pecuária (larga escala vs. pequenos proprietários) • Colonização (incluindo transmigração e reassentamentos)		<u>Extração de madeira</u> • Comercial • Lenha • Carvão		<u>Outros fatores</u> • Fatores de pré-disposição ambiental (qualidade do solo, topografia, fragmentação florestal, etc.) • Fatores biofísicos (enchentes, incêndios, secas, pestes) • Eventos sociais (guerras, revoluções, choques econômicos, mudanças políticas bruscas, etc.)
	Causas subjacentes	<u>Fatores demográficos</u> • Crescimento natural (fertilidade, mortalidade) • Migração (imigração/emigração) • Densidade populacional • Distribuição populacional • Características dos ciclos de vida	<u>Fatores econômicos</u> • Crescimento do mercado e comercialização • Estruturas econômicas • Urbanização e industrialização • Variáveis especiais (ex: aumentos de preços, vantagens comparativas de custos)	<u>Fatores tecnológicos</u> • Mudanças técnicas na agricultura (ex: extensiva/intensiva) • Aplicações no setor madeireiro • Fatores de produção agrícola	<u>Fatores políticos e institucionais</u> • Políticas formais (ex: de desenvolvimento econômico, crédito) • Ambiente das políticas (corrupção, ineficiência administrativa, etc.) • Direitos de propriedade (conflitos de terra, títulos de posse)	<u>Fatores culturais</u> • Atitudes públicas, valores e crenças (ex: despreocupação com a floresta, mentalidade de fronteira) • Comportamento individual e das famílias	

Quadro 1- Causas da diminuição de florestas

Fonte: adaptado de Geist e Lambin (2004).

Os estudos econômicos sobre desmatamento seguem abordagens variadas. Segundo Barbier e Burgess (2002), esses estudos podem ser agrupados da seguinte forma (os autores ressaltam que não é uma classificação excludente, e uma síntese é possível):

- a) estudos que conduzem a análise das causas do desmatamento sob a hipótese da Curva de Kuznets Ambiental (CKA);
- b) estudos que partem de modelos de usos “competitivos” da terra (“*competing land use models*”), em que os custos de oportunidade de conversão da terra em agricultura são comparados com a perda de benefícios da produção de madeira e dos benefícios ambientais da floresta;
- c) estudos que utilizam modelos de conversão da área de floresta em agricultura com base na decisão de pequenos proprietários, onde a área desmatada agregada é função de preços agrícolas, salários rurais, acessibilidade das áreas de florestas, entre outras variáveis. Este tipo de modelo aplica-se bem a regiões específicas, mas a falta de homogeneidade nos dados dificulta uma análise entre países;
- d) estudos que consideram modelos institucionais, em que se testa a importância de fatores institucionais (conflitos de terra, estabilidade política, direitos de propriedade, etc.) para explicar o desmatamento, lembrando que tais fatores são praticamente invariantes no tempo;
- e) outros estudos, mais recentes, que incluem análises espaciais (como distância de mercados e acessibilidade), modelos de equilíbrio geral computável, e análise da ação das forças de mercado externas na decisão dos agentes locais em desmatar.

Irwin and Geoghegan (2001, apud CHOWDHURY, 2006) fazem uma distinção entre os modelos de *Land Use Change Cover* (LUCC) empíricos e os modelos LUCC econômico-espaciais: os primeiros apenas “ajustam” os padrões de uso da terra e mudança da cobertura aos processos espaciais, mas não conseguem explicar o comportamento humano que induz os padrões observados mesmo quando incorporam variáveis socioeconômicas, porque elas não são escolhidas baseadas nas teorias econômicas pré-existentes, ao contrário do outro tipo de modelo.

Em uma abrangente revisão dos estudos sobre desmatamento e considerando todos os tipos de modelos, Kaimowitz e Angelsen (1998) apontam a abordagem regional como a mais promissora e conceitualmente mais interessante: é possível incluir elementos espaciais nos modelos, que assim podem incorporar preços locais, dados de censos agropecuários e outras variáveis que afetam a decisão dos agentes microeconômicos, mas que têm conseqüências em nível de distrito ou regional.

Os principais trabalhos empíricos sobre desmatamento em florestas tropicais, que incluem os vários tipos de modelos mencionados acima, estão relacionados no Quadro 2, e estão ordenados por abrangência geográfica. Os principais trabalhos empíricos sobre desmatamento na Amazônia brasileira estão relacionados no Quadro 3, ordenados pela escala dos dados. Um resumo desses trabalhos é apresentado a seguir.

Com abrangência global, mas variando o número de países em estudo, os trabalhos empíricos divergem quanto às evidências da CKA para desmatamento:

- Panayotou (1993), Battharai e Hammig (2001), Barbier e Burgess (2002) e Culas (2007) encontram evidências da CKA: o primeiro inclui uma *dummy* para países tropicais, o segundo encontra a CKA para América Latina e África e os dois últimos apenas para América Latina (não encontram evidências da CKA para desmatamento em países da Ásia, apenas o último encontra essa relação, mas não em níveis significativos).

- Koop e Tole (1999, 2001) encontram a relação desmatamento e renda *per capita* prevista pela CKA para todos os países em conjunto, e separadamente para América Latina e África, mas não em níveis significativos. Ehrhardt-Martinez, Crenshaw e Jenkins (2002) encontram evidências da CKA para um modelo simples, sem variáveis adicionais. Ao acrescentar variáveis relativas à urbanização, a CKA deixa de ser significativa.

- Arcand et al. (2008) e Van e Azomahou (2007) não encontram a evidência da CKA para o desmatamento. Scriciu (2007) não encontra evidências de causas macroeconômicas para o desmatamento.

Com abrangência global, porém com dados mais desagregados (477 unidades em 67 países tropicais), Uusivuori, Lehto e Palo (2002) encontram a relação desmatamento-renda *per capita* prevista pela CKA, com ponto de inflexão em US\$ 2200.

Com abrangência regional, Lantz (2002) investiga a CKA para o desmatamento em 5 regiões do Canadá, e encontra evidências de uma CKA invertida. Wang, Liu e Wilson (2007) e Zhang, Tachibana e Nagata (2006) investigam o desmatamento em 30 províncias da China, e encontram evidências da CKA.

Com abrangência local, Zwane (2007) investiga as causas do desmatamento em região habitada por 45 famílias no Peru, e encontra evidência da hipótese pobreza-desmatamento (análoga à hipótese da CKA). Godoy, Groff e O'Neill (1998) encontram evidências da CKA em modelos Probit e Tobit para o desmatamento em Honduras, em estudo com 101 famílias de ameríndios, embora o objetivo da investigação fosse a influência da educação na redução do desmatamento (que foi confirmada). Pan et al. (2007) investiga as causas do desmatamento para uma região da Amazônia Equatoriana, em nível de fazendas, com um modelo com componente de erro espacial que se mostra significativo.

Outros modelos baseados na conversão de área de floresta investigam, em nível local, as causas do desmatamento. Van Gils e Ugon (2006) concluíram que terras indígenas e reservas universitárias (para pesquisa) são fatores que diminuem a conversão de floresta na província de Carrasco, na Bolívia. Para um estudo em Honduras, Munroe, Southworth e Tucker (2002, 2004) concluem que desmatamento é inversamente proporcional à altitude e inclinação do terreno e diretamente relacionado ao preço do café ponderado por distância de mercado. Chowdhury (2006) investigou a região habitada por 29 famílias na Reserva de Calakmul, México, e encontrou como fatores importantes para o desmatamento as características do solo, das famílias, renda não-rural, proximidade de estradas e de áreas já desmatadas. A proximidade de estradas e menor tempo de assentamento foi também destacada como fatores importantes para a conversão de florestas no estudo de Alvarez e Naughton-Treves (2003) para a região da Amazônia Peruana. Em escala regional (684 municípios em duas províncias mexicanas), mas também baseado na conversão de floresta, o estudo de Deininger e Minter (2002) aponta como causas do desmatamento a pobreza e a disponibilidade de crédito, e fatores atenuantes a topografia e áreas protegidas.

Para a Amazônia Legal brasileira (Quadro 3), os estudos que investigaram o desmatamento sob a hipótese da CKA foram os de Gomes e Braga (2008), Araújo et al. (2009), em nível de estados, e Santos et al. (2008) e Prates (2008), em nível de municípios. Esses estudos confirmaram a hipótese da CKA (embora a evidência seja fraca para Araújo et

al., 2009). Em nível local (Uruará, PA), Caldas et al. (2003) encontraram a relação desmatamento e renda *per capita* prevista pela CKA. A seguir um resumo desses trabalhos:

O trabalho de Gomes e Braga (2008) trata o incremento da área desmatada (nomeado taxa de desmatamento anual) como variável dependente, com dados em painel, em base estadual. Utiliza as variáveis explicativas logaritmizadas (renda *per capita* estadual, quadrática e cúbica). Os resultados favorecem o modelo estimado por efeitos fixos.

O trabalho de Araújo et al. (2009) investiga principalmente o papel dos direitos de propriedade no desmatamento da Amazônia. Os autores utilizam dados em painel para o período de 1988-2000, em base estadual, controlando para as variáveis econômicas usuais, com as quais é possível confirmar a hipótese da CKA.

Santos et al. (2008) utilizam como variável dependente a área desmatada e como variáveis explicativas o nível de renda *per capita*, sua forma quadrática e cúbica, além do inverso da renda, com dados em base municipal para o período 2000 a 2004. Os resultados encontrados favorecem o modelo de efeitos fixos em todas as formas funcionais, confirmando a hipótese de Kuznets. Entretanto, os autores observam que as estimativas ajustam-se pouco aos dados, apresentando baixo poder de explicação.

O modelo de Prates (2008) investiga as causas do desmatamento, utilizando dados municipais para o período 2000 a 2004, incluindo, além variável renda e sua forma quadrática, outras variáveis explicativas, como população, crédito rural, preços agrícolas, tamanho do rebanho, gastos agrícolas e de transporte, entre outras, e encontra evidência da curva de Kuznets no formato de “U” invertido. Além do modelo global, estima modelos específicos para os estados, buscando caracterizar a heterogeneidade da região. Nesse caso, a CKA é verificada apenas para os estados do Maranhão (no formato de “U” invertido), Tocantins (no formato de “U”), Acre e Amazonas (no formato linear crescente).

Outros trabalhos sobre a região que não testaram a hipótese da CKA, porém relevantes, são os que utilizam modelos econométricos com dependência espacial. Efeitos de dependência espacial do desmatamento podem ser causados por processos de interação espacial. Segundo Alves (apud MARGULIS, 2003, p.26), “os desmatamentos são um processo inercial, no sentido que áreas mais prováveis de serem desmatadas são vizinhas de áreas já desmatadas”. Dentre estes estudos, estão os trabalhos de Reis e Guzmán (1993), que utilizam dados em nível de municípios, Iglioni (2006), com dados de 257 áreas mínimas

comparáveis, e Chomitz e Thomas (2003), com dados de setores censitários. Embora não utilize um modelo econométrico-espacial, Pfaff (1999) investiga as causas do desmatamento por meio de dados com características espaciais (distâncias e densidades por área), em nível municipal. Aguiar et al. (2007) relacionam o desmatamento a fatores espaciais e ambientais utilizando um modelo econométrico-espacial, com unidades espaciais (gride) de 25 km x 25 km. A seguir, uma breve descrição desses trabalhos:

Reis e Guzmán (1993) desenvolvem um modelo para o desmatamento da Amazônia e sua contribuição para a geração do gás causador do efeito estufa CO_2 . A variável dependente é a densidade de desmatamento, explicada por população, produção agrícola, pecuária, extração de madeira, rodovias (pavimentadas e não-pavimentadas), distância de mercados e tipos de vegetação. A estimação com dados em corte cruzado mostra que as causas mais importantes do desmatamento são atividade agrícola, pecuária e densidade populacional. Os efeitos espaciais (defasagem espacial da variável dependente e componente espacial do erro) mostraram-se importantes.

O trabalho de Chomitz e Thomas (2003) relaciona a área desmatada convertida a agricultura ou pastagens, com dados de setores censitários da Amazônia Legal, explicado por solo, clima, vegetação, rios e estradas, ocupação antrópica anterior, áreas protegidas. Conclui que a pluviosidade diminui o desmatamento, e que, em áreas menos úmidas, fatores como estradas e assentamentos rurais tem maior peso.

O trabalho de Iglioni (2006) investiga o desmatamento na Amazônia e sua associação com níveis iniciais de aglomeração e taxas de crescimento subseqüentes. Utiliza, entre outras variáveis, a população e sua forma quadrática, além do nível de renda, tamanho da propriedade, nível educacional, entre outras, como variáveis explicativas para o modelo. O autor destaca a relevância dos modelos espaciais (defasagem espacial, erro espacial e transbordamentos espaciais) para a compreensão do fenômeno do desmatamento.

O trabalho de Aguiar et al. (2007) investiga o padrão de desmatamento na região amazônica brasileira por meio de um gride de 25 km x 25 km, relacionando a 50 potenciais fatores socioeconômicos e ambientais. Os fatores considerados mais importantes foram: acesso a estradas e proximidade de mercados (distância de centros urbanos), condições climáticas mais favoráveis (intensidade da estação seca), e estrutura agrária (predomínio de médias e grandes propriedades). A região foi estudada de forma integral e também

particionada em três macrozonas: Arco do Povoamento Adensado, Amazônia Central e Amazônia Ocidental. Os modelos econométrico-espaciais para as três regiões indicam diferentes padrões de autocorrelação espacial, e reforçam a importância de se considerar a heterogeneidade da região.

Podem ser citados ainda os trabalhos de Ângelo e Pereira de Sá (2007) e Ewers, Laurance e Souza Jr (2008), que utilizaram séries temporais para o estudo do desmatamento na Amazônia Legal.

Autores	Região	Período	Dados	Variável dependente	Variáveis explicativas	Conclusões
Arcand et al. (2008)	101 países	1961-1988	Painel de dados (não balanceado)	Taxa anual de desmatamento	<u>Produto interno bruto</u> , cobertura florestal, instituições (indicador de Bohn e Deacon, 2000), preço relativo da madeira, taxa de câmbio real, taxa de crescimento populacional, densidade populacional rural.	Instituições melhores diminuem o desmatamento, a depreciação real do câmbio em países pobres aumenta o desmatamento. Não encontra evidências para a CKA.
Battharai e Hammig (2001)	66 países da América Latina, África e Ásia	1972-1991	Painel de dados (um para cada continente)	Taxa anual de desmatamento	<u>Produto interno bruto, sua forma quadrática e cúbica</u> , tempo, indicador para instituições políticas, taxa de câmbio paralelo, dívida, incremento na produção de cereais, crescimento populacional, densidade populacional rural.	Confirma a hipótese da CKA para América Latina e África, com pontos de inflexão em US\$ 6600 e US\$ 1300, respectivamente.
Panayotou (1993)	68 países	1987-1988	<i>Cross-section</i>	Área desmatada	<u>Renda per capita, renda per capita ao quadrado</u> , densidade populacional e <i>dummy</i> para países tropicais	Confirma a hipótese da CKA, com ponto de inflexão em US\$ 823.
Barbier e Burgess (2002)	Países da América Latina, Ásia e África.	1961-1994	Painel de dados (global, e um para cada continente)	Incremento % de área agrícola (<i>proxy</i> para área desmatada)	<u>Renda per capita e sua forma quadrática</u> , crescimento do PIB, crescimento populacional, produção agrícola, fração de área agrícola, percentual de produtos agrícolas na exportação, terra arável <i>per capita</i> . Modelo alternativo acrescenta índices de: corrupção, direitos de propriedade, e estabilidade política.	Confirma a hipótese da CKA para o painel global e para América Latina, com pontos de inflexão em US\$5445 e US\$4946, respectivamente).

(continua)

Autores	Região	Período	Dados	Variável dependente	Variáveis explicativas	Conclusões
Koop e Tole (1999)	76 países em desenvolvimento da América Latina, Ásia e África.	1961-1992	Painel de dados não-balanceado (global, e um para cada continente)	Percentual de diminuição na área de floresta	<u>Renda per capita</u> , renda ao quadrado, crescimento da renda, densidade populacional, crescimento da população.	Encontra a relação prevista pela CKA para o modelo global, América Latina e África, mas não em níveis significativos.
Koop e Tole (2001)	48 países em desenvolvimento da América Latina, Ásia e África.	1961-1992	Painel de dados não-balanceado (global, e um para cada continente)	Percentual de diminuição na área de floresta	<u>Renda per capita</u> , crescimento da renda, densidade populacional, crescimento da população, proporção de terra detida pelo 20% mais ricos, coeficiente de Gini para terra, coeficiente de Gini para renda.	Encontra evidência de que níveis mais altos de desigualdade estão relacionados a maior desmatamento, e quanto maior a taxa de crescimento menor o desmatamento.
Ehrhardt-Martinez, Crenshaw e Jenkins (2002)	74 países da África (30), América Latina (21) e Ásia (23)	1980/1995	Diferença de 1980 para 1995.	Taxa anual média de desmatamento	<u>Renda per capita</u> , renda ao quadrado (logaritmizadas), proporção da população urbana (e ao quadrado), migração rural/urbana, nível inicial de floresta, trabalho em serviços, serviços urbanos.	Há evidência da hipótese da CKA no modelo sem variáveis adicionais (com ponto de inflexão em US\$1150). Com variáveis relativas à urbanização, a CKA deixa de ser significativa.
Van e Azomahou (2007)	59 países em desenvolvimento	1972-1994	Painel de dados	Taxa de desmatamento	<u>Renda per capita</u> , crescimento da renda per capita, comércio internacional, taxa de crescimento e densidade populacional, população > 15 anos, instituições políticas.	Não encontra evidências da CKA. Apenas densidade populacional e instituições políticas aparecem como variáveis significativas.
Scrieciu (2007)	50 países	1980-1997	Painel de dados	Área destinada à agricultura (como proxy de área desmatada)	Deflatores de preço para importação e exportação, <u>produto nacional bruto per capita</u> , população, produção de cereais (como proxy de tecnologia)	Conclui que não há explicações macroeconômicas generalizadas para o desmatamento, suas causas devem ser consideradas específicas de cada país.

(continua)

Autores	Região	Período	Dados	Variável dependente	Variáveis explicativas	Conclusões
Culas (2007)	14 países em desenvolvimento	1972-1994	Painel de dados	Taxa de desmatamento	<u>Renda per capita</u> , <u>renda per capita ao quadrado</u> , variáveis institucionais, área absoluta de floresta, proporção de área de floresta, índice de produção agrícola, densidade populacional, dívida externa, índice de preços de exportação	Encontra evidência da hipótese da CKA para América Latina, com a variável institucional “achatando” a curva (variável relevante para reduzir o desmatamento). Foi encontrada a CKA para África e Ásia, mas não em níveis significativos.
Uusivuori, Lehto e Palo (2002)	477 unidades em 67 países tropicais	1993	<i>Cross-section</i>	Área de floresta (ha)	<u>Renda</u> , <u>renda per capita</u> , população e densidade populacional subnacional e nacional, zonas ecológicas úmidas, secas e de montanhas, <i>dummies</i> para continentes, e áreas da unidade e do país	Encontra evidência de que para baixos níveis de renda <i>per capita</i> , a cobertura de floresta é negativamente relacionada a renda; enquanto que para altos níveis de renda <i>per capita</i> essa relação é positiva. O ponto de inflexão é US\$ 2200.
Lantz (2002)	5 regiões do Canadá	1975-1999	<i>Pooled</i>	Área desmatada	<u>Renda per capita</u> , <u>renda ao quadrado</u> , população, população ao quadrado, tecnologia, tecnologia ao quadrado.	Não encontra evidências da hipótese da CKA, mas sim evidências de uma CKA invertida.
Zhang, Tachibana e Nagata (2006)	30 províncias da China	1990-2001	Painel de dados (modelo nacional e regional) e série de tempo (modelo províncias)	Área de floresta	<u>Renda per capita</u> , população agricultora, população não-agricultora, produção de madeira, número de empregados florestais, e área de silvicultura	Províncias mais desenvolvidas apresentam coeficiente positivo para renda <i>per capita</i> , enquanto províncias menos desenvolvidas apresentam coeficiente negativo, indicando o padrão da CKA.

(continua)

Autores	Região	Período	Dados	Variável dependente	Variáveis explicativas	Conclusões
Wang, Liu e Wilson (2007)	30 províncias da China	1984-2003 (quatro períodos de inventário)	Painel de dados e diferenças 84-88 e 99-2003	Área de floresta	<u>Renda per capita</u> , <u>renda per capita ao quadrado</u> , precipitação, proporção de áreas montanhosas, <i>dummy</i> sul/norte, <i>dummy</i> temporal	Encontra evidências da CKA.
Chowdhury (2006)	Porção oriental da Reserva da Biosfera de Calakmul, México (9861 pixels - parcelas de terras de 29 famílias)	1987/1996	Diferença de 1987 para 1986.	Pixel convertido de floresta para agricultura	Variáveis relativas a fatores biofísicos, acessibilidade, características das famílias, fatores institucionais e estruturais	Variáveis como solo, proximidade a estradas e proximidade a áreas desmatadas são importantes, bem como características da família e fatores institucionais (renda não-rural, de programas governamentais)
Deininger e Minter (2002)	684 municípios dos estados de Chiapas e Oaxaca, México	1980/1991	Diferença de 1980 para 1991.	Mudança percentual de área desmatada	<u>Pobreza</u> (renda inferior a 1 salário mínimo), densidade populacional, população indígena, proporção de área de cultivo irrigada, área da comunidade, crédito rural, distância de rodovia, pluviosidade, inclinação do terreno, <i>dummies</i> para qualidade de solos.	Encontra evidências de redução do desmatamento com a distância de rodovias e altitude e inclinação do terreno, áreas de comunidades nativas e indígenas e áreas protegidas. Altos níveis de pobreza e disponibilidade de crédito aumentam a probabilidade de desmatamento.
Godoy, Groff e O'Neill (1998)	101 famílias de ameríndios em Tawahka, Honduras	1995	<i>Cross-section</i>	Área de floresta desmatada (ha)	<u>Renda</u> (valor da produção agrícola) e <u>renda ao quadrado</u> , tempo de residência, tamanho da família, educação e idade do chefe de família, número de animais, consumo de herbicida, <i>dummy</i> para fluência em espanhol, renda de atividades não-rurais, <i>dummies</i> para vilas.	Educação reduz desmatamento na maior parte. Embora não seja objetivo dos autores, é encontrada evidência da CKA nos modelos Probit e Tobit.

(continua)

Autores	Região	Período	Dados	Variável dependente	Variáveis explicativas	Conclusões
Munroe, Southworth e Tucker (2002)	Honduras	1987/1991/1996	Diferenças 87-91 e 91-96	Probabilidade de área desmatada	Altitude, inclinação, preços do café + distância de mercados nacionais, preço de milho + distância de mercados locais	Desmatamento é inversamente relacionado à altitude e inclinação, e diretamente relacionado a preço do café ponderado por distância de mercados.
Munroe, Southworth e Tucker (2004)	Honduras	1987/1991/1996	Diferenças 87-91 e 91-96	Floresta/ não-floresta	Altitude, inclinação, distância do topo, distância de mercados nacionais, distância de mercados locais, tamanho da propriedade, nível anterior de floresta	Conclui que topografia é determinante no desmatamento.
Pan et al. (2007)	Amazônia Equatoriana	1990/1999	Diferença de 1990 para 1999.	Taxa de desmatamento por fazenda (<i>finca</i>)	Acesso a estradas, distância a cidade mais próxima, tempo de residência, população da fazenda, emprego fora da fazenda, qualidade do solo, <u>erro espacial</u> .	O menor acesso a estradas e maior tempo de residência na fazenda diminui o desmatamento. Quanto maior o número de homens, maior o desmatamento. O componente espacial do erro é significativo.
Alvarez e Naughton-Treves (2003)	Amazônia Peruana	1986/1991/1997	Diferenças	Tipos de uso da terra (%): floresta, cultivo, pastagens, outras	Proximidade de rio ou estrada, proximidade de mercado, origem do proprietário de terra e tempo de ocupação, dentro ou fora de área protegida.	Encontra evidência de maior desmatamento ao longo de estradas, e quanto maior o tempo de ocupação da propriedade menor o desmatamento.
Van Gils e Ugon (2006)	Província de Carrasco, Bolívia	1986/1990/1996/2002	Diferenças	Probabilidade de conversão de floresta	Distância de estradas, distância de assentamentos, tipo de solo e regime, <i>dummies</i> para parques nacionais, terras indígenas, reserva universitária e terra sem título.	Terras indígenas e reservas universitárias são os fatores que diminuem a conversão de florestas.

(continua)

Autores	Região	Período	Dados	Variável dependente	Variáveis explicativas	Conclusões
Zwane (2007)	Peru (45 famílias)	1994/1996/ 1997	Painel de dados	Área desmatada	<u>Renda per capita (e ao quadrado)</u> , adultos por hectare, idade do chefe de família, valor de bens exceto terra, proporção de famílias que vivem em área rural, proporção de famílias com título da terra	Encontra evidência da CKA (hipótese da pobreza-desmatamento, segundo o autor).

Quadro 2 – Resumo dos trabalhos empíricos sobre desmatamento (ordenados por abrangência geográfica)

Fonte: a autora (2009).

(conclusão)

Autores	Região	Período	Dados	Variável dependente	Variáveis explicativas	Conclusões
Ângelo e Pereira de Sá (2007)	Amazônia Legal	1980-1999	Série temporal	Área desmatada	<u>Produto Interno Bruto</u> , preço do boi gordo, rebanho bovino na região Norte, produção de madeira em tora de floresta nativa, produção da indústria madeireira na região Norte, a malha viária, Índice Geral de Preços, população na região Norte, crédito rural, energia elétrica consumida na região amazônica, preço da terra (médio, para uso agrícola e para uso pecuário)	Com exceção de preço da terra, preço da terra para lavoura, preço da terra para pasto e preço do boi gordo, todas as variáveis foram significativas, aumentando a pressão sobre o desmatamento (menos crédito rural, que apresenta o efeito inverso).
Ewers, Laurance e Souza Junior (2008)	Amazônia Legal	1990-2005	Série temporal	Taxa de desmatamento	<u>Renda per capita</u> , dívida externa, taxa de inflação, disponibilidade de crédito, taxa de câmbio, área de reservas, área de soja, preço da soja, tamanho do rebanho, preço do boi	Não encontra relação de causa e efeito entre o desmatamento e as variáveis estudadas. Sugere o estudo em outra escala (municipal, p.ex.).
Gomes e Braga (2008)	Amazônia Legal (estados)	1990-2004	Painel de dados	Taxa de desmatamento (km ² /ano)	<u>Renda per capita</u> , suas formas quadrática, cúbica e suas defasadas temporalmente (logaritmizadas); densidade populacional; <i>dummy</i> anual; <i>dummy</i> para arco do desmatamento.	Encontrou evidência da hipótese da CKA na forma de “N”, com ponto de inflexão para níveis de renda <i>per capita</i> em cerca de R\$3.000,00 (“U” invertido) e R\$ 6.000,00.

(continua)

Autores	Região	Período	Dados	Variável dependente	Variáveis explicativas	Conclusões
Araújo et al. (2009)	Amazônia Legal (estados)	1988-2000	Painel de dados	Taxa anual de desmatamento (km ²)	<u>Renda per capita</u> e sua forma quadrática, estradas, área de floresta, densidade populacional, preço do boi, <i>proxy</i> para insegurança de direitos de propriedade (homicídios em áreas de conflito, áreas expropriadas e número de famílias assentadas) com instrumento gastos com judiciário	Com exceção de preço do boi, todas as variáveis foram significativas. A hipótese da CKA é fracamente confirmada.
Igliori (2006)	Amazônia Legal (257 áreas comparáveis)	5 períodos entre 1970 e 2000	Diferença entre 85-75 no modelo espacial; nos demais, painel de dados	Taxa de desmatamento	Modelo 1: Produto, população (e forma quadrática), educação, área geográfica, pequenas propriedades, proprietários, preços da terra, salários, área desmatada, <u>defasagem espacial</u> , <u>erro espacial</u> Outros modelos: variáveis espaciais e ambientais.	Encontra relação positiva entre atividade econômica e desmatamento, bem como autocorrelação espacial positiva para o desmatamento.
Reis e Guzmán (1993)	Amazônia Legal (municípios)	1985 (1983, 1987)	<i>Cross-section</i>	Densidade de desflorestamento (área desmatada por área geográfica total)	População; produção agrícola; pecuária; extração de madeira; rodovias pavimentadas e não pavimentadas; rios; distância de mercados estadual e nacional; tipos de cobertura vegetal; área geográfica; <i>dummies</i> 1983 e 1987; <u>Defasagem espacial</u> ; <u>erro espacial</u>	Todos os coeficientes são significativos e com o sinal esperado, com exceção de população e extração de madeira, para o que os autores advertem que poderia haver um viés de equação simultânea e sugerem o tratamento com painel de dados.
Santos et al. (2008)	Amazônia Legal (municípios)	2000-2004	Painel de dados	Área desmatada (ha)	<u>Renda per capita</u> , suas formas quadrática, cúbica e inversa, variável referente a tecnologia.	Encontrou evidência (fraca) da hipótese da CKA na forma cúbica, com efeitos fixos.

(continua)

Autores	Região	Período	Dados	Variável dependente	Variáveis explicativas	Conclusões
Prates (2008)	Amazônia Legal (municípios)	2000-2004	Painel de dados	Área desmatada (km ²)	Renda, renda ao quadrado, população, gastos em agricultura e sistemas de transporte, crédito rural, rebanho bovino, índice de preços de agricultura permanente e temporária, preço da soja, extração madeireira	Encontra evidência da hipótese da CKA. Não são relevantes as variáveis relativas a gastos em agricultura e extração madeireira.
Pfaff (1999)	Amazônia Legal (municípios)	1978-1988	<i>Pooled</i>	Taxa de desmatamento	Densidade de rodovias pavimentadas e não-pavimentadas (e proximidade), densidade fluvial (e proximidade), distância a mercados regional e nacional, densidade de agências de crédito (e proximidade), salário industrial, densidade de nitrogênio no solo, densidade populacional (e ao quadrado, e proximidade), densidade de área de cerrado, projetos SUDAM.	São significativas e positivamente relacionadas as variáveis relativas a estradas pavimentadas (e vizinhança), distância de mercados regionais, projetos SUDAM; e negativamente relacionadas vizinhança de densidade pluvial, distância de mercado nacional, área de cerrado. densidade populacional é crescente e depois decrescente.
Chomitz e Thomas (2003)	Setores censitários, Amazônia (6776 unidades de análise)		<i>Cross-section</i>	Proporção de área desmatada para agricultura	Proximidade de área desmatada até 1976, proporção de áreas protegidas, pluviosidade, proximidade de rodovias e áreas urbanas, <u>erro espacial</u>	Encontra evidência de maior desmatamento em áreas mais secas, colonizadas e próximas a estradas.

(continua)

Autores	Região	Período	Dados	Variável dependente	Variáveis explicativas	Conclusões
Aguiar et al.(2007)	Amazônia Legal (grid de 25 km x 25 km)	1996	<i>Cross-section</i>	Área desmatada	50 variáveis de 5 categorias: acesso a mercados, atratividade econômica, políticas públicas, estrutura agrária, ambiental. Inclui <u>defasagem espacial</u> .	Fatores mais importantes: acesso a estradas e proximidade de mercados (distância de centros urbanos), condições climáticas mais favoráveis (intensidade da estação seca), e estrutura agrária (predomínio de médias e grandes propriedades).
Caldas et al. (2003)	153 pequenas propriedades na região de Uruará (PA).	1997	<i>Cross-section</i>	Área total desmatada para lotes individuais	Idade do chefe de família, tempo de residência no local, diárias, distância da rodovia transamazônica, constituição da família (homens, mulheres, crianças e idosos), crédito agrícola, <u>Riqueza, ao quadrado e ao cubo, defasagem espacial do desmatamento.</u>	Variáveis relacionadas a riqueza foram significativas em um modelo, hipótese da CKA é confirmada embora não tenha sido objetivo dos autores.

Quadro 3 – Resumo dos trabalhos empíricos sobre desmatamento na Amazônia (ordenados pela escala dos dados)

Fonte: a autora (2009).

(conclusão)

2.2.1 Estudos empíricos sobre CKA e desmatamento da Amazônia: Resumo

Com base na literatura relacionada nos Quadros 2 e 3, observa-se que são muitos os trabalhos que contemplam modelos para o desmatamento de florestas, mas poucos os que tratam explicitamente da abordagem da CKA.

A diversidade de medidas para o desmatamento prejudica a comparabilidade dos estudos. Além disso, as considerações de Stern (2004) sobre as limitações metodológicas encontradas em grande parte dos estudos sobre CKA devem ser lembradas: a possibilidade de vieses de variáveis omitidas, heterocedasticidade, problemas de simultaneidade e cointegração, além da falta de testes estatísticos relevantes.

Stern (2004) aponta também diferenças entre os coeficientes estimados para sub-amostras, indicando que a relação da CKA pode variar espacial e temporalmente. Essa observação condiz com o modelo teórico de Chimeli (2007), para o qual um conjunto de países heterogêneos pode apresentar diferentes relações crescimento-degradação ambiental em uma análise de corte cruzado, e apresentar a forma tradicional da CKA no domínio temporal.

Em resumo, para a CKA na região amazônica, existem os trabalhos de Caldas et al. (2003), que considera o município de Uruará (PA); Gomes e Braga (2008) e Araújo et al. (2009), que utilizam um painel de dados em nível estadual; Prates (2008) e Santos et al. (2008), que utilizam um painel de dados em nível municipal. Outros trabalhos não estimaram a relação da CKA, porém trataram de forma importante os efeitos espaciais do desmatamento na região: Reis e Guzmán (1993), Pfaff (1999), Chomitz e Thomas (2003), Iglioni (2006) e Aguiar et al. (2007). Reis e Guzmán (1993) e Iglioni (2006) consideraram a dependência espacial na análise econométrica; este último autor utilizou dados em diferenças para 257 áreas comparáveis, levando em consideração os efeitos não-observados. Quanto aos demais estudos, nenhum utilizou painel de dados incorporando o tratamento para dependência espacial. Pfaff (1999) e Chomitz e Thomas (2003) incluíram em seus modelos variáveis relativas à proximidade espacial de outras variáveis importantes, mas não utilizaram um modelo econométrico-espacial propriamente dito. Nenhum dos estudos utilizou painel de dados com tratamento para dependência espacial e heterogeneidade espacial dos parâmetros. O Quadro 4 resume os trabalhos sobre a região que consideram a CKA e/ou efeitos espaciais.

Este trabalho propõe-se a investigar o desmatamento da Amazônia brasileira sob a abordagem da CKA por intermédio de um modelo econométrico-espacial, atentando para os possíveis problemas de identificação da relação causal relatados em literatura. Serão levados em consideração, particularmente, os problemas de má-especificação decorrentes de efeitos não-observados, dependência espacial, e, em especial, da heterogeneidade espacial dos parâmetros, que considera as diferenças intrarregionais, e que foram pouco contempladas na literatura empírica até então existente. A próxima seção descreve a metodologia a ser utilizada.

Autor	Tipos de dados	CKA	Efeitos não-observados	Dependência espacial	Heterogeneidade espacial
Gomes e Braga (2008)	Painel (estados)	√	√	-	-
Araújo et al. (2009)	Painel (estados)	√	√	-	-
Igliori (2006)	Diferença (257 áreas comparáveis)	-	√	√	-
Reis e Guzmán (1993)	<i>Cross-section</i> (municípios)	-	-	√	-
Santos et al. (2008)	Painel (municípios)	√	√	-	-
Pfaff (1999)	Dados agrupados (municípios)	-	-	(√)	-
Prates (2008)	Painel (municípios)	√	√	-	√
Chomitz e Thomas (2003)	<i>Cross-section</i> (6776 setores censitários)	-	-	(√)	-
Aguiar et al. (2007)	<i>Cross-section</i> (grid 25km x 25km)	-	-	√	√
Caldas et al. (2003)	<i>Cross-section</i> (153 pequenas propriedades, PA)	√	-	√	-

Quadro 4 – Resumo dos trabalhos sobre desmatamento na Amazônia que consideram a CKA e/ou efeitos espaciais

Fonte: a autora (2009).

3 METODOLOGIA

A proposta deste trabalho é investigar a existência da relação causal entre degradação ambiental e crescimento econômico preconizada pela hipótese da Curva de Kuznets Ambiental (CKA), na região da Amazônia Legal, considerando seu indicador de degradação ambiental mais relevante, o desmatamento.

Para uma identificação adequada do modelo, deve-se atentar para as fontes de má-especificação relacionadas em literatura (WOOLDRIDGE, 2002; ALMEIDA, 2008), a saber: a) viés de seleção; b) erro de medida nas variáveis; c) omissão de variáveis observáveis relevantes; d) omissão de variáveis não-observáveis relevantes; e) dependência espacial; f) heterogeneidade espacial dos parâmetros; g) forma funcional errada. Ao longo deste capítulo, são detalhados os procedimentos que tratam destes potenciais problemas; adianta-se, porém, um breve resumo a seguir.

Este trabalho utilizará dados de todos os municípios da região da Amazônia Legal, ou seja, dados referentes a toda a população, o que resolve a primeira fonte de má-especificação relacionada, viés de seleção. A segunda fonte de má-especificação, erro de medida nas variáveis, é minimizada pela escolha da abrangência temporal: a partir de 2000, tem-se a revisão metodológica para os dados de área desmatada provenientes do sistema Prodes (INPE), e, a partir de 2001, a malha municipal da região não sofre grandes alterações. Os dados de área desmatada, entretanto, não computam áreas com regeneração florestal, que podem ser novamente desmatadas ou não, o que seria importante para representar a dinâmica de abandono e retomada das terras para atividades produtivas (lavoura e pastagens). Essas áreas de matas secundárias chegam a 20% da floresta desmatada, em estimativa preliminar do INPE, e serão monitoradas anualmente a partir de 2009 (INPE, 2009), não estando estes dados disponíveis para o período deste estudo.

A terceira fonte de má-especificação relacionada, a omissão de variáveis observáveis relevantes, é tratada com a inclusão de variáveis explicativas adicionais: dentro da abordagem da CKA, busca-se identificar a relação entre o desmatamento da região e as atividades agropecuárias (seção 3.5.1). A omissão de variáveis não-observáveis relevantes, outra fonte de má-especificação, é resolvida com a utilização de dados em painel (seção 3.5.2), que trata a omissão de variáveis relevantes que não variam no tempo de análise.

Para tratar a quinta fonte de má-especificação relacionada, serão utilizados procedimentos econométricos que levam em consideração os efeitos de dependência espacial gerados pelo processo de desmatamento (modelos de dados em painel com dependência espacial, seção 3.5.2.1). Aspectos de heterogeneidade espacial dos parâmetros, sexta fonte de má-especificação relacionada, serão tratados por meio de modelos de dados em painel com dependência espacial para regimes espaciais distintos (seção 3.5.2.2). A heterogeneidade espacial dos parâmetros em seu nível extremo (municipal) será tratada por regressões ponderadas geograficamente – RPG (seção 3.5.2.3). Antes, porém, a metodologia a ser utilizada neste trabalho inclui uma Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE). Quanto à sétima fonte de má-especificação citada, forma funcional errada, em um trabalho de disciplina foram investigadas várias formas funcionais alternativas, e neste estudo foi adotada a forma funcional que apresentava melhor ajustamento aos dados (OLIVEIRA, 2009).

Este capítulo está organizado da seguinte forma: a primeira seção (3.1) trata da hipótese para a Curva de Kuznets Ambiental (CKA) do desmatamento, a segunda seção (3.2) aborda a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), a terceira seção (3.3) considera os procedimentos econométricos para análise de dados em painel com dependência espacial, a quarta seção (3.4) discute os procedimentos econométricos para regressões ponderadas geograficamente, e, por fim, a quinta seção (3.5) descreve o modelo empírico e as variáveis utilizadas neste trabalho.

3.1 A HIPÓTESE DA CURVA DE KUZNETS AMBIENTAL

A hipótese da Curva Ambiental de Kuznets (CKA) sustenta que primeiramente o impacto ambiental aumenta, e depois diminui, à medida que cresce a renda *per capita* de uma região. Além de ser investigada para casos em que o impacto ambiental se traduz em emissões e concentrações de poluentes, a hipótese da CKA vem sendo estudada para o caso em que o impacto ambiental é o desmatamento de florestas (ver seção 2.2).

A especificação tradicional do modelo inclui a variável renda *per capita*, e seu termo quadrático (BARBIER e BURGESS, 2002). Alguns trabalhos incluem ainda a forma cúbica e logaritimizada (GOMES e BRAGA, 2008; SANTOS et al, 2008). A especificação geral é:

$$\text{DESMATAMENTO} = \alpha_1 + \alpha_2 Y + \alpha_3 Y^2 + \alpha_4 Y^3 + \mathbf{z}\beta + u \quad (1)$$

onde DESMATAMENTO é a variável de interesse, Y é a renda *per capita*, e \mathbf{z} é um vetor $1 \times k$ que inclui outras variáveis explicativas para o processo de desmatamento (população, acesso, variáveis institucionais, etc.), u é o termo de erro aleatório, e α_i e β (vetor $k \times 1$) são parâmetros.

Os coeficientes α_i determinam o formato da curva que relaciona degradação e renda (DE BRUYIN et al., 1998). Logo,

- a) se $\alpha_2 > 0$ e $\alpha_3 = \alpha_4 = 0$, existe uma relação linear monotônica crescente, indicando que a elevação da renda está associada a maiores níveis de desmatamento – Gráfico 1.a;
- b) se $\alpha_2 < 0$ e $\alpha_3 = \alpha_4 = 0$, existe uma relação linear monotônica decrescente, indicando que a elevação da renda está associada à diminuição dos níveis de desmatamento – Gráfico 1.b;
- c) se $\alpha_2 \geq 0$, $\alpha_3 < 0$ e $\alpha_4 = 0$, existe uma relação quadrática, indicando que a elevação da renda está associada a um maior desmatamento nos níveis iniciais, invertendo-se o processo em determinado ponto (ponto de inflexão em $-\alpha_2/2\alpha_3$), configurando o formato de “U” invertido da CKA tradicional – Gráfico 1.c;
- d) se $\alpha_2 \geq 0$, $\alpha_3 < 0$, e $\alpha_4 > 0$, existe uma relação representada por um polinômio cúbico, em forma de “N”, indicando que, após um estágio decrescente, a elevação da renda provocaria níveis de desmatamento crescentes – Gráfico 1.d. Segundo Chiang e Wainwright (2006), para que o segundo ponto de inflexão seja um mínimo local, é necessária a condição $\alpha_3^2 < 3\alpha_2\alpha_4$.

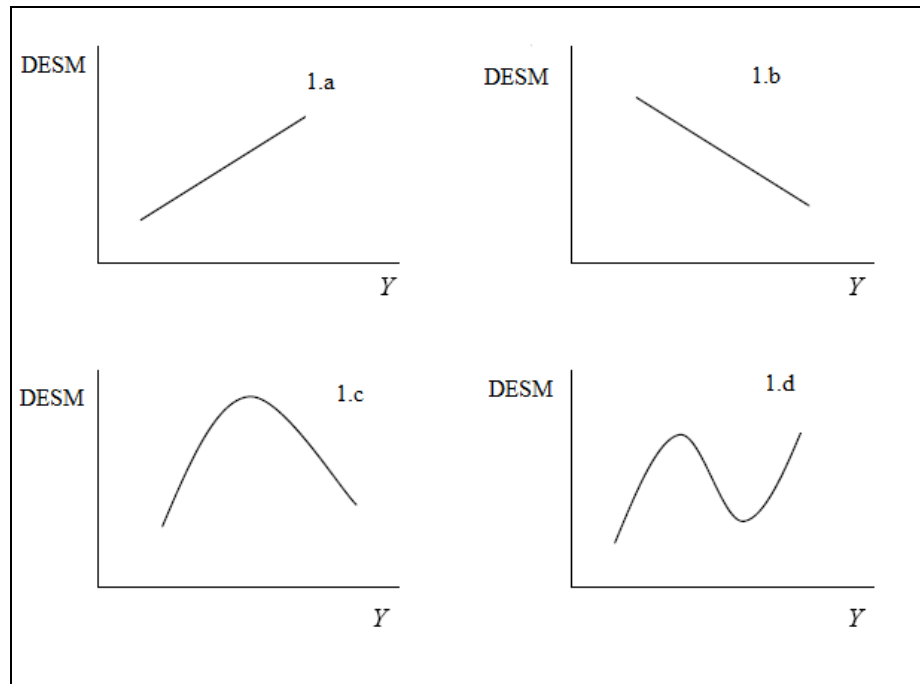


Gráfico 1- Relação entre degradação ambiental e renda
 Fonte: adaptado de Carvalho (2008).

A variável de interesse, DESMATAMENTO, é representada de várias formas na literatura (ver Quadros 2 e 3):

- a) incremento da área desmatada em um determinado período²;
- b) taxa de desmatamento (área desmatada em determinado período como percentual da área total desmatada até o período anterior);
- c) área desmatada total até determinado período;
- d) área florestada (nesse caso, a hipótese da CKA tem a forma invertida, ou seja, em formato de “U”);
- e) incremento de área destinada à agricultura (usada como *proxy* para área desmatada; nesse caso, o modelo presume que a principal força indutora do desmatamento é a atividade agrícola).
- f) densidade de florestas (área florestada por área total do município).

Em escala regional, que é a escala proposta para este trabalho, as variáveis explicativas adicionais citadas em literatura estão relacionadas no Quadro 5.

² Em alguns trabalhos, essa diferença do estoque de florestas em determinado período para o estoque do período anterior é chamada taxa de desmatamento.

VARIÁVEL EXPLICATIVA ADICIONAL	ESCALA	EFEITO ESPERADO SOBRE O DESMATAMENTO	FONTE
<u>População:</u> taxa de crescimento, densidade populacional, população rural, migração rural/ urbana, população maior que 15 anos, adultos por hectare	Regional	Positivo	Arcand et al. (2008), Battharai e Hammig (2001), Panayotou (1993), Barbier e Burgess (2002), Koop e Tole (1999, 2001), Ehrardt et al. (2002), Van e Azomahou (2007), Scrieciú (2007), Culas (2007), Uusivuori et al. (2002), Lantz (2002), Zhang et al. (2006), Deininger e Minter (2002), Zwane (2007), Gomes e Braga (2008), Araújo et al. (2009), Igliori (2006), Reis e Guzmán (1993), Prates (2008), Pfaff (1999)
<u>Acessibilidade:</u> Densidade de estradas, Distância de rodovias, distância de mercados nacionais e locais, gastos do governo em transporte	Regional	Positivo	Chowdhury (2006), Deininger e Minter (2002), Munroe et al. (2002, 2004), Pan et al. (2007), Alvarez e Naughton-Treves (2003), Van Gils e Ugon (2006), Ângelo e Pereira de Sá (2007), Araújo et al. (2009), Reis e Guzmán (1993), Prates (2008), Pfaff (1999), Chomitz e Thomas (2003), Aguiar et al. (2007), Andersen e Reis (1997)
<u>Educação</u>	Regional	Negativo	Godoy et al. (1998), Igliori (2006)
<u>Qualidade das instituições:</u> Indicador de Bohn e Deacon, indicador para instituições políticas, índice de corrupção, índice de direitos de propriedade, índice de estabilidade política, título da terra, gastos com poder judiciário, homicídios em áreas de conflito, número de famílias assentadas	Aplicável a todas as escalas	Depende da construção do índice: o sentido é de que, piores as instituições, maior o desmatamento	Arcand et al. (2008), Battharai e Hammig (2001), Barbier e Burgess (2002), Van e Azomahou (2007), Culas (2007), Chowdhury (2006), Van Gils e Ugon (2006), Zwane (2007), Araújo et al. (2009), Aguiar et al. (2007)
<u>Desmatamento:</u> Nível de desmatamento, taxa defasada do desmatamento	Regional	Positivo	Arcand et al. (2008), Ehrardt et al. (2002), Araújo et al. (2009), Igliori (2006), Chomitz e Thomas (2003)
<u>Extração de madeira:</u> Preço relativo	Macro	Positivo	Arcand et al. (2008)
<u>Atividades agropecuárias:</u> Incremento na produção de cereais, produção agrícola, percentual de produtos agrícolas na exportação, fração de área agrícola, terra arável <i>per capita</i> , índice de produção agrícola; produção de madeira, área de silvicultura, número de empregados florestais, preços de produtos agrícolas, rebanho bovino, crédito rural, preços da terra, tamanho da propriedade	Regional/ Macro	Positivo quando a atividade implica na remoção da floresta; negativo quando contrário	Battharai e Hammig (2001), Barbier e Burgess (2002), Scrieciú (2007), Culas (2007), Zhang et al. (2006), Munroe et al. (2002), Ângelo e Pereira de Sá (2007), Igliori (2006), Reis e Guzmán (1993), Prates (2008), Ewers et al. (2003)

(continua)

VARIÁVEL EXPLICATIVA ADICIONAL	ESCALA	EFEITO ESPERADO SOBRE O DESMATAMENTO	FONTE
<u>Comércio internacional</u> : Taxa de câmbio real, paralela, deflatores de preço para importação e exportação, Índice de preços de exportação	Macro	Positivo	Arcand et al. (2008), Battharai e Hammig (2001), Scriciu (2007), Culas (2007), Van e Azomahou (2007)
<u>Taxa de crescimento do PIB, dívida externa, taxa de inflação</u>	Macro	Positivo	Barbier e Burgess (2002), Van e Azomahou (2007), Culas (2007), Ewers et al. (2003)
<u>Zonas ecológicas, áreas protegidas</u>	Regional	Negativo	Uusivuori et al. (2002), Deininger e Minter (2002), Alvarez e Naughton-Treves (2003), Van Gils e Ugon (2006), Chomitz e Thomas (2003), Aguiar et al. (2007)
<u>Variáveis ambientais</u> Densidade de áreas montanhosas, precipitação, solo, tipos de cobertura vegetal	Regional	-	Uusivuori et al. (2002), Wang et al. (2007), Deininger e Minter (2002), Munroe et al. (2002, 2004), Pan et al.(2007), Van Gils e Ugon (2006), Reis e Guzmán (1993), Pfaff (1999), Chomitz e Thomas (2003), Aguiar et al. (2007)
<u>Tecnologia</u>	Macro	Negativo	Lantz (2002), Santos et al. (2008)

Quadro 5 – Variáveis explicativas adicionais usadas em modelos econométricos sobre desmatamento de florestas (a partir de dados em escala macroeconômica e regional).

Fonte: a autora (2009).

(conclusão)

3.2 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS

A Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) auxilia na identificação de modelos econométrico-espaciais porque permite a investigação dos efeitos espaciais (dependência espacial e heterogeneidade espacial) nas variáveis de interesse (ALMEIDA, 2008). A AEDE envolve técnicas que possibilitam a descrição e visualização de distribuições espaciais, a detecção de *outliers* espaciais e a identificação de padrões de associação espacial. Essas técnicas usualmente tomam a forma de gráficos, mapas e medidas globais ou locais de associação espacial (ARBIA, 2006). Os resultados da AEDE podem indicar, também, uma não-estacionariedade espacial, como regimes espaciais distintos.

Em primeiro lugar, é preciso verificar se os dados espaciais apresentam ou não aleatoriedade espacial, isto é, se os valores de um atributo em uma região são independentes ou dependentes dos valores desse atributo nas regiões vizinhas. As estatísticas de autocorrelação espacial servem a este propósito. Segundo Fotheringham et al. (apud ALMEIDA, 2008), “a estatística global de autocorrelação espacial fornece informações sobre o padrão de associação linear espacial, ou seja, o grau em que o conjunto de dados está agrupado, disperso ou distribuído aleatoriamente.”

Segundo Almeida (2008), um coeficiente de autocorrelação espacial “descreve um conjunto de dados que está ordenado segundo uma sequência espacial”, e “é construído pela razão de uma medida de autocovariância e uma medida de variação total dos dados”, ponderado por uma matriz que representa a configuração espacial desses dados (matriz de ponderação espacial). Os coeficientes de autocorrelação espacial global mais conhecidos são a estatística I de Moran, a estatística c de Geary e a estatística G de Getis-Ord.

Todos os coeficientes de autocorrelação espacial dependem da definição do arranjo espacial das observações, expressa pela matriz de pesos espaciais W . Os pesos são não-nulos quando as observações são contíguas, ou quanto estão dentro de uma certa distância uma da outra. A matriz de pesos espaciais contém a informação do quanto a interação é mais forte no caso de regiões próximas (geograficamente ou economicamente), e mais fraca no caso de regiões mais distantes. Há várias formas alternativas de se definir a matriz de pesos espaciais: com base na contigüidade (formato “torre”, com lados em comum, ou “rainha”, com lados e

arestas em comum), na distância geográfica, no inverso da distância, matriz binária com k vizinhos mais próximos (baseado em uma distância crítica definida para cada região para que tenha exatamente um número determinado de vizinhos - k).

A estatística I de Moran é um coeficiente de autocorrelação espacial onde o numerador é dado pela autocovariância espacial na forma de produto cruzado $z'Wz$, e o denominador expressa a variância dos dados $z'z$ (sendo z o vetor com os valores da variável de interesse padronizada, e Wz o vetor com os valores médios que os vizinhos apresentam para a variável de interesse padronizada, em que a vizinhança é definida segundo a matriz de ponderação espacial W). A estatística I de Moran pode ser assim representada:

$$I = \left(\frac{n}{S_0} \right) \left(\frac{z'Wz}{z'z} \right) \quad (2)$$

n é o número de regiões, e S_0 é igual à soma de todos os elementos da matriz de pesos espaciais W . Se a matriz W é normalizada na linha, a soma S_0 resulta em n .

Se o valor da variável de interesse y_i é independente dos valores nas regiões vizinhas (Wy_i), o que indica aleatoriedade espacial, o valor calculado de I de Moran deve ser igual ao valor esperado de $-[1/(n-1)]$, que se aproxima de zero à medida que n aumenta, mas não é exatamente zero. Valores acima do valor esperado indicam autocorrelação espacial positiva, isto é, altos valores de um atributo tendem a ser vizinhos de altos valores, e baixos valores também tendem a se agrupar. Nesse caso, há similaridade entre os valores do atributo estudado e da localização espacial deste, indicando um padrão de concentração. Ao contrário, se há uma autocorrelação espacial negativa, altos valores do atributo estudado tendem estar vizinhos a baixos valores e vice-versa, indicando um padrão de dispersão. Tal interpretação advém do fato de que o coeficiente utiliza medida de autocovariância do tipo produto cruzado.

A significância estatística do teste I de Moran pode ser verificada por meio do pressuposto da normalidade ou da permutação. No primeiro caso, assume-se que a amostra da variável padronizada segue uma distribuição normal com média zero e variância unitária. No segundo caso, assume-se que o padrão dos dados observados é apenas um entre as possíveis alocações das n observações. Neste caso, o cálculo da estatística de teste para cada uma das possibilidades (obtidas por embaralhamento – permutação - das observações) leva a uma distribuição de referência empírica, contra a qual será comparada a estatística computada para

os dados efetivamente observados. A rejeição da hipótese nula de aleatoriedade espacial em níveis significativos indica a presença de autocorrelação espacial. A associação espacial pode-se dar em padrão de concentração, no caso de valores acima da média teórica para I de Moran (em geral, valores positivos). Ou, ao contrário, a associação espacial pode ser em padrão de dispersão, no caso de sinal negativo e abaixo da média teórica. A magnitude da estatística indica a força dessa associação, que varia de -1 a +1.

A medida de autocorrelação espacial global c de Geary é também um coeficiente de autocorrelação: o numerador é uma medida de covariância entre os valores da variável de interesse, na forma do quadrado da diferença entre pares (y_i e y_j), ponderados pela matriz espacial; e o denominador é uma medida de variância. A estatística c de Geary pode ser assim representada:

$$c = \frac{n-1}{2 \sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (y_i - y_j)^2}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2} \quad (3)$$

A estatística c de Geary pode assumir valores entre 0 e 2. A média teórica é 1. Valores mais próximos de zero indicam um padrão de concentração espacial: valores altos próximos de valores altos e valores baixos próximos de valores baixos conduzem a uma diferença pequena entre os pares próximos (numerador). Ao contrário, valores próximos a 2 indicam um padrão de dispersão espacial, pois a diferença entre os pares (valores altos próximos a valores baixos e vice-versa) é maior. A significância estatística do c de Geary também pode ser avaliada conforme os pressupostos da normalidade e da permutação, já citados.

A estatística G de Getis-Ord também é uma medida de autocorrelação espacial global, com o numerador e o denominador expressos na forma de produto cruzado, o primeiro ponderado por elementos da matriz de pesos espaciais. Apenas observações circunscritas a uma distância crítica (d) da região são consideradas vizinhas (recebem valor unitário), as demais recebem valor nulo. A estatística G de Getis-Ord pode ser assim representada:

$$G = \frac{\sum_i \sum_j w_{ij}(d) y_i y_j}{\sum_i \sum_j y_i y_j} \quad (4)$$

A significância da estatística G é avaliada por meio do valor da estatística Z padronizada, sendo a média e a variância obtidas por permutação. Apenas a autocorrelação espacial positiva é detectada: altos valores para a variável y são circundados por regiões com altos valores deste atributo (Z significativo e positivo), e baixos valores são circundados por regiões com baixos valores (Z significativo e negativo). Não é possível computar essa estatística para valores nulos ou negativos.

Um resumo das estatísticas de autocorrelação espacial global está no Quadro 6.

Estatística	Fórmula de cálculo	Média teórica	Intervalo de valores	Autocorrelação espacial positiva	Autocorrelação espacial negativa
I de Moran	$I = \left(\frac{n}{S_0} \right) \left(\frac{z' W z}{z' z} \right)$	$-[1/(n-1)]$	$[-1, +1]$	Valores acima da média teórica	Valores negativos e abaixo da média teórica
c de Geary	$c = \frac{n-1}{2} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (y_i - y_j)^2}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2}$	1	$[0, 2]$	$0 < c < 1$	$1 < c < 2$
G de Getis-Ord	$G = \frac{\sum_i \sum_j w_{ij}(d) y_i y_j}{\sum_i \sum_j y_i y_j}$	-	$-\infty, +\infty$	Z positivos e negativos	Não se aplica

Quadro 6 – Estatísticas de autocorrelação espacial global.

Fonte: a autora (2009).

A associação espacial global pode ser investigada no contexto bivariado, isto é, se os valores observados para a variável de interesse em uma região dependem dos valores observados para outra variável nas regiões vizinhas. O coeficiente I de Moran bivariado, com a matriz de pesos espaciais normalizada na linha, assume a forma:

$$I = \left(\frac{z_1' W z_2}{z_1' z_1} \right)$$

(5)

Na situação em que padrões de associação espacial estejam concentrados em poucas regiões (*clusters* espaciais), uma estatística global pode não refletir essa realidade. As associações espaciais locais podem ser identificadas por meio de estatísticas locais de autocorrelação espacial, como a estatística G_i de Getis-Ord ou o indicador LISA (*Local Indicator of Spatial Association*).

A estatística G_i local indica em que grau a observação em determinado ponto i é circundada por altos ou baixos valores da variável observada. Os valores observados para os vizinhos são ponderados pela matriz de pesos espaciais W . A estatística G_i pode ser assim representada³:

$$G_i = \frac{\sum_j w_{ij} y_j}{\sum_j y_j} \quad (6)$$

Da mesma maneira que para o indicador global, a estatística G_i é avaliada pelo valor da normal padronizada Z . Um valor significativo para Z faz com seja rejeitada a hipótese nula de aleatoriedade espacial local, ou seja, há indicação de autocorrelação espacial positiva. Um sinal positivo de Z indica um agrupamento espacial de altos valores para a variável de interesse (alto-alto, ou AA), e um sinal negativo de Z indica um agrupamento espacial de baixos valores (baixo-baixo, ou BB).

O indicador LISA (*Local Indicator of Spatial Association*) também é uma medida de associação espacial local. O I de Moran local é um indicador LISA, e pode ser representado da seguinte forma:

$$I_i = z_i W z_i \quad (7)$$

onde z_i é a variável de interesse padronizada e $W z_i$ é a defasagem espacial da variável z_i . Para cada observação i é calculado um I_i , que corresponde a uma decomposição do indicador global de autocorrelação nas formas de associação espacial alto-alto (AA), baixo-baixo (BB), alto-baixo (AB) e baixo-alto (BA). A visualização dos padrões de associação espacial é útil e pode ser conseguida por meio do mapa de dispersão de Moran, o mapa de significância LISA e do mapa de *clusters*.

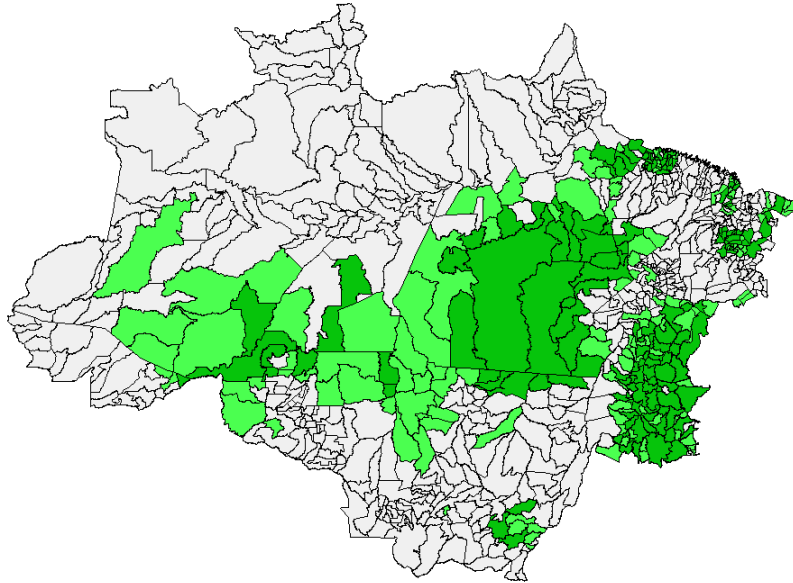
³ Se o somatório do denominador incluir a observação i , a estatística é G_i^* .

O mapa de dispersão de Moran é a representação dos resultados para o I de Moran local, indicando a localização das observações segundo as quatro categorias da associação AA, BB, AB, BA. O mapa de significância LISA representa apenas as observações que foram consideradas significativas, classificadas de acordo com seu valor de probabilidade. O mapa de *clusters* resulta da combinação entre o mapa de dispersão de Moran e do mapa de significância LISA. Os Mapas 4 e 5 ilustram estes diferentes tipos de representação gráfica para a visualização da associação espacial dos dados.

O diagrama de dispersão de Moran é outra ferramenta útil para visualizar a associação espacial dos dados. O valor da variável de interesse padronizada (z) ocupa o eixo horizontal, e o valor da defasagem espacial padronizada da variável (Wz - média dos valores observados nos vizinhos) ocupa o eixo vertical, definindo quatro quadrantes que indicam os tipos de associação espacial: alto-alto (AA), baixo-baixo (BB), alto-baixo (AB) e baixo-alto (BA). O I de Moran representa o coeficiente angular da reta de regressão entre a variável defasada espacialmente contra a variável de interesse. A representação da nuvem de pontos permite visualizar se a autocorrelação espacial é positiva ou negativa, ou ausente.

Por meio do diagrama de dispersão de Moran, é possível identificar observações que exercem uma influência espúria sobre o valor do coeficiente I de Moran, “forçando” a inclinação da reta Wz contra z para um lado ou para outro por estarem a mais de dois desvios padrões do centro. Esses pontos são chamados “*outliers* espaciais”, que exibem um padrão espacial diferente de seus vizinhos (situados em quadrantes opostos à reta de regressão), e “pontos de alavancagem”, que “reforçam” o padrão espacial predominante (situados nos mesmos quadrantes da reta de regressão). O Gráfico 2 ilustra o diagrama de dispersão de Moran, caracterizando os *outliers* espaciais e os pontos de alavancagem para uma reta da regressão Wz contra z com inclinação positiva.

Além do diagrama de dispersão de Moran, a identificação de *outliers* pode ser feita por meio de outras ferramentas, como o *box plot*, o cartograma e o *box map*. Estes três servem à identificação de *outliers* globais, isto é, observações que diferem muito do padrão da maioria dos dados.

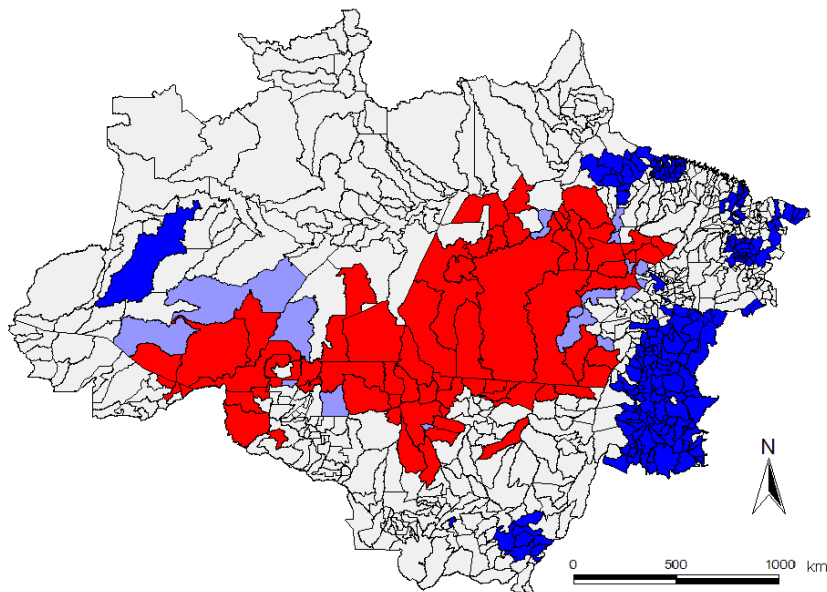


Mapa 4 - Exemplo de mapa de significância LISA

- Não significativo
- P = 0,05
- P = 0,01
- P = 0,001

Legenda:

Fonte: a autora (2009).



Mapa 5 - Exemplo de mapa de *clusters*

- Não significativo
- Alto-Alto
- Baixo-Baixo
- Baixo-Alto
- Alto-Baixo

Legenda:

Fonte: a autora (2009).

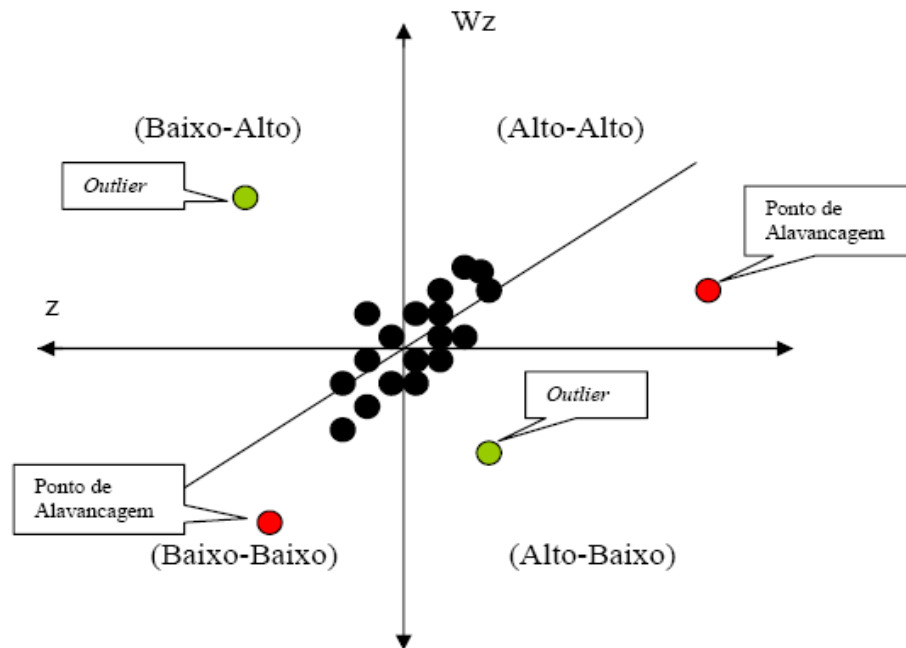


Gráfico 2 - Diagrama de dispersão de Moran
Fonte: CARVALHO, 2008.

O *box plot* indica as observações cujos valores para a variável de interesse ultrapassam em 1,5 vezes o valor do intervalo interquartílico (diferença entre o terceiro quartil e o primeiro quartil), para cima ou para baixo, identificando os *outliers* globais superiores e inferiores, respectivamente. Para maior rigor na detecção de *outliers*, pode-se usar 3,0 vezes o intervalo interquartílico.

Tanto as ferramentas do cartograma quanto do *box map* servem à visualização da localização dos *outliers* globais, sendo derivadas do *box plot*. No cartograma, as unidades espaciais são representadas por círculos cujos diâmetros são proporcionais ao valor da variável de interesse. No *box map*, as unidades locais preservam seus contornos originais, e são mapeados os quartis e os *outliers* superiores somente.

Como análise exploratória de dados espaciais com vistas à estimação de uma CKA para o desmatamento da Amazônia Legal, serão aplicadas as técnicas univariadas para a variável dependente relativa ao desmatamento, e técnicas bivariadas para as variáveis relativas ao desmatamento e PIB *per capita*.⁴

⁴ Para os cálculos dos indicadores de associação espacial e a identificação de *outliers*, as técnicas acima apresentadas estão implementadas nos softwares SpaceStat e GeoDa.

3.3 MODELOS DE DADOS EM PAINEL COM DEPENDÊNCIA ESPACIAL

Um painel de dados é um conjunto que inclui dados de entidades individuais ao longo do tempo. A utilização de modelos de dados em painel permite a superação das limitações comuns às estimações em corte cruzado (*cross-section*) e em séries de tempo. Os parâmetros em corte cruzado podem se alterar ao longo do tempo sem que esse efeito seja captado pelas variáveis explicativas, assim como não é possível controlar para efeitos não-observados invariantes no tempo. Os parâmetros em séries temporais trabalham com dados agregados para as variáveis explicativas e não captam as diferenças entre os indivíduos. Com dados em painel, têm-se observações repetidas para os mesmo indivíduos ao longo do tempo, e os problemas característicos das estimações de corte cruzado e de séries de tempo podem ser superados, ao mesmo tempo em que o número de graus de liberdade aumenta consideravelmente (PINDYCK e RUBINFELD, 2004; MENEZES-FILHO, 2001).

Considerando dados em painel e um modelo linear, para cada observação o modelo pode ser representado por:

$$Y_{it} = X_{it}\beta + \mu_i + u_{it} \quad \text{para } i = 1,2,\dots,N \text{ e } t = 1,2,\dots,T \quad (8.a)$$

ou, na forma empilhada:

$$Y_t = X_t\beta + \mu + u_t \quad (8.b)$$

em que i corresponde a cada um dos cortes cruzados (o que corresponde a cada uma das localidades, no caso dos modelos econométricos-espaciais) e t corresponde a cada um dos períodos; Y é a variável de interesse onde $Y_t = (Y_{1t} \dots Y_{Nt})'$; X é o vetor de variáveis explicativas $X_t = (X'_{1t} \dots, X'_{Nt})'$; β é o vetor de coeficientes a serem estimados; μ são efeitos não-observados, invariantes no tempo, específicos a cada unidade de *cross-section* (efeitos individuais) $\mu = (\mu_1, \dots, \mu_N)'$; e u é o termo de erro aleatório $u_t = (u_{1t} \dots, u_{Nt})'$. No caso de dados espaciais, os efeitos individuais correspondem a características peculiares a cada uma das unidades espaciais em estudo. Se não forem consideradas tais características específicas, muitas vezes difíceis de se medir ou de se obter, incorre-se no problema de variáveis omitidas, em que as estimações por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) tornam-se enviesadas e inconsistentes (WOOLDRIDGE, 2002).

Segundo Wooldridge (2002), para a identificação do modelo, assume-se, em primeiro lugar, que o termo de erro não está correlacionado com as variáveis explicativas X_{it} e com os efeitos não-observados μ_i :

$$E [u_{it} | X_{i1}, \dots, X_{iT}, \mu_i] = 0 \quad (9)$$

Além disso, assume-se a hipótese de variância constante ao longo de t e não correlação serial dos erros:

$$E [u_{it} u_{is}] = \delta_{ts} \sigma_u^2, \text{ sendo } \delta_{ts} = 1 \text{ para } t = s \text{ e } \delta_{ts} = 0 \text{ para } t \neq s. \quad (10)$$

A hipótese sobre a correlação ou não entre os termos X_{it} e μ_i indica o caso de efeitos aleatórios ou efeitos fixos, respectivamente.

No caso de efeitos aleatórios, X_{it} e μ_i são independentes, então $E [\mu_i | X_i] = E [\mu_i] = 0$ (ortogonalidade entre μ_i e X_i), e tem-se que o termo μ_i é tratado como uma variável aleatória *i.i.d.* distribuída com média zero e variância σ_μ^2 . Assume-se, assim, a homocedasticidade do efeito não-observado μ_i . Fazendo

$$v_{it} = \mu_i + u_{it} \quad (11)$$

$$E [v_{it}^2] = E [\mu_i^2] + 2E [\mu_i u_{it}] + E [u_{it}^2] = \sigma_\mu^2 + \sigma_u^2 \quad (12)$$

$$\text{Para } t \neq s, E [v_{it} v_{is}] = E [(\mu_i + u_{it})(\mu_i + u_{is})] = E [\mu_i^2] = \sigma_\mu^2 \quad (13)$$

A matriz $T \times T$ de variância de v_i (Ω) toma a forma:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_\mu^2 + \sigma_u^2 & \sigma_\mu^2 & \dots & \sigma_\mu^2 \\ \sigma_\mu^2 & \sigma_\mu^2 + \sigma_u^2 & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \sigma_\mu^2 \\ \sigma_\mu^2 & & \dots & \sigma_\mu^2 + \sigma_u^2 \end{bmatrix} \quad (14)$$

Para esta estrutura de erro, assumindo que Ω é positiva definida e $E(X_i' \Omega^{-1} X_i)$ é não-singular, o método de Mínimos Quadrados Generalizados - MQG (*GLS, Generalized Least Squares*) pode ser aplicado consistentemente. O estimador MQG é

$$\hat{\beta} = (\sum_{i=1}^N X_i' \Omega^{-1} X_i)^{-1} (\sum_{i=1}^N X_i' \Omega^{-1} y_i) \quad (15)$$

Para implementação do MQG, entretanto, é necessário o prévio conhecimento de Ω , o que nem sempre acontece, pois σ_μ^2 e σ_u^2 são, a princípio, desconhecidos. A matriz Ω passa então, a ser estimada por um estimador consistente, $\hat{\Omega}$. O recurso de estimar Ω torna possível a estimação do modelo; com isso, esse método é conhecido por MQGE – Mínimos Quadrados Generalizados Exequíveis (*FGLS, Feasible Generalized Least Squares*). O procedimento para estimação por MQGE segue os seguintes passos:

- i. Obter por MQO uma estimativa de β ($\hat{\beta}$);
- ii. Computam-se os resíduos da estimação por MQO (\hat{v}_i), por meio de $\hat{v}_i \equiv y_i - X_i \hat{\beta}$
- iii. Estima-se $\hat{\sigma}_v^2$, por meio de $\hat{\sigma}_v^2 \equiv \frac{1}{(NT-K)} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{v}_{it}^2$;
- iv. Estima-se $\hat{\sigma}_\mu^2$, por meio de $\hat{\sigma}_\mu^2 \equiv \frac{1}{(NT(T-1)/2-K)} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T-1} \sum_{s=t+1}^T \hat{v}_{it}^2 \hat{v}_{is}^2$;
- v. Estima-se $\hat{\sigma}_u^2$, por meio de $\hat{\sigma}_u^2 = \hat{\sigma}_v^2 - \hat{\sigma}_\mu^2$;
- vi. Computa-se $\hat{\Omega}$, substituindo os valores calculados de $\hat{\sigma}_\mu^2$ e $\hat{\sigma}_u^2$ na equação (14);
- vii. Estima-se $\hat{\beta}$ por meio da equação (15) usando $\hat{\Omega}$ no lugar de Ω ;
- viii. Os resíduos da estimação por MQGE podem ser calculados por $\hat{v}_i \equiv y_i - X_i \hat{\beta}$

O estimador $\hat{\beta}$, assim obtido por MQGE, é o estimador de efeitos aleatórios.

Quando há a presença de variáveis omitidas não-observadas invariantes no tempo que são correlacionadas com as variáveis explicativas, tem-se o caso de efeitos fixos: X_{it} e μ_i não são independentes, então $E[\mu_i | X_i] \neq 0$. Mantém-se a primeira hipótese de identificação, ou seja, que o termo de erro não está correlacionado com as variáveis explicativas e os efeitos não-observados: $E[u_{it} | X_{i1}, \dots, X_{iT}, \mu_i] = 0$.

Para a estimação do modelo com estas características, remove-se o efeito não-observado μ_i por meio da transformação da equação (8.a), diminuindo-a de sua média (“*demeaned*”):

$$Y_{it} - \bar{Y}_{it} = (X_{it} - \bar{X}_{it})\beta + \mu_i - \bar{\mu}_i + u_{it} - \bar{u}_{it} \quad (16)$$

onde $\bar{Y}_{it} = \left(\frac{1}{T}\right) \sum_{t=1}^T Y_{it}$; $\bar{X}_{it} = \left(\frac{1}{T}\right) \sum_{t=1}^T X_{it}$; $\bar{u}_{it} = \left(\frac{1}{T}\right) \sum_{t=1}^T u_{it}$; $\bar{\mu}_{it} = \left(\frac{1}{T}\right) \sum_{t=1}^T \mu_{it} = 0$.

Fazendo $\check{Y}_{it} = Y_{it} - \bar{Y}_{it}$; $\check{X}_{it} = X_{it} - \bar{X}_{it}$; $\check{u}_{it} = u_{it} - \bar{u}_{it}$; pode-se estimar consistentemente por MQO a regressão de \check{Y}_{it} sobre \check{X}_{it} :

$$\dot{Y}_{it} = \ddot{X}_{it} \beta + \ddot{u}_{it} \quad (17)$$

Nesse caso, o estimador β é chamado estimador de efeitos fixos, ou estimador *within*, por causa da transformação realizada dentro (*within*) da unidade i . Este estimador é equivalente ao estimador de variável *dummy* (*LSDV, Least Square Dummy Variable*), obtido se o efeito não-observado μ_i for tratado como um parâmetro a ser estimado ao longo de β , com a definição de N variáveis *dummy* dn_i , uma para cada corte cruzado, com a regressão por MQO de Y_{it} sobre $X_{it}, d1_i, d2_i, \dots, dn_i$.

Em painel de dados com “ N grande” e “ T pequeno”, é interessante permitir interceptos específicos para cada período de tempo, por meio da introdução de variáveis *dummy*, de modo a captar efeitos agregados de tempo que exercem a mesma influência sobre Y_{it} para todo i (WOOLDRIDGE, 2002).

As estimações obtidas pelos métodos de mínimos quadrados combinados (*pool data model*), efeitos aleatórios e efeitos fixos são avaliadas pelos testes de Breusch-Pagan, F e Hausman. O teste de Breusch-Pagan é um teste de multiplicador de Lagrange cuja hipótese nula é de que a variância dos resíduos devido aos efeitos individuais é zero, ou seja, $\sigma_\mu^2 = 0$. A rejeição de H_0 indica a presença de efeitos não-observados. Ao não considerar esses efeitos não-observados, o modelo estimado por MQO leva a estimativas viesadas e inconsistentes. Nesse caso, o modelo estimado por efeitos aleatórios é preferível ao modelo de dados combinados estimado por MQO.

O teste F , por sua vez, serve para comparar o modelo estimado por mínimos quadrados combinados com o modelo estimado por efeitos fixos. Segundo Pindyck e Rubinfeld (2004), no primeiro caso, existe a restrição de que os interceptos sejam iguais ao longo do tempo e para todos os indivíduos, enquanto que no caso de efeitos fixos os interceptos podem variar; assim, o modelo de dados combinados é o modelo restrito (R), e o modelo estimado por efeitos fixos é o modelo irrestrito (IR). A hipótese nula do teste é de que o aumento na soma de quadrados dos resíduos não é significativo quando são acrescentadas as restrições de interceptos iguais, que seriam adequadas, portanto. A rejeição do teste indica que é preferível o modelo irrestrito, no caso, o modelo estimado por efeitos fixos. A estatística do teste é a seguinte:

$$F = \left\{ \frac{(\varepsilon'_R \varepsilon_R - \varepsilon'_{IR} \varepsilon_{IR}) / (N+T-2)}{(NT-N-T)} \right\} \sim F_{N+T-2, NT-N-T} \quad (18)$$

O teste de Hausman, por sua vez, baseia-se na hipótese da ortogonalidade dos efeitos não-observados μ_i e as variáveis explicativas X_{it} , ou seja, $H_0: E[\mu_i | X_i] = 0$. A rejeição da hipótese nula leva à conclusão de que o método de efeitos fixos é mais apropriado, pois leva a estimativas consistentes. Do contrário, no caso da não-rejeição da hipótese nula, a estimação por efeitos fixos leva a resultados consistentes, mas não eficientes, enquanto que a estimação por efeitos aleatórios leva a resultados consistentes e eficientes, e deve ser o método preferido. A estatística do teste é a seguinte:

$$H = (\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA})' \left(\text{Var}(\hat{\beta}_{EF}) - \text{Var}(\hat{\beta}_{EA}) \right)^{-1} (\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA}) \quad (19)$$

Segundo Elhorst (2003), os modelos de dados em painel comumente usados na literatura empírica (tratados em quatro categorias, a saber: efeitos fixos, efeitos aleatórios, coeficientes fixos, e coeficientes aleatórios) podem ser expandidos para a incorporação de efeitos espaciais: dependência espacial e heterogeneidade espacial. Para os dois últimos tipos, a heterogeneidade espacial é incorporada por meio da variação dos coeficientes das variáveis explicativas; um exemplo é a metodologia RPG discutida na seção 3.4 a seguir. Para as duas primeiras categorias de modelos de painel de dados espaciais detalhadas pelo autor, efeitos fixos e efeitos aleatórios, o coeficiente de cada variável regressora é único e global, e capta o comportamento representativo, ou “médio”, entre as variáveis.

A dependência espacial pode ser incorporada à especificação do modelo por meio de processo autorregressivo no termo de erro (modelo de erro espacial), ou por intermédio da variável dependente defasada espacialmente (modelo de defasagem espacial), em que o valor da variável dependente é influenciado pelo valor dessa variável nos municípios vizinhos. A heterogeneidade espacial nos modelos de dados em painel com coeficientes globais é incorporada pela variação do intercepto, representando os efeitos individuais não-observados.

A especificação de um modelo geral de dados em painel com dependência espacial na forma empilhada pode ser representada por:

$$y_t = \rho W_1 y_t + X_t \beta + W_1 X_t \gamma + \mu + u_t, \quad \text{para } i = 1, \dots, N \text{ e } t = 1, \dots, T \quad (20.a)$$

$$u_t = \lambda W_2 u_t + \varepsilon_t \quad \text{sendo } \varepsilon \sim (0, \sigma^2 I) \quad (20.b)$$

em que $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Nt})'$ é o vetor de observações da variável dependente; $X_t = (X'_{kt}, \dots, X'_{Nt})'$ é uma matriz $n \times k$ de observações das variáveis explicativas; $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_k)'$ é o vetor de coeficientes a serem estimados; $W_1 y_t = (W_1 y_{1t}, \dots, W_1 y_{Nt})'$ é o vetor da variável dependente defasada espacialmente; $W_1 X_t = (W_1 X'_{kt}, \dots, W_1 X'_{Nt})'$ é a matriz que representa a defasagem espacial das variáveis explicativas (alguns elementos de $W_1 X_t$ podem ser nulos, pois nem todas as variáveis explicativas apresentam transbordamentos espaciais); $\mu = (\mu_1, \dots, \mu_N)'$ é o vetor do intercepto que captura os efeitos fixos de cada unidade espacial; $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{Nt})'$ é o vetor do termo de erro autocorrelacionado; $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{Nt})'$ é o vetor do termo de erro *i.i.d.* com média zero e variância σ^2 ; W_1 e W_2 são matrizes de ponderação espacial⁵; ρ é chamado parâmetro de defasagem autorregressiva ($-1 < \rho < 1$); λ é chamado parâmetro autorregressivo espacial ($-1 < \lambda < 1$); $\gamma = (\gamma_1, \dots, \gamma_N)'$ é um vetor de coeficientes das externalidades da regressão.

A partir do modelo geral dado nas equações (20.a) e (20.b) pode-se obter outros modelos de painel de dados com dependência espacial, fazendo-se restrições aos parâmetros. Se $\rho = 0$ e $\gamma = 0$, mas $\lambda \neq 0$, tem-se o modelo de erro autorregressivo espacial:

$$y_t = X_t \beta + \mu + u_t \quad (21.a)$$

$$u_t = \lambda W_2 u_t + \varepsilon_t \quad (21.b)$$

Se $\lambda = 0$ e $\gamma = 0$, mas $\rho \neq 0$, tem-se o modelo de defasagem espacial:

$$y_t = \rho W_1 y_t + X_t \beta + \mu + u_t \quad (22)$$

Se $\lambda = 0$ e $\rho = 0$, mas $\gamma \neq 0$, tem-se o modelo regressivo cruzado espacial, em que os efeitos de transbordamentos espaciais são representados pela defasagem espacial das variáveis explicativas:

$$y_t = X_t \beta + W_1 X_t \gamma + \mu + u_t \quad (23)$$

Se $\lambda = 0$, mas $\gamma \neq 0$ e $\rho \neq 0$, tem-se o modelo Durbin espacial, com defasagem espacial das variáveis dependente e explicativas:

$$y_t = \rho W_1 y_t + X_t \beta + W_1 X_t \gamma + \mu + u_t \quad (24)$$

⁵ É utilizada uma matriz de ponderação espacial diferente (W_2) para evitar problemas de identificação no modelo.

Se $\rho = 0$, mas $\lambda \neq 0$ e $\gamma \neq 0$, tem-se o modelo de transbordamentos com erro espacial, com defasagem espacial da variável dependente e o termo de erro seguindo um processo espacial auto-regressivo:

$$y_t = X_t\beta + W_1X_t\gamma + \mu + u_t, \quad (25.a)$$

$$u_t = \lambda W_2u_t + \varepsilon_t \quad (25.b)$$

A variável dependente defasada espacialmente é endógena, uma vez que é altamente correlacionada com o termo de erro. Assim, no caso de efeitos fixos, as equações onde o termo W_1y_t aparece devem ser estimadas utilizando o estimador *within* (equação 17) com variáveis instrumentais, pelo método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E). As variáveis instrumentais indicadas são as variáveis explicativas e suas defasagens espaciais, que, a princípio, possuem alta correlação com a variável dependente e não possuem correlação com o termo de erro (KELEJIAN e PRUCHA, 1998).

No caso da estimação de efeitos fixos por variáveis instrumentais, deve-se avaliar a endogeneidade entre a variável dependente e as variáveis explicativas. Segundo Wooldridge (apud BAUM, 2006), há uma perda considerável de eficiência na estimação por variáveis instrumentais quando comparada à estimação por MQO, pois a variância assintótica do primeiro estimador é muito maior que a do estimador de MQO. A perda de eficiência, no entanto, é o preço a pagar quando as estimativas por MQO são viesadas e inconsistentes. A comparação entre os dois estimadores (no caso de painel de dados, o estimador *within* por MQ2E e o estimador *within* tradicional – obtido por MQO da equação “*demeaned*”) pode ser feita por meio do teste de Durbin-Wu-Hausman (BAUM, 2006).

O teste de Durbin-Wu-Hausman, nesse caso, tem como hipótese nula que o estimador *within* tradicional ($\hat{\beta}_{EF}$) é consistente e eficiente; a hipótese alternativa é que o estimador *within* tradicional é inconsistente; o estimador *within* por MQ2E ($\hat{\beta}_{EF,vi}$) é consistente, porém não eficiente, sob as hipóteses nula e alternativa. A estatística do teste, representada a seguir, segue uma distribuição χ^2 com k_I graus de liberdade (onde k_I é o número de regressores testados para endogeneidade):

$$H = (\hat{\beta}_{EF,vi} - \hat{\beta}_{EF})' \left(Var(\hat{\beta}_{EF,vi}) - Var(\hat{\beta}_{EF}) \right)^{-1} (\hat{\beta}_{EF,vi} - \hat{\beta}_{EF}) \quad (26)$$

A estimação das equações com o termo de erro defasado espacialmente deve ser feita por máxima verossimilhança, no caso de erros com distribuição normal, ou pelo método generalizado dos momentos – MGM, que prescinde da normalidade dos erros (LEE, 2007; BELL e BOCKSTAEL, 2000).

A partir dos resultados para o modelo básico (equação 8), parte-se para a estimação dos modelos com correção para a dependência espacial, segundo procedimento indicado por Almeida (2008), resumido a seguir:

- i. testar o modelo básico sem dependência espacial pelos métodos MQO com dados combinados (*pooled*), efeitos fixos e efeitos aleatórios;
- ii. com base nos testes de Breusch-Pagan e Hausman, a) avaliar a presença de efeitos não-observados, b) havendo efeitos não-observados, decidir sobre efeitos fixos ou aleatórios;
- iii. avaliar os resíduos de cada corte cruzado quanto à presença de autocorrelação espacial indicada pelo I de Moran considerando-se várias matrizes de ponderação espacial; havendo a presença de autocorrelação espacial em pelo menos um período, seguir para o próximo passo;
- iv. a matriz escolhida para utilização nos modelos espaciais é a que apresenta o maior valor para o I de Moran dos resíduos, ou seja, é a matriz que capta a maior parte da dependência espacial, seguindo o procedimento de Baumont (apud ALMEIDA, 2008);
- v. gerar as defasagens espaciais para a variável dependente, as variáveis explicativas (utilizando a melhor matriz de ponderação espacial encontrada, W_1 , segundo o procedimento anterior), e o termo de erro (utilizando a segunda melhor matriz de ponderação espacial, W_2);
- vi. estimar as especificações para os modelos espaciais descritos acima;
- vii. com os resíduos obtidos das estimações, avaliar cada *cross-section* quanto à presença de autocorrelação espacial indicada pelo I de Moran;
- viii. escolher o melhor modelo como aquele que atende a dois critérios: 1) os resíduos do modelo não apresentam autocorrelação espacial; 2) o melhor valor

para o critério de informação (menor valor do critério de informação de Akaike - AIC, por exemplo).⁶

3.4 REGRESSÕES PONDERADAS GEOGRAFICAMENTE – RPG

O termo heterogeneidade espacial dos parâmetros diz respeito às variações nas relações entre as variáveis ao longo do espaço. Essas diferentes relações são expressas por diferentes coeficientes das regressões. No caso extremo, há uma regressão para cada unidade espacial analisada. A metodologia conhecida por Regressões Ponderadas Geograficamente – RPG (*Geographically Weighted Regressions – GWR*), desenvolvida por Brundson, Fotheringham e Charlton, em 1996 (apud LESAGE, 1999) permite a estimação de regressões lineares localizadas para cada unidade espacial por meio do uso de sub-amostras ponderadas pela distância. A idéia de atribuir pesos às observações individuais a partir de um ponto focal embute o conceito de que a importância relativa é decrescente com a distância do ponto analisado. Em outras palavras, cria-se uma “janela móvel” sobre um conjunto de observações distribuídas no espaço, criando subconjuntos de dados em torno de pontos específicos, em que a influência das observações é diminuída quanto mais se distanciam do centro da janela (PÁEZ e SCOTT, 2004).

Em resumo, o modelo RPG produz uma seqüência de regressões lineares localizadas estimadas para cada ponto no espaço utilizando uma subamostra dos dados, com as observações vizinhas. A especificação do modelo RPG segue a forma:

$$y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_k \beta_k(u_i, v_i) x_{ik} + \varepsilon_i \quad (27)$$

onde (u_i, v_i) representa as coordenadas do ponto i no espaço, e $\beta_k(u_i, v_i)$ representa o valor que a função contínua $\beta_k(u, v)$ assume no ponto i .

⁶ Para evitar divergências entre os valores do critério de informação de Akaike calculado pelos diferentes softwares econométricos, utiliza-se neste trabalho o valor do AIC calculado a partir da soma dos quadrados dos resíduos (SQR): $\ln AIC = (2k/NT) + \ln (SQR/NT)$, onde k é o número de parâmetros e NT é o número total de observações (adaptado de Gujarati, 2006, para dados em painel).

A estimação de $\beta(u_i, v_i)$ é feita por mínimos quadrados ponderados, em que os pesos modificam-se sob influência da proximidade com o ponto de regressão i , e são definidos pela função $W(u_i, v_i)$, ou “kernel espacial”. O estimador para o modelo RPG é dado por:

$$\beta(u_i, v_i) = (X'W(u_i, v_i)X)^{-1} X'W(u_i, v_i)Y \quad (28)$$

A matriz $W(u_i, v_i)$ representa os pesos w_{ij} baseados na distância entre a observação no ponto i e as demais observações da sub-amostra selecionada pela “janela móvel”, e definidos pela função do kernel espacial. Há diversas maneiras de se definir a matriz de ponderação $W(u_i, v_i)$, conforme a distância da observação j em relação ao ponto de regressão i (d_{ij}):

- a) Pesos discretos, assumindo o valor 1 se a distância da observação j é inferior a uma determinada distância crítica do ponto de regressão i , e assumindo o valor zero se a distância de j for superior à distância crítica. Nesse caso, todas as observações dentro da janela têm o mesmo peso, e o kernel espacial toma a forma cilíndrica. A desvantagem dessa especificação é que os coeficientes locais ficam muito sensíveis à mudança do ponto de regressão.
- b) Pesos contínuos como função da distância d_{ij} , como, por exemplo, $w_{ij} = \exp(-d_{ij}^2/b^2)$, onde b é a largura da banda (ou janela móvel). Assim, à medida que a distância aumenta, o peso das observações diminui segundo uma curva normal.
- c) Pesos contínuos com largura de banda dependente do número de observações (função de ponderação adaptativa), como, por exemplo, a função bi-quadrada $w_{ij} = [1-(d_{ij}/b)^2]^2$, caso d_{ij} seja menor que a distância crítica (assumindo valor zero caso contrário) e onde b é definido de modo que haja o mesmo número de observações ao redor de cada ponto de regressão.
- d) Restrição de que a soma dos pesos seja igual a uma constante C , de modo que, quando a densidade de observações for baixa, o kernel se expande, e quando a densidade de observações for alta, o kernel se estreita. Para a definição da constante C , o procedimento pode ser iterativo, utilizando uma medida de ajuste (por exemplo, R^2) como critério para a escolha ótima.

A desvantagem da especificação de pesos com largura fixa de banda (itens a e b) é que o número de observações dentro da janela pode variar, permitindo estimações com poucas observações, levando à ineficiência das estimações para os coeficientes locais. Ao contrário, se há uma alta densidade de dados em algumas regiões, certas sub-amostras podem ser

redundantes, implicando em viés na estimação dos coeficientes locais. As funções de ponderação adaptativa (itens *c* e *d*) resolvem este problema.

O Quadro 7 resume as possíveis formas para o kernel espacial utilizado na matriz de ponderação dos modelos RPG. Os Gráficos 3.a) e 3.b) ilustram os tipos de kernel fixo e adaptativo. No caso em que a matriz de ponderação é a matriz identidade, tem-se o modelo de regressão linear clássico. Quando a largura de banda tende ao infinito, o modelo local tenderá ao modelo global com número de parâmetros igual a k . Quando a largura de banda tende a zero, o modelo local tende a “envolver” cada observação, e o número de parâmetros é igual a n . Assim, o número de parâmetros no modelo local varia entre k e n , e depende da largura da banda.

Tipo de kernel	Função	Observações
Cilíndrico, largura fixa	$w_{ij} = 1$, se $d_{ij} < d$ $w_{ij} = 0$, caso contrário	Desvantagem: coeficientes locais ficam muito sensíveis à mudança do ponto de regressão, pois todas as observações dentro do kernel tem o mesmo peso.
Contínuo, largura fixa	$w_{ij} = \exp(-d_{ij}^2/b^2)$	Desvantagem: - se há poucas observações na janela: ineficiência das estimações para os coeficientes locais. - se há uma alta densidade de dados em algumas regiões: certas sub-amostras podem ser redundantes, implicando em viés na estimação dos coeficientes locais
Adaptativo	$w_{ij} = [1-(d_{ij}/b)^2]^2$, se $d_{ij} < d$ $w_{ij} = 0$, caso contrário	
Adaptativo	$\sum_j w_{ij} = C$	

Quadro 7 – Resumo dos tipos de kernel espacial para os modelos RPG

Fonte: a autora (2009).

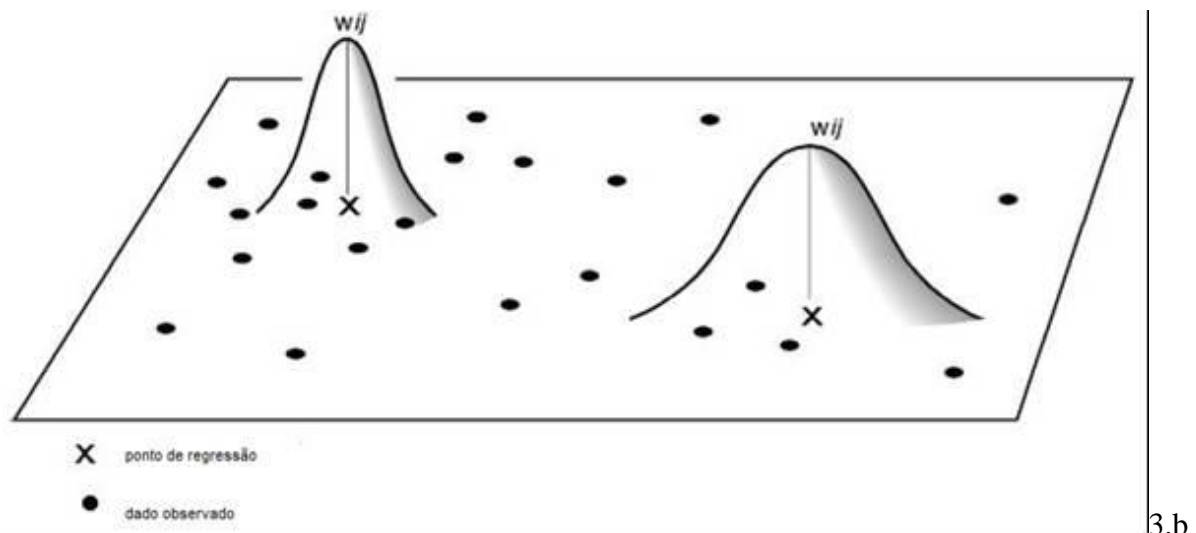
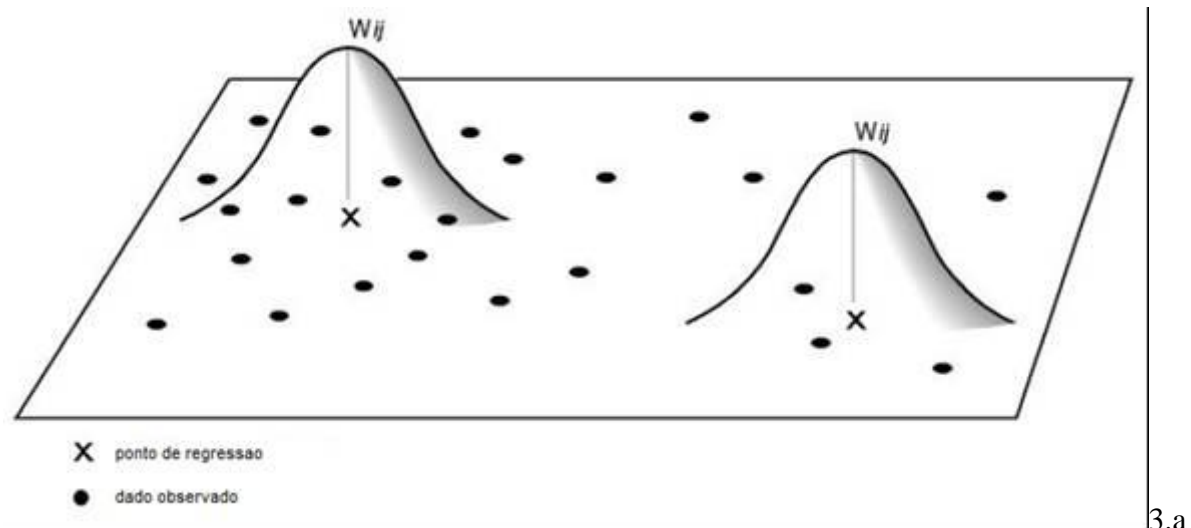


Gráfico 3 – Tipos de kernel espacial

3.a: Kernel com pesos contínuos (gaussiano) com largura de banda fixa

3.b: Kernel adaptativo

Fonte: adaptado de Charlton, Fotheringham e Brundson, (2006).

O valor da largura da banda (b) para o kernel pode ser escolhido com base no procedimento de validação cruzada. Segundo este procedimento, a função com a forma

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_{\neq i}(b))^2 \quad (29)$$

é minimizada com respeito a b , onde $\hat{y}_{\neq i}(b)$ é o valor ajustado de y_i com as observações do ponto i sendo omitidas do processo de calibragem. O valor da largura de banda também pode ser escolhido com base na utilização do critério de informação de Akaike, ao comparar as regressões obtidas com valores diferentes de largura de banda.

A escolha ótima de largura de banda envolve um *trade-off* entre viés e variância: uma largura de banda muito pequena leva a uma variância grande nas estimativas locais; uma banda muito larga traz viés às estimativas locais. O Gráfico 4 ilustra o *trade-off* entre variância e viés em função da largura da banda.

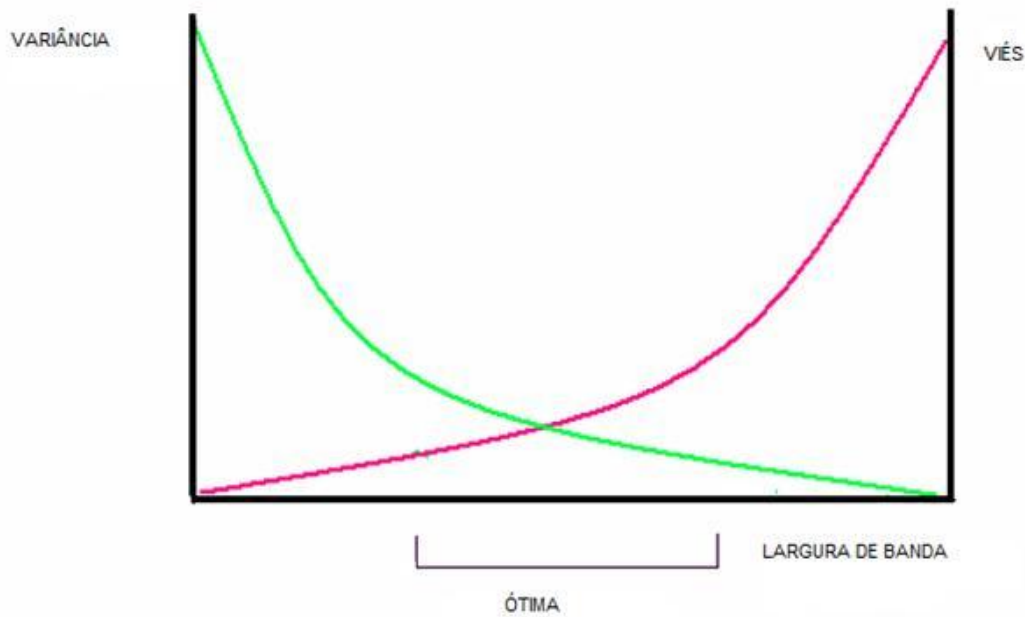


Gráfico 4 - *Trade-off* entre variância e viés em função da largura da banda
 Fonte: adaptado de Charlton, Fotheringham e Brundson (2006).

O modelo RPG pode ser comparado a um modelo de regressão linear clássico de coeficientes globais por meio de um teste ANOVA. A hipótese nula do teste ANOVA é que o modelo RPG não melhora os resultados do modelo de regressão linear clássico, e é avaliado pela estatística F .

Adicionalmente, os coeficientes locais estimados para uma variável explicativa podem ser avaliados por meio de um teste de significância de Monte Carlo: caso não haja uma variabilidade espacial significativa, a hipótese nula de estacionariedade espacial se sustenta. O desvio padrão dos coeficientes locais é usado para computar a estatística do teste. O desvio padrão observado é comparado com valores simulados do desvio padrão obtidos por meio de sucessivas realocações aleatórias das observações nas regiões em estudo. Os valores obtidos

(simulados e observado) são classificados, e a posição ocupada no *rank* pelo desvio padrão observado é usada para o cálculo do *p*-valor:

$$p\text{-valor} = 1 - \text{rank}/n, \quad \text{onde } n \text{ é o número de simulações.} \quad (30)$$

Em resumo, ao possibilitar a estimação dos parâmetros considerando sua variabilidade espacial, a metodologia RPG soluciona uma importante fonte de má-especificação. Além disso, os efeitos de dependência espacial podem ser considerados localmente, caso uma avaliação dos resíduos do modelo RPG mostrem a presença de autocorrelação espacial.

Para o diagnóstico da forma de autocorrelação presente (na variável dependente ou no termo de erro), pode-se adaptar o procedimento para a identificação de modelos espaciais de Anselin (1995, apud ALMEIDA, 2008), em que o modelo global de referência é avaliado pelo teste do Multiplicador de Lagrange (ML) em duas versões: contra a defasagem espacial (em que a hipótese nula é de que ρ é igual a 0) e contra a autocorrelação espacial na forma de erro (onde $H_0: \lambda = 0$). Com o resultado do diagnóstico, aplica-se ou não a correção para a dependência espacial na especificação do modelo a ser estimado por RPG. Caso as estatísticas não sejam significativas, utiliza-se o modelo RPG tradicional como o mais apropriado. Caso uma das duas estatísticas sejam significativas, estimar o modelo RPG com a especificação indicada pela hipótese alternativa (defasagem espacial ou erro espacial).

De modo geral, alguns cuidados devem ser tomados na análise dos modelos RPG, tais como a vulnerabilidade a dados muito discrepantes (*outliers*), que podem exercer grande influência nas estimativas dos coeficientes locais, além de problemas como variância não-constante por meio do espaço e mudanças de regime. Outra crítica à metodologia, entretanto, é a falta de independência entre as estimativas locais, pois elas são geradas a partir das mesmas observações, com diferentes pesos, levando a desvios padrões incorretos (LESAGE, 2004).

As estimativas dos modelos RPG podem ser feitas utilizando o Software GWR 3.0 (CHARLTON, FOTHERINGHAM e BRUNDSON, 2006).

3.5 MODELO EMPÍRICO

3.5.1 Descrição das variáveis

A variável dependente em estudo é o incremento anual área desmatada - *DESM*, em km^2 , para cada um dos municípios da região da Amazônia Legal. Os dados de desmatamento são provenientes do sistema PRODES - Programa de Avaliação do Desflorestamento na Amazônia Legal, do Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais. O sistema PRODES fornece informações sobre áreas em que ocorreu o corte raso da cobertura florestal (áreas totalmente desmatadas), para 782 municípios da região. A degradação parcial da floresta por extração de madeiras selecionadas, por exemplo, não é representada com essa variável (INPE, 2008).

As variáveis explicativas correspondem à renda *per capita*, suas formas quadrática e cúbica; e um conjunto de variáveis explicativas adicionais, relatadas em literatura como fatores relacionados ao processo de desmatamento em florestas tropicais. O período analisado abrange os anos de 2001 a 2006.⁷

O nível de renda *Y* é representado pela variável PIB *per capita* municipal corrigido a preços de 2000, obtidos da base de dados do Sistema de Contas Nacionais do IBGE, compilados pelo IPEADATA. O PIB *per capita* ao quadrado é incluído para testar a hipótese da CKA de que o desmatamento cresce a taxas decrescentes para níveis mais baixos de renda e, a partir de determinado ponto, a elevação do nível de renda reduz o desmatamento. O termo cúbico do PIB *per capita* é incluído para testar se a CKA segue uma forma de “N”, ou seja, após a redução, o desmatamento volta a aumentar com o nível de renda.

Além das variáveis dependente e explicativas citadas acima, o conjunto de variáveis explicativas adicionais levadas em consideração no modelo empírico estão detalhadas no Quadro 8.

As atividades agropecuárias são apontadas como fatores condicionantes do desmatamento. A dimensão do rebanho bovino – *BOV* – é a variável utilizada para indicar a

⁷ Dois novos municípios foram criados em 2005: Itanhangá e Ipiranga do Norte, a partir do desmembramento do município de Tapurah (MT). Para este estudo, os dados relativos aos novos municípios, disponíveis para os anos de 2005 e 2006, foram agregados para o município de Tapurah.

expansão das áreas de pecuária em detrimento da cobertura florestal. As áreas destinadas às culturas de soja e cana-de-açúcar (variáveis *SOJA* e *CANA*, respectivamente) também são apontadas como causadoras da perda da cobertura florestal da região, e serão também avaliadas. Também é considerada uma variável relativa ao crédito rural (*CR*) fornecido aos produtores para expansão de suas atividades.

A pressão demográfica é também relatada como fator determinante do desmatamento. Assim, a variável relacionada à densidade populacional, representada pela população estimada por área do município (*DPOP*) foi incluída na análise.

As atividades econômicas que dependem dos recursos florestais foram consideradas: a extração madeireira (*EXT_MAD*), pois, ainda que a ação extrativa (lenha, carvão vegetal e madeira em tora) não seja detectada nas imagens processadas pelo sistema PRODES, ela provoca meios de acesso para que outras atividades levem ao corte raso da área anteriormente florestada. A extração não-madeireira (*EXT_NMAD*), a saber, alimentícios, aromáticos, medicinais, tóxicos, corantes, borrachas, ceras, fibras, gomas não-elásticas, oleaginosos, e tanantes, por sua vez, depende da existência da floresta para se desenvolver. A silvicultura de produtos madeireiros (*SILV_MAD*), que se utiliza de técnicas de manejo florestal, não pressiona a floresta, assim seu efeito esperado sobre o desmatamento é negativo.

Para capturar o efeito da escassez dos recursos florestais sobre o desmatamento, isto é, se o desmatamento diminui à medida que as áreas de floresta diminuem, foi incluída uma variável relativa à área de floresta existente (*FLO*). Para evitar problemas de endogeneidade com a variável dependente expressa pelo incremento anual da área desmatada, a variável *FLO* foi definida como a área de floresta do período anterior ($t-1$). Assim, assume-se que o termo de erro não está correlacionado com os valores atuais e passados desta variável.

A Tabela 4 apresenta a estatística descritiva para o conjunto de dados em painel. O teste de Wald para normalidade, aplicado às variáveis área desmatada anual e PIB *per capita* municipal, em todos os períodos, indicou a não normalidade com p -valor $< 0,01\%$. A Tabela 5 apresenta a matriz de correlação para as variáveis.

	Variável	Descrição	Unidade	Sinal esperado do coeficiente	Fonte dos dados
Variável dependente	DESM	Incremento anual da área desmatada	km ²	-	PRODES/INPE
Variáveis explicativas (CKA)	Y	PIB <i>per capita</i> municipal	R\$ de 2000	Positivo	IBGE
	Y2	PIB <i>per capita</i> municipal ao quadrado	(R\$ de 2000) ao quadrado	Negativo	Calculada a partir de Y
	Y3	PIB <i>per capita</i> municipal ao cubo	(R\$ de 2000) ao cubo	Positivo ou nulo	Calculada a partir de Y
Variáveis explicativas adicionais (z)	BOV	Rebanho bovino	unidade	Positivo	PPM ⁸ /IBGE
	SOJA	Área plantada de soja	hectare	Positivo	PAM ⁹ /IBGE
	CANA	Área plantada de cana-de-açúcar	hectare	Positivo	PAM/IBGE
	EXT_MAD	Extração de madeira (carvão vegetal, lenha e tora)	m ³	Positivo	PEVS ¹⁰ /IBGE
	EXT_NMAD	Extração vegetal de produtos não-madeireiros	tonelada	Negativo	PEVS/IBGE
	SILV_MAD	Silvicultura (madeira)	m ³	Negativo	PEVS/IBGE
	DPOP	Densidade populacional	número de habitantes/km ²	Positivo	IBGE
	CR	Crédito rural	R\$ de 2000	Positivo	Banco Central
	FLO	Área de floresta em (t-1)	km ²		PRODES/INPE

Quadro 8 – Descrição das variáveis utilizadas no modelo empírico da CKA para o desmatamento da Amazônia Legal

Fonte: a autora (2009).

⁸ Produção Pecuária Municipal. Disponível em [HTTP://www.sidra.ibge.gov.br](http://www.sidra.ibge.gov.br)

⁹ Produção Agrícola Municipal. Disponível em [HTTP://www.sidra.ibge.gov.br](http://www.sidra.ibge.gov.br)

¹⁰ Produção da Extração Vegetal e da Silvicultura. Disponível em [HTTP://www.sidra.ibge.gov.br](http://www.sidra.ibge.gov.br)

Tabela 4 – Estatística descritiva dos dados

Variável		Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
DESM	<i>overall</i>	40,47	137,28	0,00	4673,20
	<i>between</i>		90,27	0,00	1294,35
	<i>within</i>		103,47	-794,35	3794,75
Y	<i>overall</i>	3665,34	5116,78	579,91	84496,32
	<i>between</i>		4733,68	770,69	54012,14
	<i>within</i>		1948,75	-26960,19	40129,58
Y2	<i>overall</i>	3,96E+07	2,63E+08	3,36E+05	7,14E+09
	<i>between</i>		2,20E+08	5,97E+05	3,26E+09
	<i>within</i>		1,43E+08	-2,67E+09	4,39E+09
Y3	<i>overall</i>	1,33E+12	1,72E+13	1,95E+08	6,03E+14
	<i>between</i>		1,28E+13	4,66E+08	2,13E+14
	<i>within</i>		1,15E+13	-1,99E+14	4,17E+14
BOV	<i>overall</i>	83340,74	124998,20	0,00	1596411,00
	<i>between</i>		122087,40	0,00	1359611,00
	<i>within</i>		27112,55	-246250,80	381980,60
SOJA	<i>overall</i>	6698,75	35279,23	0,00	596658,00
	<i>between</i>		34614,57	0,00	517313,50
	<i>within</i>		6908,90	-120614,70	86043,25
CANA	<i>overall</i>	296,68	2316,42	0,00	42452,00
	<i>between</i>		2299,53	0,00	37619,33
	<i>within</i>		289,11	-6559,65	6480,18
EXT_MAD	<i>overall</i>	40769,77	119464,60	0,00	2988000,00
	<i>between</i>		111696,90	0,00	1764939,00
	<i>within</i>		42531,04	-935337,10	1263831,00
EXT_NMAD	<i>overall</i>	354,65	1419,75	0,00	32039,00
	<i>between</i>		1275,69	0,00	16541,17
	<i>within</i>		624,52	-15238,51	15852,49
SILV_MAD	<i>overall</i>	2671,30	47852,79	0,00	1825789,00
	<i>between</i>		30504,60	0,00	606931,20
	<i>within</i>		36882,93	-604259,90	1221529,00
DPOP	<i>overall</i>	21,54	115,87	0,11	2692,41
	<i>between</i>		115,68	0,13	2449,93
	<i>within</i>		7,57	-210,91	264,02
CR	<i>overall</i>	3,55E+06	9,96E+06	0,00	1,51E+08
	<i>between</i>		9,34E+06	0,00	1,13E+08
	<i>within</i>		3,48E+06	-4,07E+07	7,43E+07
FLO	<i>overall</i>	4335,08	12691,78	0,00	152235,10
	<i>between</i>		12696,76	0,00	150616,10
	<i>within</i>		212,87	992,28	8485,60

Fonte: a autora (2009).

Tabela 5 – Matriz de correlação para as variáveis do modelo

	DESM	Y	Y2	Y3	BOV	SOJA	CANA	EXT_MAD	EXT_NMAD	SILV_MAD	CR	DPOP	FLO
DESM	1,0000												
Y	0,0392	1,0000											
Y2	0,0093	0,8785	1,0000										
Y3	0,0007	0,7466	0,9627	1,0000									
BOV	0,3253	0,1507	0,0082	-0,0156	1,0000								
SOJA	0,0416	0,6084	0,4539	0,3278	0,0313	1,0000							
CANA	-0,0079	0,1006	0,0298	0,0054	0,0412	0,1572	1,0000						
EXT_MAD	0,2704	-0,0059	-0,0148	-0,0133	0,1191	-0,0104	-0,0069	1,0000					
EXT_NMAD	-0,0082	-0,0806	-0,0261	-0,0161	-0,0985	-0,0470	-0,0276	0,0589	1,0000				
SILV_MAD	0,0021	0,0276	0,0029	-0,0021	0,0083	-0,0021	-0,0054	0,1095	-0,0105	1,0000			
CR	0,0933	0,5348	0,3442	0,2311	0,2514	0,8108	0,1536	0,0439	-0,0582	0,0151	1,0000		
DPOP	-0,0319	-0,0261	-0,0172	-0,0124	-0,0802	-0,0291	-0,0161	-0,0381	0,0042	-0,0062	-0,0272	1,0000	
FLO	0,2128	-0,0182	-0,0208	-0,0175	0,0784	-0,0328	-0,0270	0,2244	0,0555	0,0574	-0,0273	-0,0563	1,0000

Fonte: a autora (2009).

3.5.2 Modelo econométrico

3.5.2.1 Modelo de dados em painel com dependência espacial

Primeiramente, será estimado o modelo econométrico para a CKA do desmatamento da Amazônia Legal, sem considerar os efeitos espaciais, com a seguinte especificação, na forma empilhada (modelo básico):

$$\text{DESM}_t = \alpha_1 + \alpha_2 Y_t + \alpha_3 Y_t^2 + \alpha_4 Y_t^3 + \beta_1 \text{BOV}_t + \beta_2 \text{SOJA}_t + \beta_3 \text{CANA}_t + \beta_4 \text{EXT_MAD}_t + \beta_5 \text{EXT_NMAD}_t + \beta_6 \text{SILV_MAD}_t + \beta_7 \text{DPOP}_t + \beta_8 \text{CR}_t + \beta_9 \text{FLO}_t + \tau D_t + \mu + u_t \quad (31.a)$$

ou, de forma resumida,

$$\text{DESM}_t = \alpha_1 + \alpha_2 Y_t + \alpha_3 Y_t^2 + \alpha_4 Y_t^3 + \mathbf{z}_t \beta_k + \tau D_t + \mu + u_t \quad (31.b)$$

A variável de interesse DESM e as variáveis explicativas estão relacionadas no Quadro 8. O subscrito t para o painel de dados corresponde ao ano observado $t=2001,2002,\dots,2006$, para cada um dos i municípios da região da Amazônia Legal mapeados pelo sistema PRODES/INPE, sendo $i = 1, 2, 3, \dots, 782$; \mathbf{z} corresponde ao vetor com k variáveis regressoras adicionais ao termo tradicional da CKA. Adicionalmente, μ são os efeitos individuais (relacionadas a características do município, praticamente invariantes no tempo, tais como topografia, áreas protegidas, distância a mercados, e outras), D_t é uma variável *dummy* anual para captar os efeitos temporais, u_t é o termo de erro aleatório, e $\alpha_{1,\dots,4}$ e $\beta_{1,\dots,9}$ são parâmetros a serem estimados. Os dados compõem um painel balanceado com 4692 observações.

O modelo sem correção para efeitos espaciais especificado acima (modelo básico – equação 31) será estimado pelo método de efeitos fixos e efeitos aleatórios, e por Mínimos Quadrados Ordinários com dados combinados (*pooled*). Os critérios de avaliação serão os testes de Breusch-Pagan, F e Hausman, como descritos na seção 3.3.

Conforme procedimento descrito na seção 3.3, os resultados para o modelo sem efeitos espaciais (modelo básico) serão usados para comparação com os modelos econométricos que incluem dependência espacial e heterogeneidade espacial, descritos a seguir. A matriz de

pesos espaciais W será escolhida com base na avaliação da autocorrelação espacial dos resíduos do modelo básico, seguindo o procedimento de Baumont (apud ALMEIDA, 2008), que sugere que a escolha da matriz espacial seja sobre aquela capaz de captar maiores efeitos espaciais nos resíduos (indicado pelo maior valor de I de Moran).

Os modelos de dados em painel com dependência espacial serão testados nas seguintes especificações, com base nas equações (21) a (25):

a) Modelo (1) de defasagem espacial:

$$DESM_t = \rho W_1 DESM_t + \alpha_1 + \alpha_2 Y_t + \alpha_3 Y_t^2 + \alpha_4 Y_t^3 + \mathbf{z}_t \beta_k + \tau D_t + \mu + u_t \quad (32)$$

em que $W_1 DESM_t$ é a variável dependente defasada pela matriz de pesos espaciais W_1 .

Tendo em vista a endogeneidade da variável defasada espacialmente $W_1 DESM$, esta especificação de modelo será estimada pelo estimador *within* com Mínimos Quadrados em Dois Estágios, utilizando como variáveis instrumentais as variáveis explicativas defasadas espacialmente pela matriz W_1 , conforme seção 3.3.

b) Modelo (2) de erro espacial:

$$\begin{aligned} DESM_t &= \alpha_1 + \alpha_2 Y_t + \alpha_3 Y_t^2 + \alpha_4 Y_t^3 + \mathbf{z}_t \beta_k + \tau D_t + \mu + u_t \\ u_t &= \lambda W_2 u_t + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (33)$$

em que $W_2 u_t$ é o termo de erro defasado espacialmente.

c) Modelo (3) regressivo cruzado espacial:

$$DESM_t = \alpha_1 + \alpha_2 Y_t + \alpha_3 Y_t^2 + \alpha_4 Y_t^3 + \mathbf{z}_t \beta_k + W_1 \mathbf{z}_t \gamma_k + \tau D_t + \mu + \varepsilon_t \quad (34)$$

em que $W_1 \mathbf{z}_t$ representa os transbordamentos espaciais da variáveis explicativas.

d) Modelo (4) de Durbin espacial:

$$DESM_t = \rho W_1 DESM_t + \alpha_1 + \alpha_2 Y_t + \alpha_3 Y_t^2 + \alpha_4 Y_t^3 + \mathbf{z}_t \beta_k + W_1 \mathbf{z}_t \gamma_k + \tau D_t + \mu + \varepsilon_t \quad (35)$$

Tendo em vista a endogeneidade da variável defasada espacialmente $W_1 DESM$, esta especificação de modelo será estimada pelo estimador *within* com Mínimos Quadrados em Dois Estágios, utilizando como variáveis instrumentais as variáveis explicativas defasadas

espacialmente pela matriz W_1 , e as variáveis defasadas espacialmente destas últimas (ou seja, as variáveis explicativas duas vezes defasadas espacialmente).

e) Modelo (5) com defasagem espacial do erro e transbordamentos espaciais:

$$\begin{aligned} \text{DESM}_t &= \alpha_1 + \alpha_2 Y_t + \alpha_3 Y_t^2 + \alpha_4 Y_t^3 + \mathbf{z}_t \beta_k + W_1 \mathbf{z}_t \gamma_k + \tau D_t + \mu + u_t \\ u_t &= \lambda W_2 u_t + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (36)$$

Ainda conforme procedimento descrito na seção 3.3, os resultados dos modelos de dados em painel com dependência espacial serão avaliados com base na remoção da autocorrelação espacial dos resíduos dos cortes cruzados de cada ano de observação, e, dentre os modelos que atenderem este critério, será escolhido que se ajusta melhor aos dados observados, com base no Critério de Informação de Akaike (menor AIC).

3.5.2.2 Modelo de dados em painel com dependência espacial – Regimes Espaciais

A respeito da Amazônia Legal, vários autores (FERREIRA e SALATI, 2005; BECKER, 2005; PRATES, 2008; AGUIAR et al., 2007; TRANCOSO et al., 2005) são unânimes em destacar a heterogeneidade da região, abrangendo vários atores, usos da terra e sistemas produtivos.

Além de ser considerada por meio da variação no intercepto no caso da estimação por efeitos fixos, a heterogeneidade espacial pode ser considerada no modelo ao se admitir regimes espaciais distintos. Cada regime espacial representa a resposta ao fenômeno em estudo (no caso, o desmatamento) de um subconjunto dos dados, definidos por um critério geográfico. Assim, os coeficientes (tanto intercepto quanto inclinação) podem variar conforme o regime espacial (ALMEIDA, 2008).

Os diferentes regimes espaciais são indicados por uma variável categórica discreta que assume os valores $1, \dots, m$. Segundo Anselin (1990), a estabilidade estrutural do modelo de regimes espaciais pode ser avaliada por meio do teste de Chow espacial, que compara a soma dos quadrados dos resíduos da regressão que utiliza coeficientes globais para todo o conjunto de dados (modelo restrito - R) com a soma dos quadrados dos resíduos da regressão que utiliza coeficientes distintos para os subconjuntos dos dados (modelo irrestrito - IR):

$$Ch = \left\{ \frac{(\varepsilon'_R \varepsilon_R - \varepsilon'_{1R} \varepsilon_{1R})/k}{\varepsilon'_{1R} \varepsilon_{1R}/(n-2k)} \right\} \sim F_{k, n-2k} \quad (37)$$

Na literatura, Aguiar et al. (2007) especificaram um modelo *LUCC* com abordagem econométrico-espacial para a Amazônia Brasileira dividindo-a em três macrozonas (Arco do Povoamento Adensado, Amazônia Central e Amazônia Ocidental), e encontraram resultados que sustentam a hipótese de que os fatores que determinam o desmatamento atuam diferentemente conforme a região geográfica analisada. Em resumo, os autores detectaram não-estacionariedade espacial relacionada aos três regimes espaciais definidos no estudo.

Prates (2008), a partir de uma abordagem de painel de dados tradicional (sem considerar variáveis relacionadas à dependência espacial), também detectou heterogeneidade espacial ao subdividir o conjunto de dados da Amazônia Legal e compor um painel para cada estado. A heterogeneidade espacial é tão evidente que é expressa no título do trabalho com a expressão “desmatamento desigual”.

O presente trabalho pretende avaliar a heterogeneidade espacial dos parâmetros por meio da definição de regimes espaciais distintos no modelo geral da CKA definido na seção anterior. Serão testadas três diferentes formas de regimes espaciais:

- a) baseado nas três macrozonas da Amazônia Legal (Arco do Povoamento Adensado, Amazônia Central, e Amazônia Ocidental, conforme ilustrado no Mapa 3), referente ao trabalho de Aguiar et al. (2007); e
- b) baseado nas unidades da Federação que compõem a Amazônia Legal (nove estados), referente ao trabalho de Prates (2008).

Será estimado um modelo da CKA do desmatamento para cada um dos subconjuntos de dados, utilizando a metodologia descrita para painel de dados com dependência espacial. Os modelos serão avaliados quanto à instabilidade estrutural pelo teste de Chow espacial, e serão comparados pelo critério de informação de Akaike.

3.5.2.3 Regressões Ponderadas Geograficamente

No extremo, a heterogeneidade espacial pode se expressar por meio de coeficientes específicos para cada unidade geográfica, no caso deste estudo, para cada município. A metodologia empregada, nesse caso, é a de Regressões Ponderadas Geograficamente – RPG, descrita na seção 3.4.

O software a ser utilizado é o GWR3.0, que possibilita a estimação de RPG para seção de corte cruzado. Não se tem disponível ferramenta para incorporar a dimensão temporal na estimação. Considerando essa limitação, busca-se alternativamente a eliminação dos efeitos individuais fixos invariantes no tempo por meio da estimação da CKA para os dados transformados pela diferença dos valores de 2006-2001.

Considerando as características dos municípios da região, que, em virtude das diferenças em suas dimensões, se apresentam desigualmente distribuídos na região (menor densidade de dados na porção centro e oeste; e maior densidade de dados na porção sul e leste), as seguintes condições para o modelo de RPG foram definidas (ver seção 3.4): o tipo de Kernel é o adaptativo, com forma biquadrada, e a seleção da largura de banda é feita considerando a minimização do AIC, e todos os pontos de regressão são utilizados.

Os resíduos do modelo RPG serão avaliados quanto à presença de autocorrelação espacial; caso presente, o modelo deve incorporar o tratamento para a dependência espacial na forma diagnosticada pelo procedimento de Anselin (1995, apud ALMEIDA, 2008) descrito na seção 3.4. Pretende-se, assim, resolver todos os problemas de identificação do modelo decorrentes de má-especificação, citadas no início deste capítulo.

4 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS

Este capítulo tem o objetivo de analisar a variável relativa ao incremento anual da área desmatada (em km²) dos municípios da Amazônia Legal, e sua distribuição espacial. Busca-se verificar a influência de efeitos espaciais do desmatamento em um município sobre seus vizinhos, identificar padrões de autocorrelação espacial, *outliers* e *clusters* espaciais. Adicionalmente, busca-se verificar a existência de padrões espaciais na relação entre a variável relativa ao desmatamento e ao PIB *per capita* municipal, pois este estudo contempla a abordagem da CKA.

Com base na seção 3.2, a escolha da matriz de pesos espaciais seguiu o procedimento de Baumont (apud ALMEIDA, 2008) adaptado para comparar o *I* de Moran obtidos com o uso das matrizes de ponderação espacial baseadas na distância, distância inversa, distância inversa ao quadrado, matrizes de contigüidade (torre e rainha), além das matrizes de *k*-vizinhos. Os resultados indicaram que, para todos os períodos analisados (2001 a 2006), os maiores valores de *I* de Moran foram obtidos com a matriz de contigüidade torre, indicando que a autocorrelação espacial da variável desmatamento anual é melhor captada com o uso desta matriz de pesos espaciais.

4.1 DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO DESMATAMENTO E DO PIB *PER CAPITA* MUNICIPAL

Esta seção apresenta o padrão de distribuição espacial da área desmatada anual e sua relação com o PIB *per capita* municipal.

O Mapa 6 ilustra a distribuição espacial do incremento da área desmatada nos municípios da Amazônia Legal, no período de 2001 a 2006. Observa-se que o padrão de distribuição espacial é bastante semelhante em todos os períodos.

Observa-se pelo Mapa 6 que grande parte dos municípios da Amazônia permanece com área desmatada igual a zero (127 municípios em 2001 e 122 em 2006), enquanto alguns,

concentrados nos estados de Mato Grosso, Pará, Rondônia e Maranhão, possuem os maiores valores para a área desmatada anual.

Em 2001, o aumento médio da área desmatada municipal situa-se em 83,6 km². Neste ano, os municípios que mais desmataram foram Paragominas/PA (4673,2 km²), Zé Doca /MA (1932,0 km²), Turiaçu/MA (1810,9 km²), São Félix do Xingu/PA (1694,4 km²), e Pedro do Rosário/MA (1632,1 km²). Municípios com área desmatada total igual a zero somam 127.

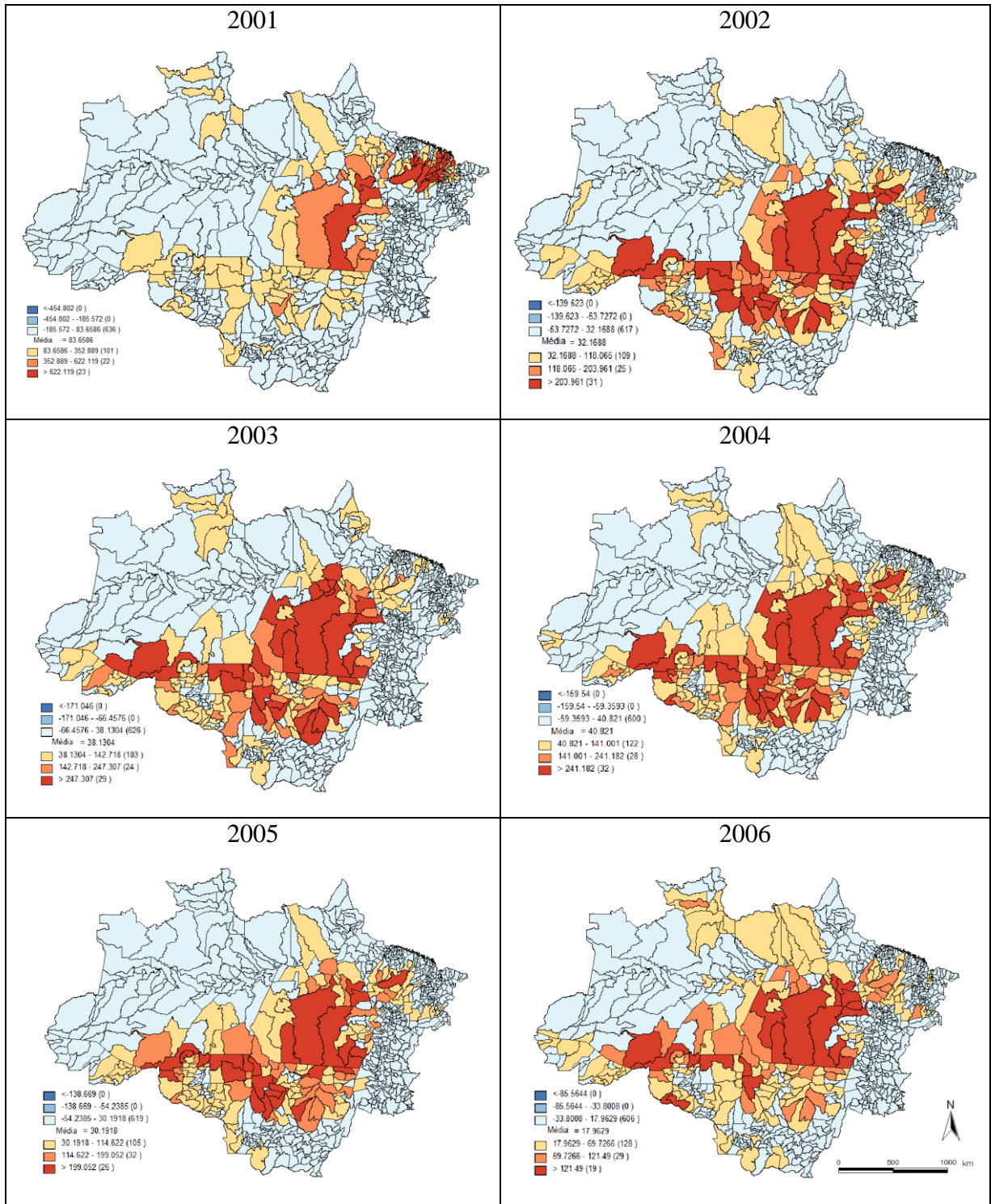
Em 2002, o aumento médio da área desmatada municipal situa-se em 32,15 km². Os municípios com maior área desmatada naquele ano foram: São Félix do Xingu/PA (1265,5 km²), Altamira /PA (671,4 km²), Novo Progresso/PA (651,9 km²), Tapurah/MT (600,3 km²), e Rondon do Pará/PA (468,0 km²). Municípios com área desmatada total igual a zero somam 125.

Em 2003, o aumento médio da área desmatada municipal situa-se em 38,11 km². Naquele ano, os municípios que tiveram maior área desmatada foram: São Félix do Xingu/PA (1317,7 km²), Brasil Novo/PA (1067,0 km²), Uruará/PA (799,2 km²), Medicilândia/PA (688,0 km²), e Altamira/PA (652,2 km²). Municípios que permanecem com área desmatada igual a zero são 122.

Em 2004, o aumento médio da área desmatada municipal situa-se em 40,79 km². Os municípios que mais desmatam permanecem os mesmos do período anterior: São Félix do Xingu/PA (1214,2 km²), Porto Velho/RO (795,3 km²), Novo Progresso/PA (776,6 km²), Altamira/PA (708,2 km²), Colniza/MT (584,5 km²). Municípios que permanecem com área desmatada igual a zero continuam sendo 122.

Em 2005, o aumento médio da área desmatada municipal situa-se em 30,17 km². Os municípios com maior aumento da área desmatada são: São Félix do Xingu/PA (1404,3), Porto Velho/RO (645,7), Cumaru do Norte/PA (580,8), Altamira/PA (541,1) e Colniza/MT (517,4). Municípios que permanecem com área desmatada igual a zero continuam sendo 122.

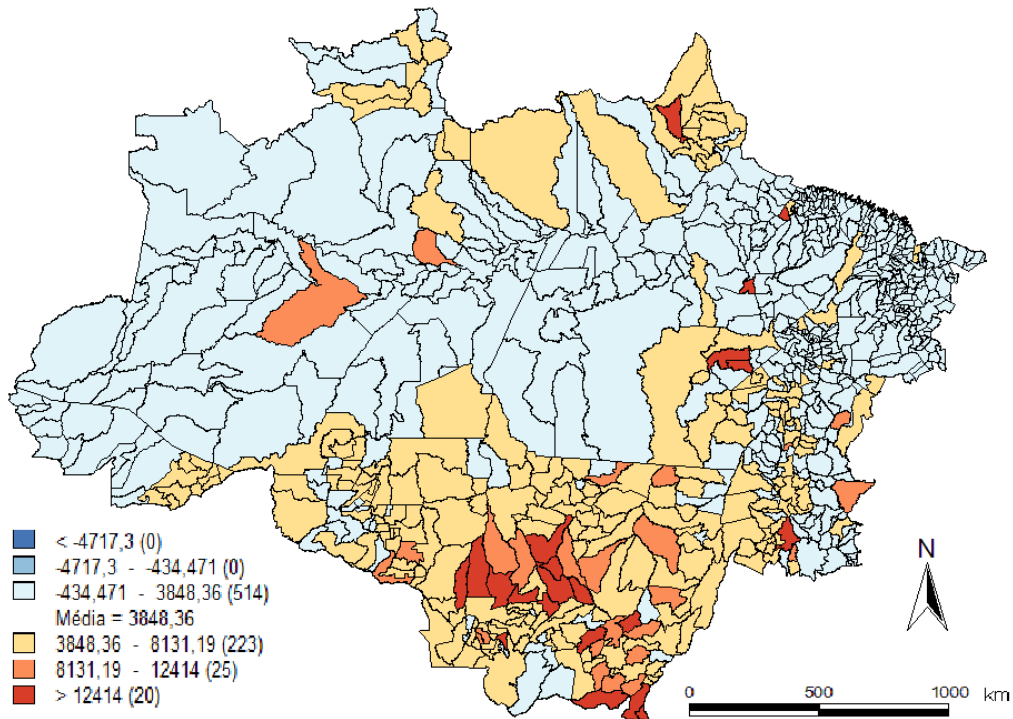
Em 2006, a área desmatada média municipal situa-se em 17,96 km². Os municípios com maior desmatamento naquele ano são: São Félix do Xingu/PA (870,0 km²), Novo Repartimento/PA (455,5 km²), Porto Velho/RO (429,5 km²), Altamira/PA (326,1 km²) e Novo Progresso/PA (300,3 km²). Municípios que permanecem com área desmatada igual a zero continuam sendo 122.



Mapa 6 – Distribuição espacial (em desvio-padrão) do incremento anual da área desmatada dos municípios da Amazônia Legal, 2001-2006

Fonte: a autora (2009).

O Mapa 7 apresenta a distribuição espacial do PIB *per capita* municipal para a região. Observa-se um padrão espacial diferente daquele encontrado nos mapas do Mapa 6, indicando que não necessariamente os municípios mais ricos são os que mais desmatam. Para a avaliação desta relação, veja seção 4.3.



Mapa 7 – Distribuição espacial (em desvio-padrão) do PIB *per capita* dos municípios da Amazônia Legal, 2006

Fonte: a autora (2009).

4.2 AUTOCORRELAÇÃO ESPACIAL GLOBAL

A Tabela 6 apresenta os resultados das estatísticas do I de Moran e c de Geary para o incremento anual da área desmatada municipal, calculadas sob o pressuposto da permutação (999 interações). Não foi possível calcular a estatística G de Getis-Ord, dado o considerável número de municípios com valores de área desmatada igual a zero.

Conforme mostra a Tabela 6, há indicação de autocorrelação espacial global para todos os períodos estudados, em ambos os indicadores, com rejeição da hipótese nula de

aleatoriedade espacial, com exceção do indicador c de Geary para o ano de 2006. Os valores positivos do I de Moran indicam um padrão de autocorrelação espacial positiva, ou seja, um padrão de concentração, em que municípios com altos valores de área desmatada em determinado ano situam-se próximos a municípios com alto desmatamento, e baixos valores de área desmatada situam-se perto de municípios com baixo desmatamento, o que está de acordo com a literatura (Margulis, 2003). Os valores do c de Geary situam-se entre 0 e 1, o que também indica um padrão de autocorrelação espacial positiva.

Tabela 6 – Indicadores de autocorrelação espacial global do incremento anual da área desmatada municipal, 2001-2006

Ano	Indicador	Coefficiente	p -valor
2001	I de Moran	0,4327	0,001
	c de Geary	0,6295	0,001
2002	I de Moran	0,4497	0,001
	c de Geary	0,8199	0,001
2003	I de Moran	0,5029	0,001
	c de Geary	0,6873	0,001
2004	I de Moran	0,5187	0,001
	c de Geary	0,7869	0,001
2005	I de Moran	0,4649	0,001
	c de Geary	0,8445	0,003
2006	I de Moran	0,4132	0,001
	c de Geary	0,9366	0,214

Fonte: a autora (2009).

O diagrama de dispersão de Moran, que relaciona a variável área desmatada anual e a variável relativa à sua defasagem espacial, permite visualizar a distribuição dos dados nos quatro quadrantes: Alto-Alto (AA), Alto-Baixo (AB), Baixo-Baixo (BB) e Baixo-Alto (BA). O Gráfico 5 apresenta os diagramas de dispersão de Moran para os anos de 2001 a 2006. A inclinação positiva da reta confirma o predomínio dos padrões de concentração AA e BB.

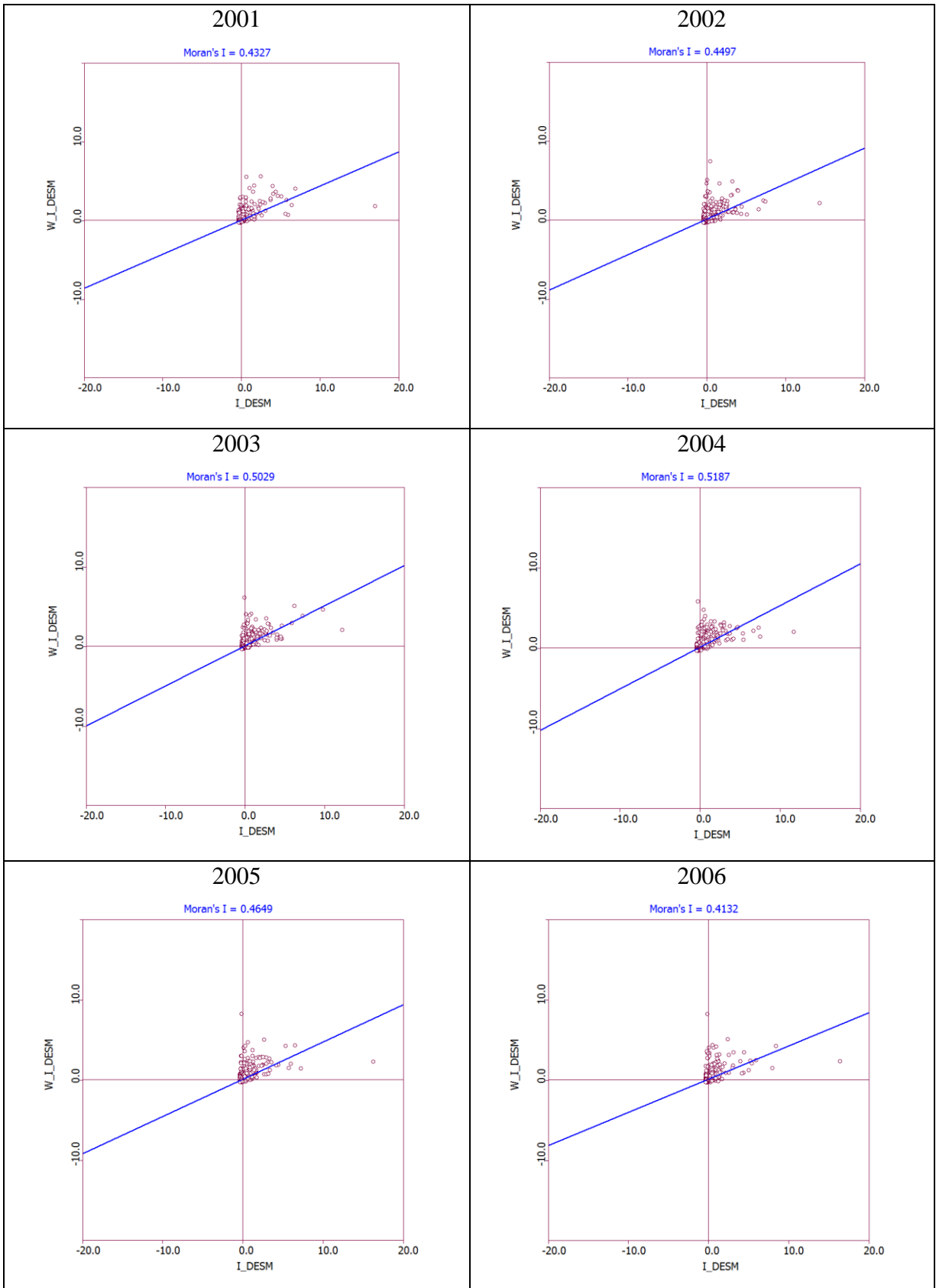


Gráfico 5 – Diagrama de dispersão de Moran para o incremento anual da área desmatada dos municípios da Amazônia Legal, 2001-2006

Fonte: a autora (2009).

O indicador de autocorrelação espacial global I de Moran e o diagrama de dispersão de Moran podem ser aplicados a uma análise bivariada. A Tabela 7 apresenta o valor do coeficiente de I de Moran bivariado para a área desmatada (representado na forma de sua defasagem espacial) e o PIB *per capita* municipal, calculado pelo pressuposto da permutação. O Gráfico 6 apresenta o diagrama de dispersão de Moran bivariado correspondente.

Os resultados da Tabela 7 indicam que, com exceção do ano de 2001, existe autocorrelação espacial entre a área desmatada anual no município e o PIB *per capita*, considerando um nível de significância de 5%. O padrão de autocorrelação espacial é positivo, ou seja, um município com alto PIB *per capita* está rodeado por municípios com áreas desmatadas elevadas, enquanto que municípios com baixo PIB *per capita* estão rodeados por municípios com baixo desmatamento no período. A intensidade desta associação, entretanto, é menor que para a análise univariada, pois os valores do coeficiente de I de Moran são mais baixos, mais distantes de 1. Esse fato é corroborado pela observação dos diagramas de dispersão de Moran apresentados no Gráfico 6, que apresentam retas com inclinação positiva, porém menor.

Tabela 7 – Coeficiente I de Moran bivariado: área desmatada anual x PIB *per capita* municipal, 2001-2006

Ano	I de Moran	p -valor
2001	-0,0112	0,999
2002	0,1138	0,034
2003	0,1073	0,001
2004	0,1379	0,001
2005	0,1070	0,001
2006	0,0548	0,001

Fonte: a autora (2009).

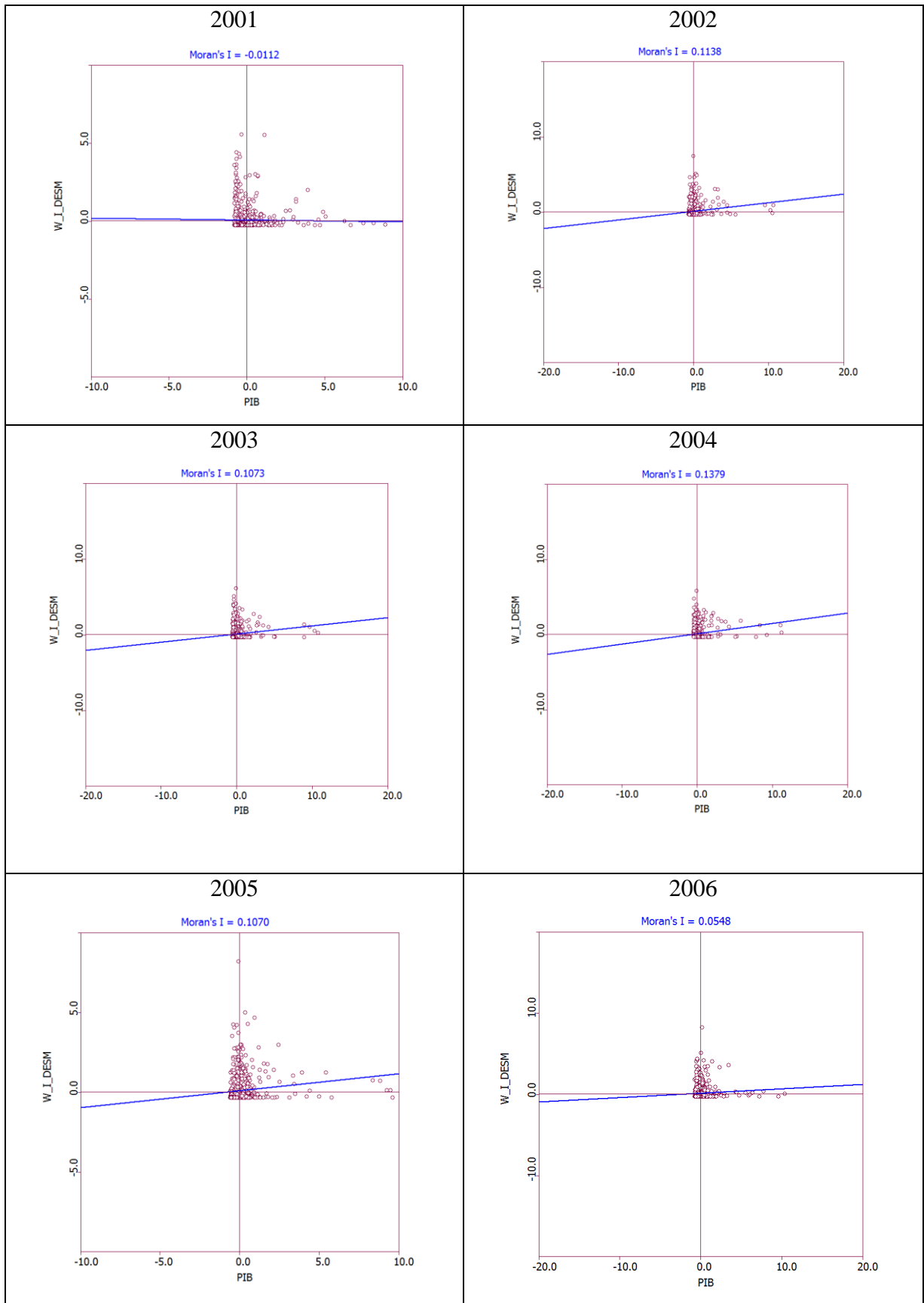


Gráfico 6 – Diagrama de dispersão de Moran bivariado para a área desmatada anual e o PIB *per capita* dos municípios da Amazônia Legal, 2001-2006

Fonte: a autora (2009).

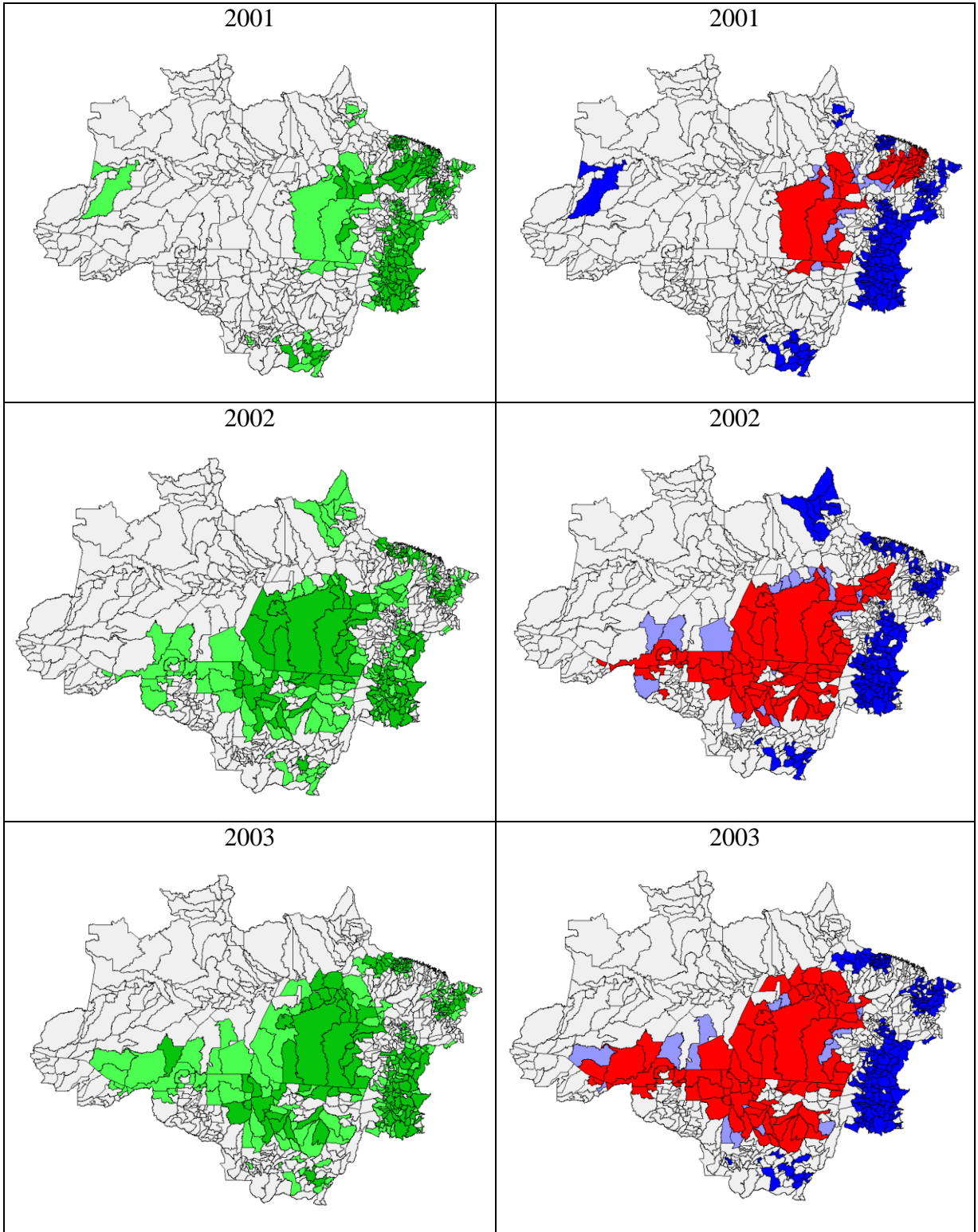
4.3 AUTOCORRELAÇÃO ESPACIAL LOCAL

Para verificar se existem padrões de associação espacial localizados (*clusters*) para o incremento anual da área desmatada dos municípios amazônicos, foi calculado o *I* de Moran local (LISA), apresentado nos mapas de significância e mapas de *clusters* do Mapa 8.

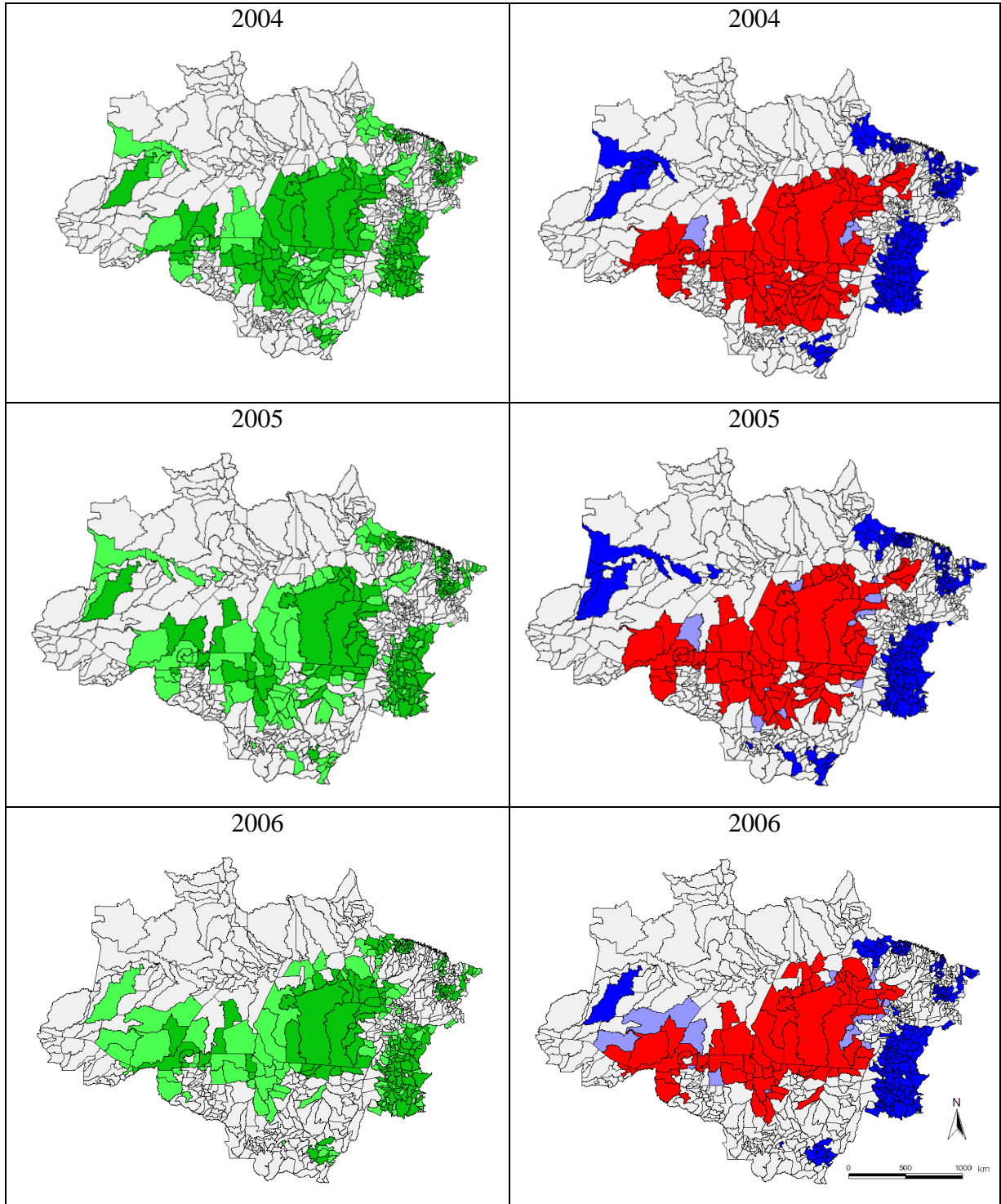
Em primeiro lugar, nota-se no Mapa 8 uma grande semelhança entre os mapas de *clusters* de todos os períodos. O padrão de associação local para o desmatamento mais evidente, para todos os períodos analisados, encontra-se principalmente na região denominada “Arco do Povoamento Adensado” (faixa que se estende de sudoeste a nordeste, abrangendo parte dos estados de Rondônia, Mato Grosso, Maranhão e parte do Pará) e Amazônia Central. Este padrão de associação local é do tipo Alto-Alto (indicado pela cor vermelha), ou seja, municípios com elevados valores de área desmatada estão circundados por municípios que também apresentam alto desmatamento.

Outros padrões de associação local podem ser também observados: alguns municípios próximos ao *cluster* Alto-Alto apresentam padrão Baixo-Alto (indicado pela cor azul-clara), ou seja, são municípios com baixos valores de desmatamento próximos a municípios com maior área desmatada no ano. Nas porções do extremo oeste do estado do Amazonas e norte do Pará, Tocantins e porção oriental do estado do Maranhão encontram-se padrões de associação local do tipo Baixo-Baixo (indicado pela cor azul escuro), ou seja, são municípios com baixos valores de área desmatada rodeados por municípios com pouco desmatamento também.

Uma análise semelhante pode ser feita para o contexto bivariado. Os mapas de significância LISA e os mapas de *clusters* para a área desmatada e o PIB *per capita* municipal são apresentados no Mapa 9.

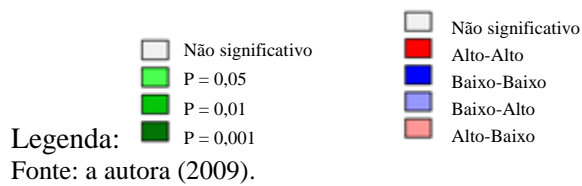


(continua)



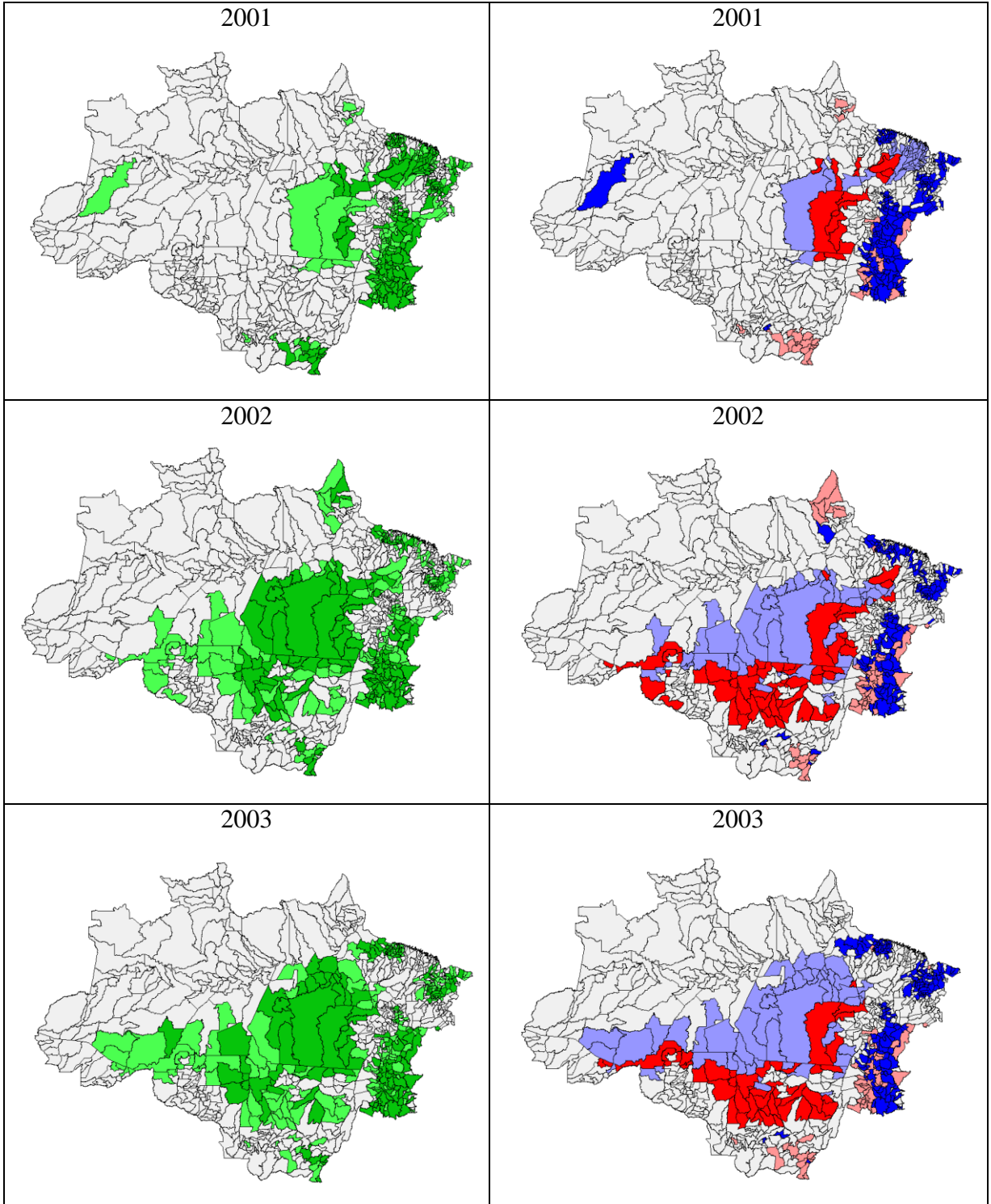
Mapa 8 – Mapas de significância LISA e mapas de *clusters* para a área desmatada anual dos municípios da Amazônia Legal, 2001-2006

(conclusão)

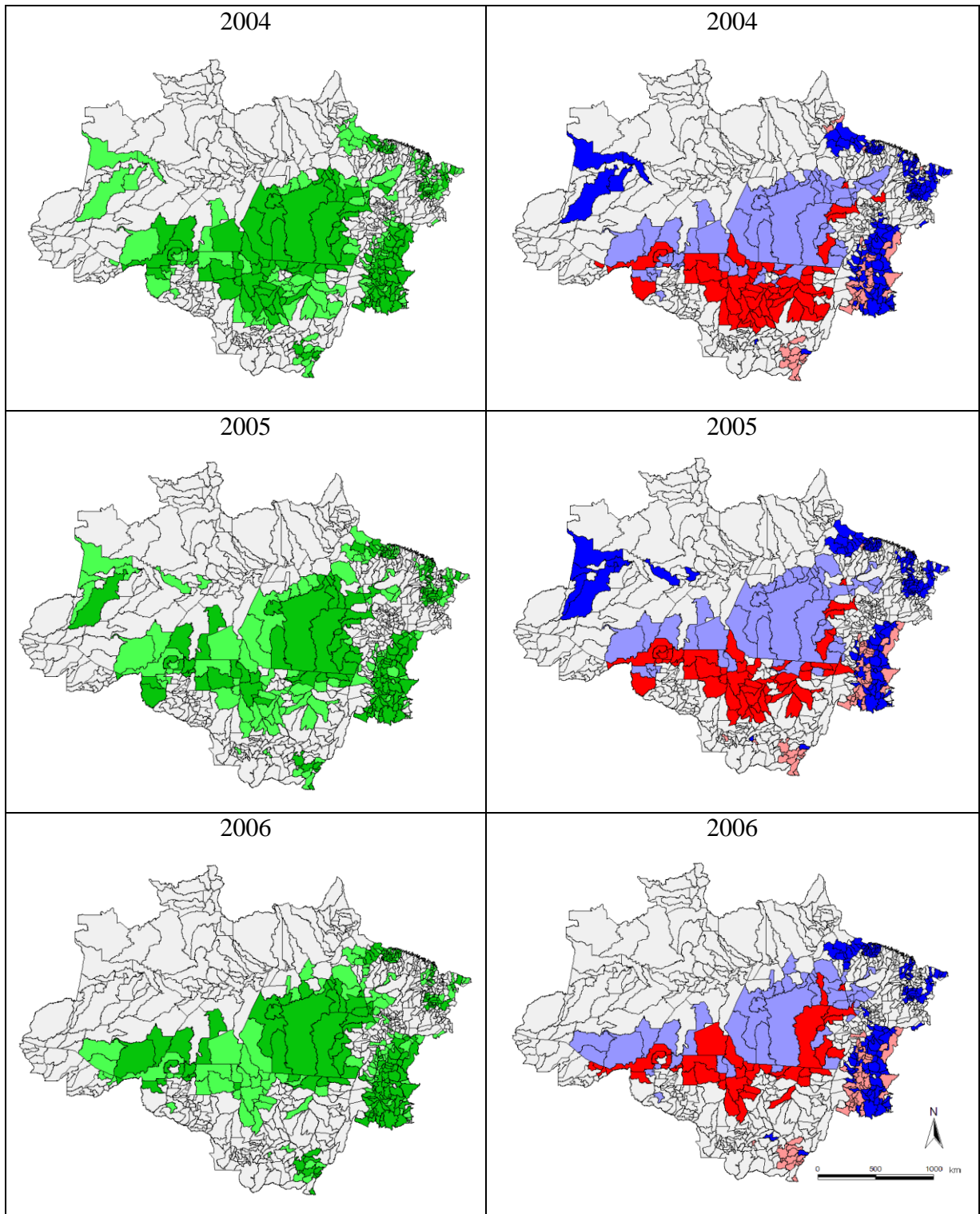


O Mapa 9 mostra que, no contexto bivariado, os padrões de associação local são mais diversos que no contexto univariado, para todos os períodos analisados. O grande *cluster* do desmatamento do Mapa 8 apresenta, no Mapa 9, dois padrões distintos de relação com o PIB *per capita*: 1) a porção que abrange o estado do Mato Grosso e sudeste do Pará apresenta um padrão de associação local Alto-Alto, ou seja, os municípios com alto PIB *per capita* são vizinhos de municípios com alto desmatamento; e 2) o restante do estado do Pará e Amazonas apresentam padrões de associação local Baixo-Alto, ou seja, municípios com menores valores para o PIB *per capita* são rodeados por municípios com alto desmatamento. Observa-se também, nos estados de Amapá e Tocantins, o padrão de associação Alto-Baixo, ou seja, municípios com valores mais elevados de PIB *per capita* (provavelmente a capital, no caso do Amapá) estão próximos a municípios com baixo desmatamento. E, por fim, o padrão Baixo-Baixo (menores valores de PIB *per capita* vizinhos de menores áreas desmatadas) pode ser observado: no extremo oeste do estado do Amazonas, norte do Pará, parte do Maranhão e porção central de Tocantins.

Os diversos padrões de associação local encontrados na análise bivariada (área desmatada anual e PIB *per capita*) sinalizam a existência de diferentes regimes espaciais, talvez diferentes formas funcionais para a CKA, fato que será levado em consideração nas estimações dos modelos econométricos.

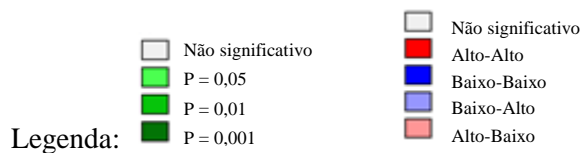


(continua)



Mapa 9 – Mapas de significância LISA e mapas de *clusters* para a área desmatada anual e o PIB *per capita* dos municípios da Amazônia Legal, 2001-2006

(conclusão)



Legenda:

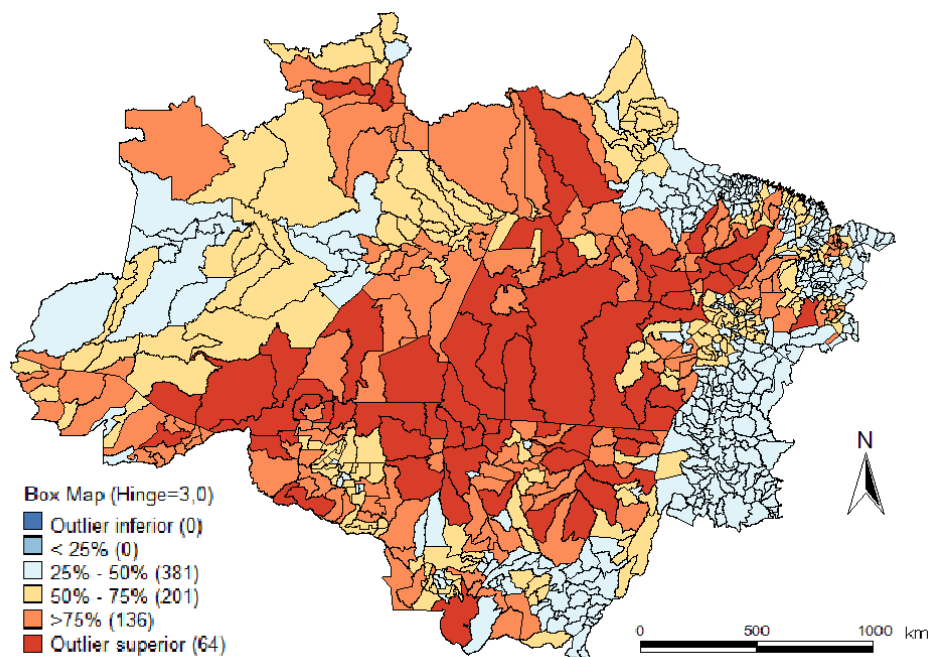
Fonte: a autora (2009).

4.4 OUTLIERS ESPACIAIS

Este tópico trata da detecção de *outliers* espaciais, ou seja, aquelas observações cujo padrão de autocorrelação espacial destoa muito do restante das observações. As técnicas utilizadas são o diagrama de dispersão de Moran e o *boxmap*.

Com base na ferramenta do *boxmap*, com *hinge* de 3,0, foram detectados como *outliers* para a área desmatada anual 72 municípios em 2001, 75 municípios em 2002, 69 municípios em 2003, 77 municípios em 2004 e 2005, e 64 municípios em 2006. Foram identificados apenas *outliers* superiores, sendo o número de *outliers* inferiores igual a zero, para todos os períodos. Com base na semelhança apresentada na distribuição espacial dos dados para todos os períodos de análise, é apresentado no Mapa 10 o *boxmap* apenas para o ano de 2006. Pode ser observado, neste mapa, que os *outliers* superiores situam-se na região do Arco do Povoamento Adensado e na Amazônia Central.

Por meio do diagrama de dispersão de Moran para os anos de 2001 a 2006 apresentados no Gráfico 5, observa-se que as observações que se destacam da massa de dados são, na verdade, pontos de alavancagem, e não propriamente *outliers* espaciais. Essas observações reforçam o padrão de concentração espacial observado.



Mapa 10 – *Boxmap*: área desmatada, 2006
Fonte: a autora (2009).

5 MODELOS ECONOMÉTRICOS: ESTIMAÇÃO E ANÁLISE

Este capítulo apresenta os modelos econométricos estimados para o desmatamento da Amazônia Legal sob o enfoque da CKA. Na primeira parte (seção 5.1.1) são avaliados os modelos econométricos que consideram toda a região da Amazônia Legal (sem distinção de regimes espaciais), com e sem controle para efeitos não-observados e dependência espacial. Os objetivos são avaliar se um modelo de dados em painel com dependência espacial ajusta-se melhor à estimação da CKA do desmatamento, e quais variáveis adicionais são importantes para a explicação do processo de desmatamento na região amazônica. Nas seções seguintes serão avaliados os modelos econométricos que consideram a heterogeneidade espacial dos parâmetros, por meio de regimes espaciais distintos (seção 5.1.2 e subseções) e regressões ponderadas geograficamente (seção 5.2).

5.1 MODELOS DE DADOS EM PAINEL COM DEPENDÊNCIA ESPACIAL

5.1.1 Modelos de dados em painel com dependência espacial para a Amazônia Legal

Esta seção apresenta as equações estimadas para o conjunto de dados relativo aos 782 municípios da Amazônia Legal, monitorados pelo sistema Prodes (INPE) para detecção do incremento anual da área desmatada na região, abrangendo o período de 2001 a 2006. Os modelos estimados são os relacionados na seção 3.5.2.1, a saber: (0) modelo sem correção para dependência espacial, (1) modelo de defasagem espacial, (2) modelo de erro espacial, (3) modelo regressivo cruzado espacial, (4) modelo de Durbin espacial, e (5) modelo de erro espacial e transbordamentos espaciais.

O modelo (0) sem correção para dependência espacial, considerado o modelo-base, foi estimado por: 1) MQO com os dados combinados (*pooled OLS*); 2) considerando efeitos aleatórios em dados em painel por meio de MQGE; e, 3) considerando efeitos fixos por meio do estimador *within*. A Tabela 8 apresenta os resultados obtidos para estas estimações, bem como os resultados para os testes de Breusch-Pagan, *F* e Hausman.

De acordo com estes resultados, o modelo que considera efeitos não-observados mostra-se mais adequado do que o estimado por MQO: o teste de Breusch-Pagan para efeitos não-observados apresenta-se significativo, assim, rejeita-se a hipótese nula de que a variância dos efeitos não-observados é zero. Nesse caso, ao não considerar os efeitos não-observados, as estimativas por MQO são inconsistentes e enviesadas. Também o modelo estimado por efeitos fixos é preferível ao modelo de dados combinados estimado por MQO: o resultado do teste F indica que deve ser rejeitada a hipótese nula que as restrições de interceptos iguais são corretas.

O modelo de efeitos aleatórios foi comparado ao modelo estimado por efeitos fixos por meio do teste de Hausman (parte inferior da Tabela 8). A hipótese nula do teste de que não há diferença sistemática nos coeficientes estimados pelos dois métodos (e, portanto, as estimativas por efeitos aleatórios seriam consistentes), é rejeitada com 1% de significância. Assim, o modelo estimado por efeitos fixos é favorecido, em detrimento do modelo que considera efeitos aleatórios. Além disso, quando comparado com o modelo estimado por MQO, o modelo estimado por efeitos fixos apresenta um menor valor para o critério de informação de Akaike (10928 contra 5199, respectivamente), indicando um melhor ajuste deste último modelo. Este resultado está de acordo com o esperado, pois muitos dos determinantes do desmatamento são características peculiares ao município e praticamente invariantes no período de estudo, tais como potencial agropecuário do solo (SILVA, 2006), pluviosidade (CHOMITZ e THOMAS, 2003), áreas protegidas (TRANCOSO et al., 2005; FERREIRA et al., 2005, VITEL et al., 2009), distância de mercados (PFAFF, 1999).

Os seguintes resultados são obtidos com o modelo estimado por efeitos fixos: as variáveis relativas ao rebanho bovino (*BOV*), soja (*SOJA*), crédito rural (*CR*) e extração de produtos madeireiros (*EXT_MAD*) são significativas e apresentam os coeficientes com o sinal esperado (positivo). A variável relativa à área de floresta anterior (*FLO*) é também significativa e positivamente correlacionada ao incremento anual do desmatamento, indicando que o desmatamento anual é maior onde há maior área de floresta pré-existente. A relação entre desmatamento anual e PIB *per capita* municipal (Y , Y_2 , Y_3) não é significativa, não se verificando, portanto, a hipótese da CKA no âmbito da Amazônia Legal para o período em estudo. Todas as variáveis *dummies* temporais se apresentaram significativas e com sinal negativo em relação ao ano de 2001.

Uma variável *dummy* foi incluída para captar os efeitos dos *outliers* superiores, que, na verdade, como foi mostrado pelos resultados da AEDE, são pontos de alavancagem, isto é, reforçam o padrão de desmatamento observado. Em todos os modelos, esta variável mostrou-se significativa.

Quanto à identificação do modelo, cumpre-se a primeira hipótese que assume que o termo de erro não está correlacionado com as variáveis explicativas (equação 9, seção 3.3). A tabela com os valores de correlação entre os resíduos do modelo estimado por efeitos fixos e as variáveis explicativas é apresentada no Apêndice A (Tabela A.1): para todas as variáveis o valor da correlação é zero, indicando que não há problemas de endogeneidade com as variáveis explicativas consideradas até o momento.

Tabela 8 – Resultados dos modelos estimados para a Amazônia Legal (sem correção para dependência espacial)

Variável	Coefficientes estimados por MQO	Coefficientes estimados por efeitos aleatórios	Coefficientes estimados por efeitos fixos
constante	49,3231***	43,9638***	-1450,9080***
Y	-0,0037***	-0,0006	0,0001
Y2	1,49E-07***	5,75E-08	7,49E-09
Y3	-1,30E-12**	-5,34E-13	-7,98E-14
BOV	1,55E-04***	1,09E-04***	9,08E-04***
SOJA	1,01E-04	-5,06E-05	1,20E-03**
CANA	1,58E-04	1,91E-04	-3,51E-04
EXT_MAD	1,45E-04***	1,72E-04***	1,65E-04***
EXT_NMAD	2,19E-05	1,40E-04	-2,93E-04
SILV_MAD	-6,02E-05*	-6,32E-05*	7,06E-06
DPOP	9,97E-03	8,97E-03	-3,58E-02
CR	-2,65E-07	-2,33E-08	6,22E-07*
FLO	8,02E-04***	8,59E-04***	3,23E-01***
OUTLIER	243,3816***	244,7520***	203,2089***
D2002	-52,8469***	-53,8463***	-33,9613***
D2003	-45,7166***	-46,9970***	-24,6319***
D2004	-45,6004***	-46,8020***	-22,1579***
D2005	-56,8358***	-57,4293***	-21,6843***
D2006	-64,5606***	-65,0956***	-7,2338***
AIC	10928		5199
R ² ajustado			0,6699
Teste de Breusch-Pagan		86,46***	
Teste <i>F</i>			5,4890***
Teste de Hausman			2117,21***

Fonte: a autora (2009).

*: *p*-valor <0,10; **: *p*-valor <0,05; ***: *p*-valor <0,01.

A importância da estimação dos modelos com correção para a dependência espacial foi detectada por meio da análise dos resíduos do modelo-base estimado por efeitos fixos. O teste de I de Moran indicou a presença de autocorrelação espacial nos resíduos de todos os anos analisados. Assim, mostra-se relevante a estimação de modelos com correção para a dependência espacial encontrada nos resíduos. Devido à não-normalidade dos resíduos indicada pelo teste de Jarque-Bera para o modelo-base estimado para cada ano separadamente, o modelo de erro espacial será estimado por MGM, e não por máxima verossimilhança. Além disso, o teste de Koenker-Bassett para avaliação de heterocedasticidade indica a presença desta para todos os anos; assim todos os modelos são estimados com correção da matriz de White.

Para os modelos espaciais, inicialmente, são geradas as variáveis defasadas espacialmente por meio da operação da matriz de pesos espaciais sobre as variáveis dependente, explicativas e resíduos da regressão por efeitos fixos. Com base na seção 3.3, a escolha da matriz de pesos espaciais seguiu o procedimento de Baumont (apud ALMEIDA, 2008) para comparar os valores de I de Moran obtidos com o uso das matrizes de ponderação espacial baseadas na distância, distância inversa, distância inversa ao quadrado, matrizes de contigüidade (torre e rainha), além das matrizes de k -vizinhos. Os resultados indicaram que a autocorrelação espacial dos resíduos da regressão é melhor captada com as matrizes torre e k -vizinhos igual a 2 (para as quais foram obtidos os maiores valores de I de Moran), para os períodos analisados (2001 a 2006). Assim, as variáveis dependente e explicativas foram defasadas espacialmente com a matriz de pesos espaciais torre (indicada como $W1$ nas equações 31 a 35, seção 3.5.2.1), enquanto os resíduos da regressão foram defasados espacialmente com a matriz de pesos espaciais de k -vizinhos igual a 2 (indicada como $W2$ nas equações supracitadas).

O Quadro 9 apresenta os resultados qualitativos das estimações de (1) modelo de defasagem espacial, (2) modelo de erro espacial, (3) modelo regressivo cruzado espacial, (4) modelo de Durbin espacial e (5) modelo de erro espacial e transbordamentos espaciais. Os resultados numéricos são apresentados na Tabela A.2 do Apêndice A.

Variável	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)	Modelo (5)
ρ	ns			ns	
λ	ns	+			+
constante	-	-	-	ns	-
Y	ns	ns	ns	ns	ns
Y2	ns	ns	ns	+	+
Y3	ns	ns	ns	-	-
BOV	+	+	+	ns	+
SOJA	ns	+	ns	ns	ns
CANA	ns	-	ns	ns	ns
EXT_MAD	ns	ns	ns	ns	ns
EXT_NMAD	ns	ns	ns	-	ns
SILV_MAD	ns	ns	ns	ns	ns
DPOP	ns	ns	ns	ns	ns
CR	+	+	+	+	+
FLO	+	+	+	+	+
OUTLIER	+	+	+	+	+
D2002	-	-	-	-	-
D2003	-	-	-	-	-
D2004	-	-	-	-	-
D2005	-	-	-	-	-
D2006	ns	ns	ns	ns	ns
WY			+	+	+
WY2			-	-	-
WY3			+	+	+
WBOV			+	ns	+
WSOJA			+	ns	+
WCANA			ns	ns	-
WEXTM			ns	ns	ns
WEXTNM			-	ns	-
WSILV			ns	ns	ns
WDPOP			ns	ns	ns
WCR			ns	ns	+
WFLO			ns	ns	ns
AIC	5078	4859	5161	4387	4701
Autocorrelação espacial dos resíduos	presente em todos os anos	presente em 2005	presente em todos os anos	presente em todos os anos	presente em 2006

Quadro 9 – Resultados dos modelos estimados para a Amazônia Legal (com correção para dependência espacial)

Fonte: a autora (2009).

Notas: (1) Modelo de defasagem espacial; (2) modelo de erro espacial; (3) modelo regressivo cruzado espacial; (4) modelo Durbin espacial; (5) modelo de erro espacial e transbordamentos espaciais.

“ns” indica coeficiente não significativo em 10%.

O modelo (1) de defasagem espacial apresenta como significativas as variáveis já indicadas como tal no modelo-base estimado por efeitos fixos (Tabela 8), com exceção das variáveis *SOJA* e extração de produtos madeireiros (*EXT_MAD*), agora com coeficientes não-significativos. O ajuste do modelo apresenta ligeira melhora em relação ao modelo-base, pois apresenta um menor valor para o critério de informação de Akaike ($5078 < 5199$). Entretanto, o coeficiente de defasagem espacial ρ não se apresentou significativo. Além disso, a análise do *I* de Moran dos resíduos indicou a presença de autocorrelação espacial em todos os anos, mostrando que a inclusão da variável defasada espacialmente não foi suficiente para a correção da dependência espacial.

O modelo (2), de erro espacial, apresenta como variáveis significativas as indicadas pelo modelo-base estimado por efeitos fixos, com exceção da extração de produtos madeireiros (*EXT_MAD*). Além disso, são significativos o coeficiente da variável *CANA*, com o sinal inverso ao esperado, e o parâmetro (λ) relativo ao erro espacial, com sinal positivo. O valor do AIC para este modelo é inferior ao encontrado para o modelo-base (4859 e 5199, respectivamente), indicando um melhor ajustamento dos dados proporcionado pelo modelo de erro espacial. A análise dos resíduos pelo *I* de Moran indica a remoção da dependência espacial para todos os anos a não ser para o ano de 2005.

O modelo (3) apresenta como variáveis significativas as indicadas pelo modelo-base estimado por efeitos fixos, com exceção da *SOJA* e extração de produtos madeireiros (*EXT_MAD*), além das variáveis defasadas espacialmente *WBOV*, *WSOJA* e *WEXTNM*. Esse resultado indica a presença de transbordamentos espaciais relativos à área cultivada de soja, bem como do rebanho bovino, que são positivamente relacionados ao desmatamento anual. Com relação aos transbordamentos espaciais da extração de produtos não-madeireiros, o coeficiente é negativo, indicando que a presença desta atividade nos municípios vizinhos colabora para um desmatamento menor em um determinado município. Além disso, são significativas as variáveis defasadas espacialmente *WY*, *WY2*, e *WY3*, indicando a presença de transbordamentos espaciais relativos ao PIB municipal *per capita*. Em outras palavras, o desmatamento anual é afetado por uma vizinhança de *CKA* na forma de “N”. O valor do AIC (5161) é ligeiramente menor que o do modelo-base, e superior ao do valor obtido para o modelo (2). A análise dos resíduos indica a não-remoção da dependência espacial para todos os anos estudados.

O modelo (4) apresenta como variáveis significativas as indicadas pelo modelo-base estimado por efeitos fixos, com exceção das variáveis *BOV* e *SOJA*, não-significativas, e acrescidas das variáveis *Y2* e *Y3*, que assumem coeficientes positivo e negativo, respectivamente. Além disso, são significativas as variáveis defasadas espacialmente *WY*, *WY2*, e *WY3*, indicando a presença de transbordamentos espaciais relativos ao PIB municipal *per capita*. Assim, da mesma maneira que para o modelo (3), o desmatamento anual é explicado por uma CKA na forma de “N” invertido, e afetado por uma vizinhança de CKA na forma de “N”. O coeficiente de defasagem espacial, ρ , entretanto, não é significativo. Embora apresente um valor de AIC mais baixo (4387), a análise dos resíduos pelo *I* de Moran indica a não-remoção da dependência espacial para todos os anos estudados.

O modelo (5) apresenta como variáveis significativas as indicadas pelo modelo-base estimado por efeitos fixos, com exceção da *SOJA* e extração de produtos madeireiros (*EXT_MAD*), e acrescidas das variáveis relativas ao PIB municipal *per capita* (*Y2*, *Y3*), indicando a presença de uma CKA na forma de “N” invertido. Além disso, as variáveis relativas à renda defasadas espacialmente (*WY*, *WY2* e *WY3*) significativas indicam que o desmatamento em um município é influenciado pela vizinhança de uma CKA na forma de “N”. As variáveis *WSOJA* e *WBOV* são significativas e apresentam coeficientes positivos, indicando que o cultivo de soja e a pecuária em municípios vizinhos contribuem para o desmatamento em determinado município. Ao contrário, as variáveis *WCANA* e *WEXTNM* se apresentam negativamente relacionadas ao desmatamento, indicando que a presença de atividades de cultivo de cana-de-açúcar e extração de produtos não-madeireiros nos municípios vizinhos contribuem para um menor desmatamento. O parâmetro λ do termo de erro espacial é significativo e positivo. O valor do AIC é o segundo menor entre todos os modelos para os quais este critério de informação foi calculado (4701). A análise dos resíduos pelo *I* de Moran indica a remoção da dependência espacial para todos os anos estudados para pelo menos uma matriz de ponderação espacial, com exceção do ano de 2006.

Entre todos os modelos estimados para a região da Amazônia Legal, considerada integralmente, o modelo que melhor se ajusta aos dados é o modelo de erro espacial com transbordamentos espaciais (modelo 5). Cabe ressaltar que para nenhum dos modelos a hipótese da CKA tradicional foi verificada: ao contrário, os resultados obtidos para o melhor modelo evidenciam uma CKA em formato oposto ao de “N”, em que a área desmatada decresce para baixos níveis de PIB *per capita*, torna-se crescente à medida que os níveis de renda se elevam, em seguida tornando-se decrescente para os níveis de renda mais elevados.

Uma interpretação para este formato da CKA poderia ser a seguinte: 1) a ocupação inicial causa o desmate da área, sem gerar renda neste primeiro momento; 2) a atividade ali instalada de maneira incipiente gera renda ainda pequena; 3) à medida que a renda se eleva, expande-se também a atividade causando mais desmatamento; 4) com níveis de renda mais elevados, dispõe-se de mais acesso a informação e educação, o que pode levar a uma maior produtividade da atividade desenvolvida no local e também ao conhecimento das questões ambientais, diminuindo a pressão sobre a floresta.

A heterogeneidade espacial não-observável da região está contemplada por meio dos interceptos destas estimações de dados em painel. Para investigar se a heterogeneidade se manifesta também nos coeficientes de inclinação, deve-se prosseguir com as estimações dos modelos que consideram regimes espaciais, cujos resultados são apresentados na próxima seção.

5.1.2 Modelos de dados em painel com dependência espacial para os regimes espaciais

Nesta seção são apresentados os resultados das equações estimadas para o conjunto de dados relativo aos 782 municípios da Amazônia Legal, monitorados pelo sistema Prodes (INPE) para detecção da área desmatada na região, segmentado em subconjuntos de modo a permitir a avaliação da existência de regimes espaciais distintos, abrangendo o período de 2001 a 2006. A subseção 5.1.2.1 avalia os regimes espaciais das três macrozonas definidas pelo projeto do Macrozoneamento Econômico-Ecológico da Amazônia Legal (MINISTÉRIO DO MEIO AMBIENTE, 2009), conforme ilustrado no Mapa 3, a saber: Arco do Povoamento Adensado, Amazônia Central, e Amazônia Ocidental. A subseção 5.1.2.2 avalia os regimes espaciais para os nove estados que constituem a região da Amazônia Legal.

5.1.2.1 Modelos de dados em painel com dependência espacial para as macrozonas

Esta seção apresenta as equações estimadas para os dados relativos aos 782 municípios da Amazônia Legal, monitorados pelo sistema Prodes (INPE) para detecção da área desmatada na região, abrangendo o período de 2001 a 2006, segmentados nas três macrozonas definidas pelo projeto do Macrozoneamento Econômico-Ecológico da Amazônia Legal: Arco do Povoamento Adensado, Amazônia Central, e Amazônia Ocidental.

Para cada regime espacial, os modelos estimados são os relacionados na seção 3.5.2.1, a saber: (0) modelo sem correção para dependência espacial, (1) modelo de defasagem espacial, (2) modelo de erro espacial, (3) modelo regressivo cruzado espacial, (4) modelo de Durbin espacial, e (5) modelo de erro espacial e transbordamentos espaciais. Considerando os resultados apresentados na seção 5.1.1, em que a estimação por efeitos fixos (estimador *within*) foi considerada a mais adequada (em contraposição à estimação por efeitos aleatórios ou por MQO com dados combinados – *pooled data*), os modelos dos regimes espaciais serão estimados pelo estimador de efeitos fixos.

Os resultados das estimativas encontram-se no Apêndice B. A importância da estimação dos modelos com correção para a dependência espacial foi detectada por meio da análise dos resíduos do modelo-base estimado por efeitos fixos para todos os regimes espaciais. O teste de *I* de Moran indicou a presença de autocorrelação espacial nos resíduos da maioria dos anos analisados. Assim, mostra-se relevante a estimação de modelos com correção para a dependência espacial encontrada nos resíduos. No Quadro 10 são apresentados os resultados qualitativos para o modelo que melhor se ajusta aos dados para cada regime espacial, segundo a remoção da autocorrelação espacial dos resíduos e o critério de informação de Akaike.

O melhor modelo estimado para a Amazônia Central é o modelo de defasagem espacial, pois é o que mais remove a autocorrelação espacial dos resíduos nos períodos estudados, e possui o menor valor para o critério de Akaike (ver Tabela B.1, Apêndice B). Do Quadro 10, observa-se que para esse modelo são significativas apenas as variáveis relacionadas ao cultivo da cana-de-açúcar (*CANA*), silvicultura de produtos madeireiros (*SILV_MAD*), e nível anterior de florestas (*FLO*) que apresentam coeficientes significativos e positivos. Destes, apenas a silvicultura de produtos madeireiros não apresenta o sinal

esperado, o que sugere uma dúvida sobre a origem destes produtos florestais (se de fato são provenientes de manejo florestal ou trata-se de extração ilegal). A hipótese da CKA não é verificada para esta macrozona. O parâmetro de defasagem espacial (ρ) é significativo e positivo, indicando que o desmatamento em determinado município é influenciado diretamente pelo desmatamento nos municípios vizinhos. A variável temporal relativa ao ano de 2003 é significativa e positiva, indicando que, neste ano em especial, houve um aumento generalizado do desmatamento em relação a 2001. As demais variáveis foram consideradas não significativas.

O melhor modelo estimado para a Amazônia Ocidental é o modelo de Durbin espacial, pois é o que mais remove a autocorrelação espacial dos resíduos nos períodos estudados, e possui o menor valor para o critério de Akaike (ver Tabela B.2, Apêndice B). Do Quadro 10, observa-se que a hipótese da CKA também não é verificada para esta macrozona. Os coeficientes encontrados apresentaram sinais positivos para as variáveis relativas à extração de produtos não-madeireiros (*EXT_NMAD*) e à silvicultura de produtos madeireiros (*SILV_MAD*), contrariamente ao esperado. A existência da floresta (*FLO*) não está associada ao aumento do desmatamento nesta sub-região. As variáveis temporais relativas aos anos de 2002, 2003 e 2004 são significativas e negativas, indicando que neste período houve uma diminuição generalizada do desmatamento. As variáveis relativas ao PIB *per capita* defasadas espacialmente (*WY*, *WY2* e *WY3*) são significativas e indicam que o desmatamento em um município é influenciado pela vizinhança de uma CKA na forma de “N”. Por fim, o parâmetro de defasagem espacial (ρ) é significativo e positivo, indicando que o desmatamento em determinado município é influenciado diretamente pelo desmatamento nos municípios vizinhos. As demais variáveis foram consideradas não-significativas.

	Amazônia Central	Amazônia Ocidental	Arco do Povoamento Adensado
Melhor modelo	Defasagem espacial	Durbin espacial	Erro + transbordamentos espaciais
ρ	+	+	
λ			+
constante	-	ns	-
Y	ns	ns	ns
Y2	ns	ns	ns
Y3	ns	ns	ns
BOV	ns	ns	+
SOJA	ns	ns	+
CANA	+	ns	ns
EXT_MAD	ns	ns	ns
EXT_NMAD	ns	+	-
SILV_MAD	+	+	ns
DPOP	ns	ns	ns
CR	ns	ns	+
FLO	+	ns	+
OUTLIER	+	+	+
D2002	ns	-	-
D2003	+	-	-
D2004	ns	-	-
D2005	ns	ns	-
D2006	ns	ns	ns
WY		+	+
WY2		-	-
WY3		+	+
WBOV		ns	+
WSOJA		ns	+
WCANA		ns	ns
WEXTM		ns	-
WEXTNM		ns	-
WSILV		ns	ns
WDPOP		ns	-
WCR		ns	+
WFLO		ns	ns
AIC	7198	336	3409
Autocorrelação espacial dos resíduos	presente em 2006	presente em 2001 e 2005	presente em 2003, 2004 e 2006

Quadro 10 – Resultados dos melhores modelos estimados para as macrozonas da Amazônia Legal (com correção para dependência espacial)

Fonte: a autora (2009).

Nota: “ns” indica coeficiente não significativo em 10%.

O melhor modelo estimado para o Arco do Povoamento Adensado é o modelo de transbordamentos espaciais com correção para o termo de erro espacial, porém de forma pouco robusta como os casos anteriores, pois a autocorrelação espacial nos resíduos também não é completamente removida. Do Quadro 10, observa-se que para esse modelo as variáveis relativas ao PIB *per capita*, seus termos quadrático e cúbico (Y , Y_2 , Y_3) não apresentam coeficientes significativos, não se verificando, portanto, a hipótese da CKA. Os coeficientes apresentaram os sinais esperados para as variáveis relativas ao rebanho bovino (BOV) e área plantada de soja ($SOJA$), em que o aumento destas atividades implicam em um maior desmatamento. Ao contrário, a extração de produtos não-madeireiros (EXT_NMAD) apresenta coeficiente significativo e negativo, o que indica que a presença desta atividade relaciona-se a um menor desmatamento no município, o que está de acordo com o esperado. A existência da floresta anterior (FLO) está associada positivamente ao desmatamento nesta sub-região. O crédito rural (CR) apresenta coeficiente significativo e positivo, indicando que a concessão de crédito rural nesta sub-região tem provocado incentivo ao desmatamento. O parâmetro de erro espacial autorregressivo (λ) é significativo e positivo. Todas variáveis temporais são significativas e negativas, com exceção do ano de 2006 (em que é não-significativa), indicando que no período de estudo houve uma diminuição generalizada do desmatamento nesta macrozona.

Por fim, para a região do Arco do Povoamento Adensado, todas as variáveis explicativas defasadas espacialmente apresentaram coeficientes significativos, expressando a presença dos transbordamentos espaciais, com exceção da área de cultivo de cana-de-açúcar espacialmente defasada ($WCANA$), densidade populacional espacialmente defasada ($WDPOP$) e vizinhança de floresta anterior ($WFLO$). Em resumo, os valores médios de pecuária, cultivo de soja, e crédito rural, nos municípios vizinhos, afetam positivamente o desmatamento; contribuem para a diminuição do desmatamento a vizinhança de extração de produtos madeireiros e não-madeireiros e silvicultura. Da mesma maneira que para a Amazônia Ocidental, a vizinhança de uma CKA na forma de “N” afeta o desmatamento no município. As demais variáveis foram consideradas não-significativas.

5.1.2.2 Modelos de dados em painel com dependência espacial para os estados

Esta seção apresenta as equações estimadas para os dados relativos aos 782 municípios da Amazônia Legal em estudo, separados por unidade da federação. Cada um dos nove estados corresponde a um regime espacial, para os quais foram estimadas as equações para o painel de dados sem e com correção para a dependência espacial.

Os resultados das estimações são apresentados no Apêndice C. Os resultados qualitativos para os melhores modelos para cada estado são apresentados no Quadro 11. A seguir, são comentados os resultados encontrados para cada estado.

Para o estado de Rondônia, o melhor modelo é o de Durbin espacial. A relação da área desmatada anual com o PIB *per capita* municipal não é significativa, não se verificando, portanto, a hipótese da CKA. A extração de produtos não-madeireiros (*EXT_NMAD*) está negativamente relacionada ao desmatamento, o que está de acordo com o esperado. A existência de remanescentes florestais (*FLO*) está positivamente relacionada ao desmatamento (ou seja, o desmatamento é pequeno onde há poucas áreas de florestas remanescentes, e é maior onde há mais o que desmatar). O parâmetro de defasagem espacial (ρ) é significativo e positivo, indicando que o desmatamento em determinado município é influenciado pelo desmatamento na vizinhança. As demais variáveis explicativas não foram consideradas significativas, com exceção das relacionadas aos transbordamentos espaciais do PIB *per capita* municipal e seu termo quadrático (na forma de “U”), cultivo de cana nos municípios vizinhos (*WCANA*), positivamente relacionado ao desmatamento, e extração de produtos madeireiros (*WEXTM*), esta última negativamente relacionada ao desmatamento anual (ou seja, a presença desta atividade nos municípios vizinhos relaciona-se a uma menor área desmatada no município).

Para o estado do Acre, o melhor modelo também é o de Durbin espacial. A hipótese da CKA não é verificada em nenhuma de suas formas. O rebanho bovino (*BOV*) é positivamente relacionado ao desmatamento no município, assim como a extração de produtos madeireiros (*EXT_MAD*), o que está de acordo com o esperado. Por outro lado, o cultivo de cana (*CANA*) é negativamente relacionado à área desmatada no período. A existência de floresta na vizinhança (*WFLO*) influencia positivamente o desmatamento em determinado município. Por fim, as outras variáveis não foram consideradas significativas, a não ser pelas variáveis

temporais, que são positivas para todos os anos, com exceção de 2002 (não-significativa), indicando que houve um aumento generalizado do desmatamento naquele estado no período de análise.

Para o estado do Amazonas, o melhor modelo é o Durbin espacial. A CKA não é verificada para este estado. A área cultivada de soja (*SOJA*) é negativamente relacionada com a área desmatada nos municípios deste estado. As demais variáveis não foram consideradas significativas.

Para o estado de Roraima, o melhor modelo é o modelo sem correção espacial. Nenhuma das variáveis foi considerada significativa, apenas aquelas relacionadas aos anos de 2002 a 2005, negativamente relacionadas ao desmatamento nos municípios deste estado. Cabe ressaltar que os resultados da AEDE indicam que o estado de Roraima situa-se na região com os menores valores de área desmatada, e dentro do estado, o desmatamento destaca-se na capital.

Para o estado do Pará, o melhor modelo é o de erro espacial. Nele, a relação entre área desmatada anual e PIB *per capita* municipal (Y , Y_2) indica uma CKA no formato de “U”. O rebanho bovino (*BOV*) relaciona-se significativa e positivamente com o desmatamento, o que está de acordo com o esperado. A extração de produtos não-madeireiros (*EXT_NMAD*) é também positivamente relacionada ao desmatamento, assim como a existência de floresta (*FLO*). O parâmetro de erro autorregressivo espacial (λ) é significativo e positivo. Para as variáveis relativas aos anos de 2002, 2003 e 2004, os coeficientes são negativos. As demais variáveis não foram consideradas significativas.

Para o estado do Amapá, o melhor modelo é o modelo de erro espacial. A CKA não é verificada para este estado. O parâmetro de erro autorregressivo espacial (λ) é significativo e positivo. Assim como para o estado de Roraima, todas as variáveis foram consideradas não-significativas, a não ser pelas variáveis temporais: para os anos de 2002, 2004 e 2005, os coeficientes são negativos, enquanto o ano de 2003 afeta positivamente o desmatamento. Como indicado pela AEDE e Tabela 2, este estado também pertence à região com menores valores para o desmatamento, sendo grande parte do PIB devido à administração pública.

Para o estado do Tocantins, o melhor modelo é o de Durbin espacial. A CKA não é verificada para este estado. O parâmetro de defasagem espacial (ρ) é significativo e positivo, indicando que o desmatamento acontece nas vizinhanças de municípios com áreas desmatadas

no período. A existência de floresta (*FLO*) no município é positivamente relacionada ao desmatamento, e a presença de floresta em seus vizinhos (*WFLO*) é significativa e negativamente relacionada à área desmatada. O parâmetro de defasagem espacial (ρ) foi considerado significativo, com sinal positivo, de modo que um aumento do desmatamento na vizinhança está associado a um aumento no desmatamento no município. O cultivo de cana-de-açúcar na vizinhança (*WCANA*) também está associado ao desmatamento no município. As demais variáveis não foram consideradas significativas.

Para o estado do Maranhão, o melhor modelo é o de Durbin espacial. O desmatamento anual está relacionado negativamente ao PIB *per capita* municipal (*Y*), indicando uma CKA monotônica decrescente. Com exceção da extração de produtos não-madeireiros (*EXT_NMAD*) e crédito rural (*CR*), todas as variáveis foram consideradas significativas: rebanho bovino (*BOV*), cultivo de soja (*SOJA*), cultivo de cana-de-açúcar (*CANA*), extração de produtos madeireiros (*EXT_MAD*), silvicultura de produtos madeireiros (*SILV_MAD*), densidade populacional (*DPOP*) e existência de floresta (*FLO*) são positivamente relacionados ao desmatamento. Além disso, os transbordamentos espaciais de rebanho bovino (*WBOV*), cana-de-açúcar (*WCANA*), extração de produtos madeireiros (*WEXTM*), densidade populacional (*WDPOP*) e floresta (*WFLO*) são significativos e negativamente relacionados ao desmatamento, indicando que os valores médios destas variáveis nos municípios vizinhos estão associados a menores valores para a área desmatada anual em determinado município. Quanto ao crédito rural, os valores médios para esta variável nos municípios vizinhos (*WCR*) estão positivamente relacionados ao desmatamento em determinado município. O parâmetro de defasagem espacial (ρ) é significativo e apresenta coeficiente positivo. Todas as variáveis temporais são significativas e apresentam coeficiente positivo, indicando um aumento generalizado do desmatamento ao longo do tempo para os municípios deste estado.

Para o estado do Mato Grosso, o melhor modelo é o de Durbin espacial. Para este estado, a CKA foi verificada na forma de “U” invertido. São significativas e positivamente relacionadas ao desmatamento as variáveis relativas à densidade populacional (*DPOP*) e existência de floresta (*FLO*). São significativas e negativamente relacionadas à área desmatada as variáveis relativas ao cultivo de soja (*SOJA*) e cana-de-açúcar (*CANA*), o que pode indicar um aumento de produtividade destas áreas de cultivo, reduzindo a pressão sobre a floresta. Os transbordamentos espaciais do cultivo de cana (*WCANA*), silvicultura de produtos madeireiros (*WSILV*), rebanho bovino (*WBOV*), crédito rural (*WCR*) e floresta (*WFLO*) são significativos, sendo os dois primeiros positivamente relacionados ao

desmatamento, ao contrário dos três últimos. A relação do desmatamento com o PIB *per capita* dos municípios vizinhos indica haver uma CKA na vizinhança na forma de “U”. O parâmetro de defasagem espacial (ρ) é significativo e positivo. Quanto às variáveis temporais, apenas o ano de 2002 é significativo, e apresenta coeficiente negativo, ou seja, de modo geral houve diminuição da área desmatada naquele ano. As demais variáveis não foram consideradas significativas.

Em resumo, a CKA é verificada na forma de “U” invertido apenas para Mato Grosso. Para o estado do Pará, a CKA tem a forma de “U”, e para o estado do Maranhão é monotônica decrescente.

O rebanho bovino (*BOV*) é significativo para os estados do Acre, Pará e Maranhão, sempre positivamente relacionado ao desmatamento. O transbordamento espacial desta variável (*WBOV*) é importante para os estados do Maranhão e Mato Grosso, relacionado negativamente ao desmatamento, indicando que, para determinado município, uma diminuição dos valores médios desta variável nos municípios vizinhos contribuem para um aumento do desmatamento naquele município.

A área cultivada de soja (*SOJA*) é importante e positivamente relacionada à área desmatada anual apenas nos municípios do Maranhão. No Amazonas e em Mato Grosso, acontece a relação inversa, sugerindo que a soja vem ocupando áreas já desmatadas ou indicando melhoria de produtividade. Nos demais estados, esta relação não é significativa. O transbordamento espacial desta variável (*WSOJA*) não foi considerado significativo em nenhum dos estados da região.

A área cultivada de cana-de-açúcar (*CANA*) está relacionada ao desmatamento anual apenas nos estados do Maranhão, Acre e Mato Grosso. No primeiro estado, sua influência é positiva sobre o desmatamento; nos dois últimos, esta relação é negativa, para estes possivelmente o cultivo de cana substituiu outras culturas em área já não-florestada. O transbordamento espacial desta variável (*WCANA*) é positivamente relacionado à área desmatada em Rondônia, Tocantins e Mato Grosso, e negativamente relacionado ao desmatamento no estado do Maranhão.

A extração de produtos madeireiros (*EXT_MAD*) é significativa para explicar o desmatamento nos seguintes estados: Acre e Maranhão. A relação com a área desmatada é

sempre positiva. O transbordamento espacial desta variável (*WEXTM*) é importante em Rondônia e no Maranhão, sendo negativamente relacionado ao desmatamento.

A extração de produtos não-madeireiros (*EXT_NMAD*) é significativa para explicar o desmatamento nos seguintes estados: Rondônia e Pará. A relação desta variável com a área desmatada é negativa para Rondônia, e positiva para o estado do Pará; nesse último caso, é possível que a extração de produtos não-madeireiros seja maior com a maior facilidade de acesso à floresta provocada pelo desmatamento de algumas áreas.

A silvicultura de produtos madeireiros (*SILV_MAD*) é importante para explicar o desmatamento apenas para o Maranhão, sendo positivamente relacionada ao desmatamento. O transbordamento espacial desta variável (*WSILV*) é significativo e positivo para o estado do Mato Grosso apenas.

A variável densidade populacional (*DPOP*) mostra-se significativa para Amazonas, Maranhão e Mato Grosso. Sua relação com a área desmatada anual é positiva. O transbordamento espacial desta variável (*WDPOP*) é significativo e negativo no Maranhão.

O crédito rural (*CR*) não é significativo apenas para nenhum dos estados da região. Para Maranhão e Mato Grosso, entretanto, o transbordamento espacial desta variável (*WCR*) apresenta-se significativo, sendo positivo para o Maranhão e negativo para Mato Grosso.

O parâmetro de defasagem espacial (ρ) é significativo e positivo para os estados de Rondônia, Amazonas, Tocantins, Maranhão e Mato Grosso, indicando que, para estes estados, o desmatamento anual em um município é afetado pela área desmatada média nos municípios vizinhos.

Os *outliers* superiores são importantes em todas as equações dos estados onde eles existem, com exceção de Roraima, onde o parâmetro relacionado à presença de *outliers* não é significativo. Não há presença de *outliers* nos estados do Amapá e Tocantins.

As variáveis *dummies* temporais não são significativas para a maioria dos estados, com exceção do Acre e Maranhão, onde influenciam positivamente o desmatamento, e Amazonas e Roraima, onde possuem coeficientes negativos para todos os anos (exceto 2002 para RR), indicando que, de modo geral, ao longo do tempo tem-se uma diminuição da área desmatada. Também são negativos os coeficientes para 2002 a 2004 no Pará, e 2002, 2004 e 2005 no Amapá.

Os resultados para o teste de Chow são apresentados na Tabela C.10 do Apêndice C. Para todos os estados, há a rejeição da hipótese nula, o que indica que o ajuste proporcionado pelos modelos de regimes espaciais é superior ao ajuste do modelo de coeficientes globais.

A comparação entre os resultados (tanto para as três macrozonas quanto para os nove estados) indicam claras diferenças entre os coeficientes das variáveis estudadas para cada uma destas sub-regiões. Esses resultados indicam, portanto, a presença de heterogeneidade espacial não-observável na região da Amazônia Legal. Além disso, apenas para os estados de Rondônia, Acre, Pará e Maranhão houve remoção total da autocorrelação espacial dos resíduos, o que sugere que os modelos para as demais sub-regiões ainda apresentam problemas de natureza espacial em sua especificação. Isto pode acontecer se a heterogeneidade espacial dos parâmetros se manifesta em nível ainda mais detalhado que o nível estadual. Para esclarecer este ponto, prossegue-se com a estimação por regressões ponderadas geograficamente (RPG), que é o assunto da próxima seção, de modo a determinar coeficientes locais (para cada município).

	Rondônia	Acre	Amazonas	Roraima	Pará	Amapá	Tocantins	Maranhão	Mato Grosso
Melhor modelo	Durbin espacial	Durbin espacial	Durbin espacial	s/ correção espacial	Erro espacial	Erro espacial	Durbin espacial	Durbin espacial	Durbin espacial
ρ	+	ns	+				+	+	+
λ					+	+			
constante	ns	-	ns	ns	-	ns	ns	ns	+
Y	ns	ns	ns	ns	-	ns	ns	-	+
Y2	ns	ns	ns	ns	+	ns	ns	ns	-
Y3	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
BOV	ns	+	ns	ns	+	ns	ns	+	ns
SOJA	ns	ns	-	ns	ns	ns	ns	+	-
CANA	ns	-	ns	ns	ns	ns	ns	+	-
EXT_MAD	ns	+	ns	ns	ns	ns	ns	+	ns
EXT_NMAD	-	ns	ns	ns	+	ns	ns	ns	ns
SILV_MAD			ns	ns	ns	ns		+	ns
DPOP	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	+	+
CR	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
FLO	+	ns	ns	ns	+	ns	+	+	+
OUTLIER	+	+	+	ns	+			+	+
D2002	ns	ns	-	-	-	-	ns	+	-
D2003	ns	+	-	-	-	+	ns	+	ns
D2004	ns	+	-	-	-	-	ns	+	ns
D2005	ns	+	-	-	ns	-	ns	+	ns
D2006	ns	+	-	ns	ns	ns	ns	+	ns
WY	-	ns	ns				ns	ns	-
WY2	+	ns	ns				ns	ns	+
WY3	ns	ns	ns				ns	ns	ns
WBOV	ns	ns	ns				ns	-	-
WSOJA	ns	ns	ns				ns	ns	ns
WCANA	+	ns	ns				+	-	+
WEXTM	-	ns	ns				ns	-	ns
WEXTNM	ns	ns	ns				ns	ns	ns
WSILV		ns	ns					ns	+
WDPOP	ns	ns	ns				ns	-	ns
WCR	ns	ns	ns				ns	+	-
WFLO	ns	+	ns				-	-	-
AIC	577	203	237	483	13750	196	9,0	332	1469
Autocorrelação espacial dos resíduos	ausente	ausente	presente em 2003	não avaliado	ausente	não avaliado	presente em 2003 e 2005	ausente	presente em 2001, 2002 e 2003

Quadro 11 – Resultados dos melhores modelos estimados para os estados da Amazônia Legal (com correção para dependência espacial)

Fonte: a autora (2009).

Nota: “ns” indica coeficiente não-significativo em 10%. A autocorrelação espacial dos resíduos não foi avaliada para Roraima e Amapá por que o programa SpaceStat não calcula o *I* de Moran para conjuntos com menos de 20 observações (no caso, são estados com menos de 20 municípios).

5.2 REGRESSÕES PONDERADAS GEOGRAFICAMENTE (RPG)

Nesta seção são apresentados os resultados dos modelos estimados por regressões ponderadas geograficamente (RPG) para o conjunto de dados relativo aos 782 municípios da Amazônia Legal, monitorados pelo sistema Prodes (INPE) para detecção da área desmatada na região. Conforme a metodologia descrita nas seções 3.4 e 3.5.2.3, foi estimado o modelo que considera os dados transformados para a diferença dos períodos 2006-2001, de modo a remover efeitos não-observados invariantes no tempo.¹¹

Para efeito de comparação com o modelo RPG, é também estimado o modelo linear clássico de coeficientes globais, cujos resultados qualitativos são apresentados no Quadro 12. No modelo de coeficientes globais para os dados transformados em diferenças (2006-2001), a relação entre desmatamento anual e PIB *per capita* municipal (Y , Y_2 , Y_3) não é significativa, não sendo identificada a relação prevista pela hipótese da CKA. Rebanho bovino (BOV), área cultivada de soja ($SOJA$) e extração de produtos madeireiros (EXT_MAD) são positivamente relacionados com o desmatamento, enquanto as demais variáveis (área de cultivo de cana-de-açúcar, extração de produtos não-madeireiros, silvicultura, densidade populacional e crédito rural) não afetam significativamente a variação do incremento anual da área desmatada. A existência de floresta anterior (FLO) apresenta coeficiente significativo e positivo. Cerca de 49% da variação na área desmatada anual é explicada pelo modelo de coeficientes globais.

O modelo RPG ajusta-se melhor aos dados que o modelo global, pois este último apresenta valor do critério de informação de Akaike superior ao observado para o modelo RPG (34682 > 5838, respectivamente). Além disso, para averiguar se o modelo RPG representa uma melhora em relação ao modelo de coeficientes globais, o teste ANOVA apresenta um valor da estatística F de 83,7155, o que faz rejeitar a hipótese nula de que o modelo RPG não melhora os resultados do modelo global.

Para uma indicação da não-estacionariedade espacial, são apresentados, na primeira coluna da Tabela 9, os resultados do teste de Monte-Carlo conduzido para os parâmetros estimados locais. Observa-se que, considerando 5% de significância, apresentam variabilidade espacial as variáveis relacionadas ao PIB municipal *per capita* (Y , Y_2 , Y_3), rebanho bovino

¹¹ O software empregado (GWR3) não contempla o tratamento para a dimensão temporal dos dados.

(BOV), área cultivada de soja (SOJA) e cana-de-açúcar (CANA), extração de produtos não-madeireiros (EXT_NMAD) e área de floresta existente (FLO).

	Modelo linear clássico	Modelo de erro espacial
Constante	ns	ns
Y	ns	ns
Y2	ns	ns
Y3	ns	ns
BOV	+	+
SOJA	+	+
CANA	ns	ns
EXT_MAD	+	+
EXT_NMAD	ns	ns
SILV_MAD	ns	ns
DPOP	ns	ns
CR	ns	ns
FLO	+	+
λ		+
AIC	34682	33200

Quadro 12 – Resultados dos modelos de coeficientes globais estimados para a Amazônia Legal (diferença 2006-2001)

Fonte: a autora (2009).

Tabela 9 – Resultados dos testes para variabilidade espacial (teste de significância de Monte-Carlo)

Parâmetro	<i>p</i> -valor (Modelo RPG)		<i>p</i> -valor (Modelo RPG)		<i>p</i> -valor (Modelo RPG com erro espacial)	
Constante	0,84000	n/s	0,4400	n/s	0,6500	n/s
Y	0,01000	**	0,0200	*	0,0000	***
Y2	0,00000	***	0,0000	***	0,0000	***
Y3	0,00000	***	0,0000	***	0,0000	***
BOV	0,00000	***	0,0000	***	0,0000	***
SOJA	0,00000	***	0,0000	***	0,0000	***
CANA	0,01000	**	0,0000	***	0,0100	**
EXT_MAD	0,99000	n/s	0,9900	n/s	0,9900	n/s
EXT_NMAD	0,00000	***	0,0000	***	0,0000	***
SILV_MAD	0,75000	n/s	0,6600	n/s	0,7100	n/s
DPOP	0,41000	n/s	0,7300	n/s	0,3500	n/s
CR	0,29000	n/s	0,1700	n/s	0,2700	n/s
FLO	0,00000	***	0,0000	***	0,0000	***
λ					0,6600	n/s
OUTLIER			0,4400	n/s		

Fonte: a autora (2009).

A inclusão de uma variável *dummy* para representar os *outliers* não afeta significativamente o modelo RPG, como pode ser observado ao se comparar a primeira e a segunda colunas da Tabela 9: a não-estacionariedade espacial apresenta-se nos mesmos coeficientes do modelo linear clássico com ou sem considerar uma *dummy* para *outliers*. Esse fato pode ser interpretado à luz dos resultados da AEDE (seção 4.4), que indica os *outliers* como sendo, na verdade, pontos de alavancagem, isto é, pontos em que os valores mais altos do atributo apenas reforçam o padrão espacial existente, e, assim, não prejudicam o ajuste do modelo RPG.

Os resíduos do modelo RPG foram analisados quanto à autocorrelação espacial por meio do *I* de Moran, que indicou sua presença (o valor de 0,1430 foi obtido com a matriz de ponderação espacial torre). Assim, o modelo RPG deve ser corrigido para a remoção da autocorrelação espacial remanescente. Foi realizado o procedimento para identificação de modelos espaciais proposto por Anselin (apud ALMEIDA, 2008) a partir do modelo de coeficientes globais, e o diagnóstico de dependência espacial indica, por meio dos testes do multiplicador de Lagrange ML-erro e Kelejian-Robinson, que há dependência espacial na forma de erro. Assim, o modelo RPG novamente estimado, agora incluindo o termo de erro defasado espacialmente (*WU*).

Os resultados qualitativos para o modelo de coeficientes globais com correção para dependência espacial na forma de erro são apresentados no Quadro 12, e são similares ao modelo linear clássico, acrescido do parâmetro de erro espacial autorregressivo (λ), que é significativo a 0,1% e apresenta sinal positivo. Os resultados numéricos para os dois modelos de coeficientes globais são apresentados no Apêndice D.

Da mesma forma, a Tabela 9 mostra os resultados da variabilidade espacial dos parâmetros quando o modelo é acrescido com o termo de erro espacial, bastante similares ao primeiro modelo a não ser pela variável PIB *per capita* municipal (*Y*), que torna-se significativa a 0,1%. O parâmetro (λ) do termo de erro espacial não apresenta variabilidade espacial, segundo o teste de Monte-Carlo.

O teste ANOVA apresenta um valor da estatística *F* de 75,2537, indicando que o modelo RPG com o termo de erro espacial representa uma melhora em relação ao modelo de coeficientes globais correspondente. Este resultado é reforçado pela diferença dos valores do critério de informação de Akaike, em que o modelo RPG apresenta valor inferior ($5796 <$

33200). O critério de Akaike para o modelo RPG com erro espacial é inferior ao modelo RPG sem correção para dependência espacial, o que indica que a inclusão do termo de erro espacial na especificação do modelo produz um melhor ajuste deste aos dados. Por fim, a autocorrelação espacial dos resíduos deste último modelo foi analisada por meio do *I* de Moran e mostra-se ausente.

Em virtude do grande número de resultados, os parâmetros locais estimados pelo modelo RPG são apresentados na forma de mapas. Nos Mapas 11 a 16 são apresentados os mapas dos parâmetros locais estimados para as variáveis que apresentaram variabilidade espacial (ver Tabela 9). Em todos os mapas, a escala de cores segue a distribuição de desvio-padrão, e somente os parâmetros significativos em 5% são destacados, permanecendo em branco os municípios com cujos parâmetros apresentam valores não-significativos.

A relação entre a área desmatada anual e a PIB *per capita* municipal (dados em diferenças) não é significativa para grande parte Amazônia Legal, conforme pode ser observado no Mapa 11. Os municípios onde esta relação é significativa concentram-se na região central e nordeste, e todas as formas da CKA podem ser observadas. Na fronteira entre Pará e Amazonas, há o predomínio da forma monotônica crescente da CKA, prevalecendo a forma de “N” nos municípios ao seu redor, com alguns poucos na forma tradicional de “U” invertido. Na porção nordeste, encontra-se a CKA monotônica decrescente em boa parte do Maranhão, parte do Pará e Amapá, onde também se encontram as formas de “U” e de “N” invertido. Próximo a estas áreas, no Pará, a forma de “N” também é encontrada. Como já mencionado anteriormente, a forma de “N” invertido foi interpretada da seguinte forma: a ocupação inicial que causa o desmate da área não gera renda imediatamente, somente após a instalação de alguma atividade há uma geração de renda pequena; mas à medida que a renda se eleva, expande-se também esta atividade econômica causando mais desmatamento; e, por fim, com níveis de renda mais elevados, pode-se obter mais ganhos de produtividade devido a um maior acesso a informação e educação, o que também pode levar a uma maior preocupação com as questões ambientais, diminuindo a pressão sobre a floresta.

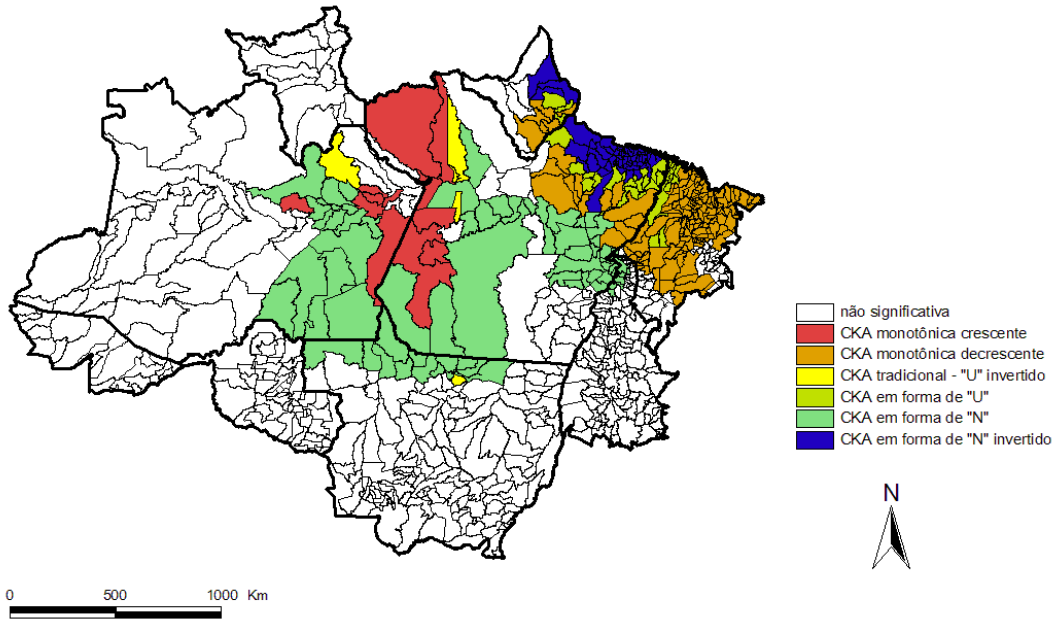
O incremento do rebanho bovino é positivamente relacionado com a variação do incremento da área desmatada anual, no Pará, Amapá, Maranhão e Tocantins, conforme pode ser observado no Mapa 12. O rebanho bovino contribui mais intensamente para o incremento da área desmatada no Pará, próximo à fronteira com o Maranhão. Em alguns municípios de Roraima, a relação entre rebanho bovino e desmatamento é ligeiramente negativa.

O Mapa 13 mostra que a variação da área cultivada de soja é relacionado à variação do desmatamento na porção sudoeste da Amazônia, abrangendo Rondônia, parte do Acre e sul do Amazonas. Essa relação acontece também no nordeste do Pará, onde o desmatamento está associado a uma diminuição no incremento da área cultivada de soja. Nas demais regiões, esta relação não é significativa. A variação do incremento da área cultivada de cana-de-açúcar afeta o desmatamento no Pará, Amapá e Maranhão, não sendo importante nas outras regiões, como pode ser observado no Mapa 14. Esta relação é sempre positiva e torna-se mais intensa na porção nordeste do Pará.

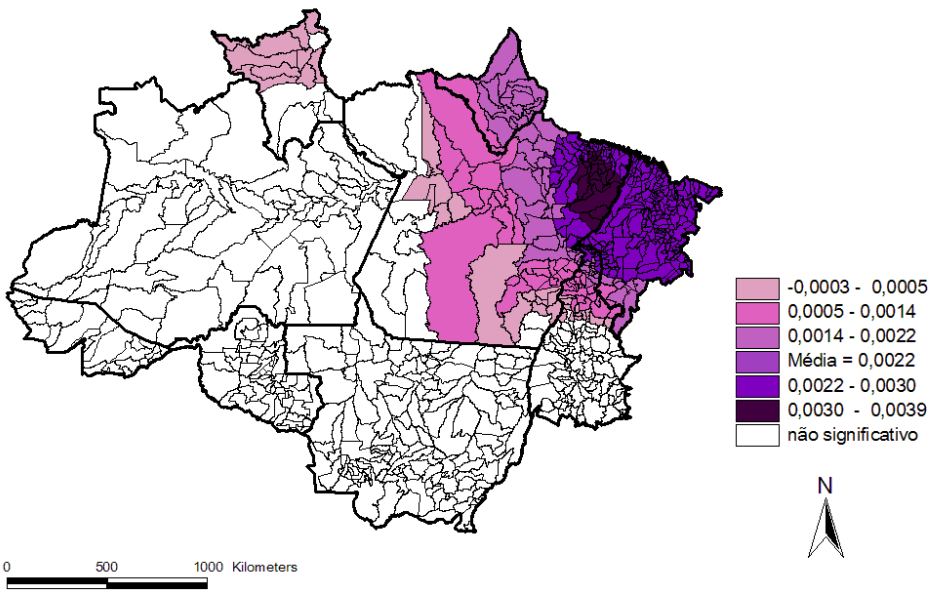
O incremento da extração de produtos não-madeireiros é negativamente relacionado à variação do desmatamento em uma faixa que se estende do sul do Mato Grosso ao centro do Amazonas, como pode ser observado no Mapa 15. Nessa região, o menor desmatamento está associado a uma maior presença deste tipo de atividade extrativista.

A existência de floresta anterior está relacionada ao incremento da área desmatada em quase toda a região (com exceção da porção ocidental onde a floresta é mais preservada), e torna-se mais importante na porção oriental da Amazônia, principalmente no estado do Maranhão, como mostra o Mapa 16. Nestas regiões, há desmatamento onde existem áreas a desmatar, de modo que o desmatamento menor está associado a áreas menores de florestas remanescentes. Este resultado indica um efeito de escassez do recurso natural floresta, pois esta relação existe onde, de maneira geral, há menor área de floresta remanescente, não se verificando nas regiões onde a floresta é a paisagem dominante.

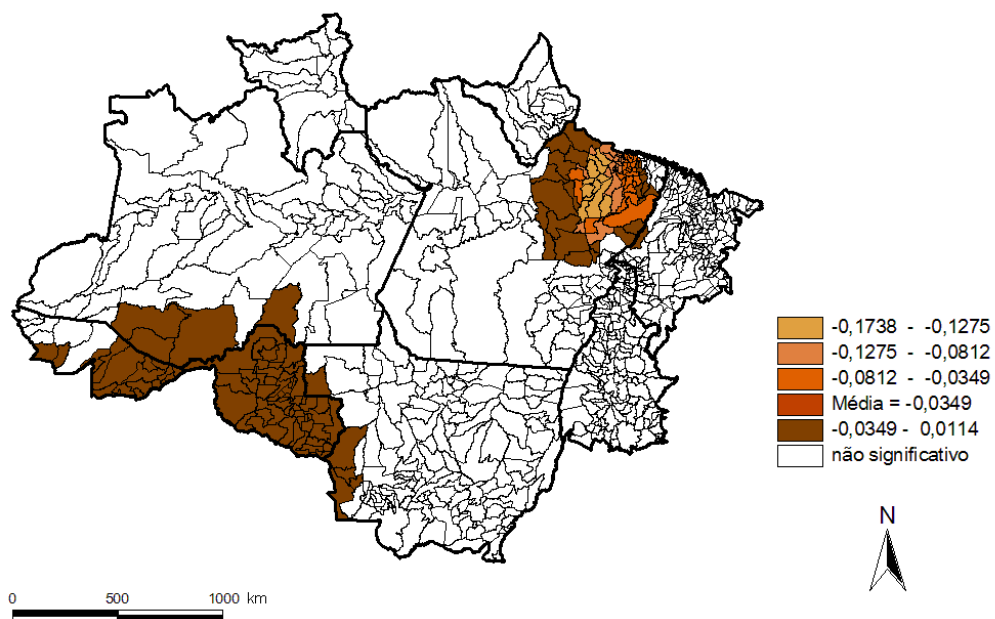
Esses resultados dos parâmetros individuais sugerem que o aumento da área desmatada anual tem causas desigualmente distribuídas no espaço, e reforçam a idéia que uma especificação mais adequada de um modelo deve levar em conta esse fator, o que está coerente com o melhor ajuste do modelo RPG para os dados, em relação ao modelo de coeficientes globais, conforme demonstrado pelo critério de informação de Akaike e pelo teste ANOVA.



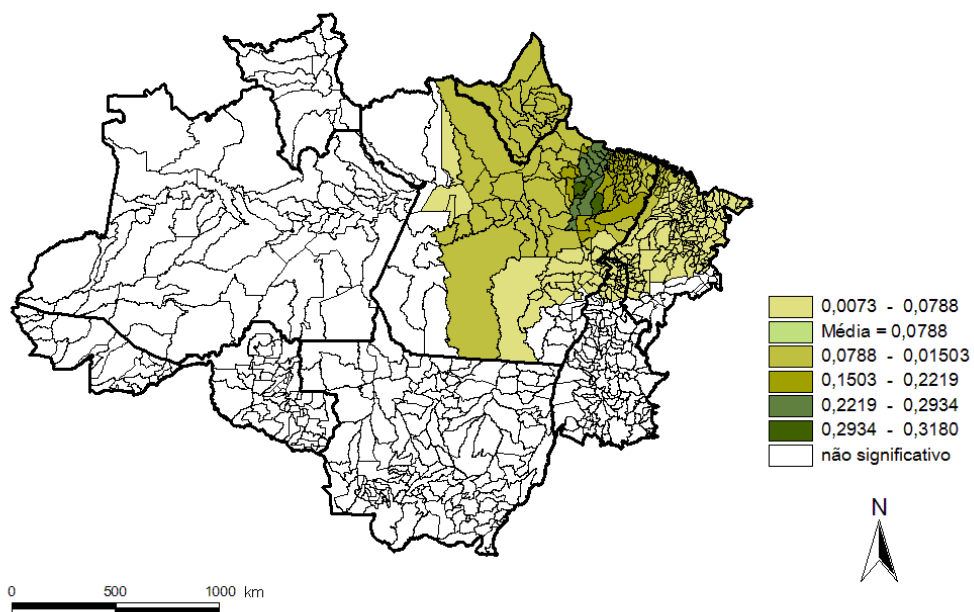
Mapa 11 – Coeficientes locais estimados: CKA
Fonte: a autora (2009).



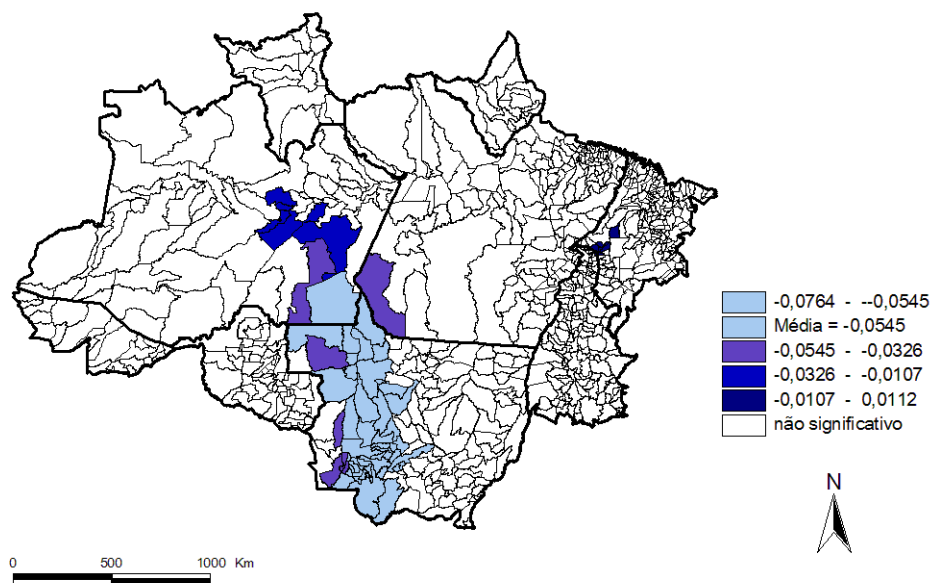
Mapa 12 – Coeficientes locais estimados: rebanho bovino
Fonte: a autora (2009).



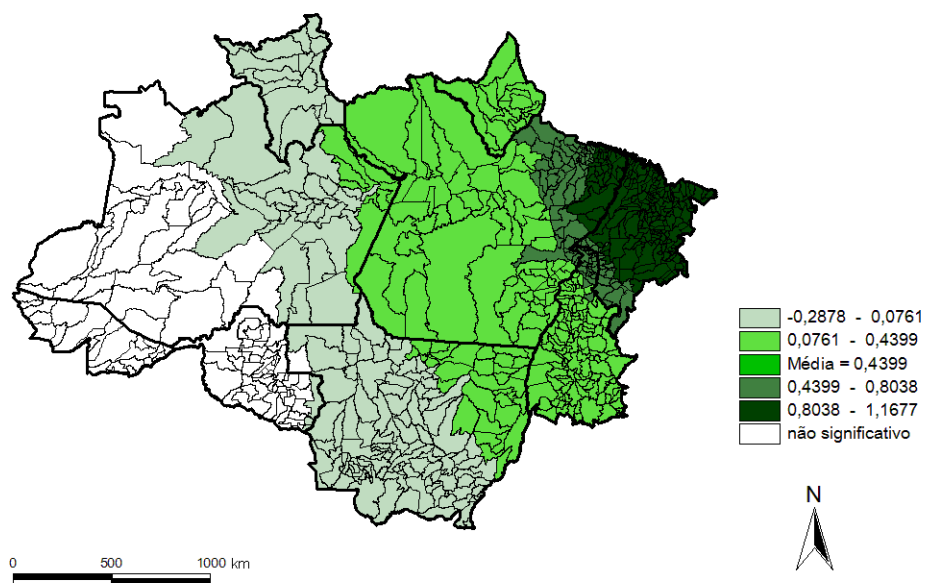
Mapa 13 – Coeficientes locais estimados: soja
Fonte: a autora (2009).



Mapa 14 – Coeficientes locais estimados: cana-de-açúcar
Fonte: a autora (2009).



Mapa 15 – Coeficientes locais estimados: extração de produtos não-madeireiros
Fonte: a autora (2009).



Mapa 16 – Coeficientes locais estimados: área de floresta
Fonte: a autora (2009).

6 CONCLUSÃO

Este trabalho investigou a hipótese da Curva de Kuznets Ambiental (CKA) para a região da Amazônia Legal, isto é, se existe uma relação entre um indicador de degradação ambiental e crescimento econômico da região, na forma de “U” invertido. O indicador de degradação ambiental mais relevante, neste caso, é o desmatamento, expresso pelo incremento anual da área desmatada (em km²), monitorado pelo Sistema Prodes (INPE), para os municípios da região. O crescimento econômico foi expresso pelo PIB *per capita* municipal. O estudo abrange o período de 2001 a 2006.

O desmatamento é um processo de forte natureza espacial, uma vez que acontece principalmente nas vizinhanças de áreas desmatadas anteriormente. Para contemplar este aspecto, a consideração de efeitos espaciais nos estudos sobre desmatamento tem-se mostrado importante. A literatura aponta a importância das diferenças intrarregionais para a compreensão do processo de desenvolvimento da região amazônica e para o processo de desmatamento. Este trabalho contribuiu com uma análise econométrico-espacial utilizando um painel de dados mais extenso que os de estudos anteriores, além de tratar a heterogeneidade espacial dos parâmetros por meio de regimes espaciais e regressões ponderadas geograficamente.

A Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) mostrou a presença de autocorrelação espacial global para o desmatamento na região, em um padrão de concentração. A AEDE indica também a existência de *clusters* do tipo Alto-Alto em parte do Arco do Povoamento Adensado e parte da Amazônia Central, isto é, agrupamentos de municípios com altos valores de desmatamento próximos a municípios que apresentam também altos valores de área desmatada no período. A AEDE realizada para o contexto bivariado (área desmatada anual e PIB *per capita* municipal) mostra resultados mais diversos do que o encontrado no contexto univariado. O grande *cluster* do desmatamento na região central do Arco do Povoamento Adensado e Amazônia Central apresenta dois padrões distintos de relação com o PIB *per capita*: 1) a porção que abrange o estado do Mato Grosso e sudeste do Pará apresenta um padrão de associação local Alto-Alto, ou seja, os municípios com alto PIB *per capita* são vizinhos de municípios com alto desmatamento; e 2) o restante do estado do Pará e Amazonas apresentam padrões de associação local Baixo-Alto, ou seja, municípios com menores valores para o PIB *per capita* são rodeados por municípios com alto

desmatamento. Outros pequenos *clusters* com outros padrões de associação são também observados. De modo global, a autocorrelação espacial bivariada ocorre no padrão de concentração, porém com menor intensidade (menor valor de *I* de Moran) do que no contexto univariado.

A autocorrelação espacial da área desmatada detectada pela AEDE indica a presença de efeitos espaciais na forma de dependência espacial. Os diversos padrões de associação local indicados pela AEDE no contexto bivariado (área desmatada anual e PIB *per capita*) sinalizam a existência de diferentes formas para a CKA em diferentes regimes espaciais. Estes dois aspectos são levados em consideração na análise econométrica com dados em painel, com correção para a dependência espacial e com a estimação de equações para as três macrozonas (Amazônia Ocidental, Amazônia Central e Arco do Povoamento Adensado) e para os nove estados que compõem a região, além da estimativa dos coeficientes locais por Regressões Ponderadas Geograficamente (RPG). Para a análise econométrica, além da CKA, outras variáveis explicativas, relatadas em literatura como condicionantes do processo de desmatamento, foram incluídas no modelo: rebanho bovino, áreas cultivadas de soja e cana-de-açúcar, extração de produtos madeireiros e não-madeireiros, silvicultura de produtos madeireiros, densidade populacional, crédito rural e existência de floresta anterior.

A análise econométrica parte de um modelo global para o desmatamento na Amazônia, e a estimação por efeitos fixos mostra-se a mais apropriada. Este fato está de acordo com o esperado, pois muitos dos determinantes do desmatamento são características peculiares ao município e praticamente invariantes no período de estudo, tais como potencial agropecuário do solo, pluviosidade, áreas protegidas, distância de mercados. O modelo-base global, entretanto, não indica a presença de uma relação do tipo da CKA, em nenhuma de suas formas. Vários modelos espaciais foram estimados alternativamente, e o que melhor se ajusta aos dados (com base na maior remoção da autocorrelação espacial dos resíduos e menor valor de AIC) é o modelo de erro espacial com transbordamentos espaciais. Neste último, a CKA é verificada na forma de “N” invertido, ou seja, o desmatamento é decrescente para baixos níveis de PIB *per capita*, para depois crescer à medida que o PIB *per capita* se eleva, e torna-se decrescente novamente para níveis mais elevados de PIB *per capita*. A presença da relação da CKA (na forma de “N”) nos municípios vizinhos mostra-se significativa.

Com relação às estimações para os regimes espaciais definidos para as três macrozonas da Amazônia Legal, também os modelos espaciais mostraram-se mais adequados.

Para a Amazônia Central, o melhor modelo é o modelo de defasagem espacial, no qual o parâmetro de defasagem espacial (ρ) é significativo e positivo, indicando que o desmatamento em determinado município é influenciado diretamente pelo desmatamento nos municípios vizinhos. Para a Amazônia Ocidental, o melhor modelo é Durbin espacial, sendo o parâmetro de defasagem espacial (ρ) também significativo e positivo, como para a Amazônia Central. Para a macrozona definida como Arco do Povoamento Adensado, o melhor modelo é o modelo de transbordamentos espaciais com correção para o termo de erro espacial, porém de forma menos robusta do que os casos anteriores, pois a autocorrelação espacial nos resíduos também não é completamente removida.

A hipótese da CKA não é verificada para nenhuma das três macrozonas, pois em nenhuma delas os coeficientes relacionados ao PIB *per capita* municipal (e seus termos quadrático e cúbico) foram significativos. Entretanto, para a Amazônia Ocidental e Arco do Povoamento Adensado, a relação da CKA acontece na forma de transbordamento espacial: as variáveis relativas ao PIB *per capita* defasadas espacialmente são significativas e indicam que o desmatamento em um município é influenciado pela vizinhança de uma CKA na forma de “N”.

Para os estados, os modelos espaciais também mostraram-se mais apropriados, com exceção do estado de Roraima, para o qual o modelo sem correção espacial é mais adequado. O modelo de Durbin espacial é o melhor para Rondônia, Acre, Amazonas, Tocantins, Maranhão e Mato Grosso. Para estes estados (com exceção do Acre), o parâmetro de defasagem espacial (ρ) é significativo e positivo, indicando que o desmatamento anual em um município é afetado pela área desmatada média nos municípios vizinhos. Para os estados do Pará e do Amapá, o modelo de erro espacial é o que melhor se ajusta aos dados.

A relação entre o desmatamento e as variáveis explicativas é diferente para os estados; em sua maioria, a relação da CKA não é encontrada. A CKA é verificada na forma de “U” invertido apenas para Mato Grosso. Para o estado do Pará, a CKA tem a forma de “U”, e para o estado do Maranhão é monotônica decrescente. O fato de se encontrar diferentes resultados para a CKA ao estimá-la em subregiões encontra paralelo na literatura (STERN, 2004; CHIMELI, 2007; PRATES, 2008).

Os resultados distintos para as diferentes macrozonas e os diferentes estados ressaltam a heterogeneidade espacial da região, e reforçam a idéia de que o desmatamento não se

processa de maneira igual no espaço. A metodologia RPG proporciona a possibilidade de estimar coeficientes locais, de modo a captar a heterogeneidade espacial extrema que se manifesta. Os resultados da estimação por RPG (com os dados transformados em diferenças 2006-2001 para a remoção dos efeitos individuais invariantes no tempo) mostram que este modelo é mais adequado que o modelo linear clássico de coeficientes globais. O diagnóstico para dependência espacial indica o modelo de erro espacial para tratamento da autocorrelação espacial remanescente nos resíduos, assim, o modelo final RPG foi estimado com a inclusão do termo de erro defasado espacialmente. A análise dos resíduos indica a remoção da autocorrelação espacial. Com isso, o modelo RPG de erro espacial mostra-se capaz de resolver os problemas de má-especificação de natureza espacial: dependência espacial e heterogeneidade espacial extrema.

Os resultados do modelo RPG apresentam coeficientes locais para a CKA na região da Amazônia Legal, localizadas principalmente na região central e nordeste, onde todas as formas da CKA podem ser encontradas: monotônica crescente, decrescente, em forma de “U”, em forma de “U” invertido, em forma de “N” e em forma oposta à de “N”. Nas demais regiões, a relação da CKA não é significativa. Estes resultados reforçam a idéia de que a CKA é sobretudo um fenômeno local (CIRIACI e PALMA, 2009).

Com relação às outras variáveis explicativas do desmatamento, os resultados do modelo RPG mostram que já variabilidade espacial dos parâmetros para o rebanho bovino, cultivo de soja e cana-de-açúcar, extração de produtos madeireiros, e existência de floresta anterior. O rebanho bovino mostra-se significativo no modelo global, mas ao dividir a região, apenas é significativo para a macrozona correspondente ao Arco do Povoamento Adensado, o que está de acordo com a literatura (MARGULIS, 2003; AGUIAR et al. 2007). Este resultado localiza-se principalmente no Acre, Pará e Maranhão. Considerando-se toda a região, o cultivo de soja não afeta significativamente o desmatamento; entretanto, em nível mais detalhado, mostra-se importante para explicar a área desmatada no Arco do Povoamento Adensado.

A presença de floresta remanescente é importante para explicar o desmatamento anual no Arco do Povoamento Adensado e na Amazônia Central, especificamente nos estados de Rondônia, Pará, Tocantins, Maranhão e Mato Grosso. Isto significa que, nestas regiões, há desmatamento onde existem áreas a desmatar, de modo que o desmatamento menor está associado a áreas menores de florestas remanescentes. Por outro lado, onde a floresta intocada

ocupa a maior parte dos municípios (Amazônia Ocidental e Amapá), esta relação não é significativa. Este resultado mostra que há um efeito de escassez do recurso natural floresta, conforme sugerido em literatura (CULAS, 2007; ARAÚJO et al., 2009).

Concluindo, este trabalho contribui para a compreensão do desmatamento na Amazônia Legal como um processo heterogêneo no espaço. Sua relação com o desenvolvimento é desigualmente distribuída na região, expressa pelos diferentes formatos encontrados para a Curva de Kuznets Ambiental, tanto para os estados, quanto para os municípios, com base nos coeficientes locais estimados. As causas do desmatamento também apresentam variabilidade espacial. A metodologia RPG mostrou-se especialmente adequada para captar os aspectos espaciais envolvidos no processo de desmatamento. Por fim, acredita-se que os estudos e políticas para a Amazônia brasileira devam considerar sobretudo estas diferenças intrarregionais existentes. Como sugestão para abordagem do espaço amazônico em estudos futuros, pode-se pensar a região dividida da seguinte maneira: a Amazônia Ocidental pode ser considerada como um todo; o Arco do Povoamento Adensado pode ser dividido em nível de estados; e a Amazônia Central, pela variabilidade espacial que apresenta em seu interior, poderia ser tratada em um nível mais detalhado (mesorregiões ou microrregiões).

REFERÊNCIAS

- AGUIAR, A.P.; CÂMARA, G.; ESCADA, M.I.S. Spatial statistical analysis of land-use determinants in the Brazilian Amazonia: Exploring intra-regional heterogeneity. **Ecological Modelling**, 209, p.169-188, 2007.
- ALMEIDA, E. S. **Econometria Espacial Aplicada**. Curso de Mestrado em Economia Aplicada, Universidade Federal de Juiz de Fora, 2008. Mimeografado.
- ALMEIDA, F. **O bom negócio da sustentabilidade**. Nova Fronteira. Rio de Janeiro, 2002.
- ALVAREZ, N.L.; NAUGHTON-TREVES, L. Linking National Agrarian Policy to Deforestation in the Peruvian Amazon: A Case Study of Tambopata, 1986–1997. **Ambio** Vol. 32 No. 4, June 2003.
- ANDERSEN, L.; REIS, E.J. Deforestation, Development, And Government Policy In The Brazilian Amazon: An Econometric Analysis. Texto para discussão no. 513. IPEA, 1997.
- ÂNGELO, H.; PEREIRA DE SÁ, S.P. Deforestation in Brazilian Amazon, **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 17, n. 3, p. 217-227, jul-set, 2007.
- ANGELSEN, A. Agricultural expansion and deforestation: modelling the impact of population, market forces and property rights. **Journal of Development Economics**, Vol. 58, p. 185–218, 1999.
- ANSELIN, L. Spatial Dependence and Spatial Structural Instability in Applied Regression Analysis. **Journal of Regional Science**, vol.30, n.2, p.185-207, 1990.
- ARAÚJO, C.; BONJEAN, C.A.; COMBE, J.L.;MOTEL,P.C.; REIS, E.J. Property rights and deforestation in the Brazilian Amazon. **Ecological Economics** (2009), doi:10.1016/j.ecolecon.2008.12.015
- ARBIA, G. **Spatial Econometrics**. Springer, 2006.
- ARCAND, J.L.; GUILLAUMONT,P.; JEANNENEY, S.G. Deforestation and the real exchange rate. **Journal of Development Economics**, 86, p. 242–262, 2008.
- ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS CENTROS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – ANPEC. **Proposta de Estratégia Espacial para o Desenvolvimento da Amazônia**. Relatório. 172 p. 2003. Disponível em <http://www.ada.gov.br/biblioteca/publicacoes_2003/caf_10824_2003.pdf> Acesso em maio/2009.
- BARBIER, E.B.; BURGESS, J.C. The Economics of Tropical Deforestation. **Journal of Economic Surveys**, v.5, n.3, 2002.
- BATTHARAI, M.; HAMMIG, M. Institutions and Environmental Kuznets Curve for Deforestation: a Crosscountry analysis for Latin America, Africa and Asia. **World Development**, v.29, n.6, 2001.
- BAUM, C.F. **An Introduction to Modern Econometrics Using Stata**. Stata Press, 2006.

BELL, K.P.; BOCKSTAEL, N.E. Applying The Generalized-Moments Estimation Approach To Spatial Problems Involving Microlevel Data. **The Review of Economics and Statistics**, v. 82, n.1, p.72–82, 2000.

BENHIN, J.K.A. Agriculture and Deforestation in the Tropics: A Critical Theoretical and Empirical Review. **Ambio**, Vol. 35, No. 1, 2006.

BECKER, B.K. Geopolítica da Amazônia. **Estudos Avançados**, 19 (53), 2005.

BRASIL. Lei nº 5173, de 27 de outubro de 1966. **Diário Oficial da União**, Seção 1 - 31/10/1966, Página 12563. Texto digitalizado. Disponível em <<http://www.camara.gov.br/internet/InfDoc/novoconteudo/legislacao/republica/Leis1966vVIIp477/parte-43.pdf#page=5>>. Acesso em fevereiro/2009.

_____. Lei Complementar nº 124, de 3 de janeiro de 2007. Texto digitalizado. Disponível em <<http://www2.camara.gov.br/internet/legislacao/legin.html/visualizarNorma.html?ideNorma=548988>>. Acesso em fevereiro/2009.

_____. Presidência da República. **Plano Amazônia Sustentável: diretrizes para o desenvolvimento sustentável da Amazônia Brasileira**. 112 p. Brasília, 2008a.

_____. Comitê Interministerial sobre Mudança do Clima. **Plano Nacional sobre Mudança do Clima**. Brasília, 2008b.

BROWN, J.C.; KOEPPE, M.; COLES, B.; PRICE, K.P. Soybean Production and Conversion of Tropical Forest in the Brazilian Amazon: The Case of Vilhena, Rondonia. **Ambio** Vol. 34, No. 6, 2005.

CALDAS, M.M.; WALKER, R.; SHIROTA, R.; PERZ, S.; SKOLE, D. Ciclo de Vida da Família e Desmatamento na Amazônia: Combinando Informações de Sensoriamento Remoto com Dados Primários. **Revista Brasileira de Economia**, 57(4):683-711, Rio de Janeiro, 2003.

CAMARGO, A.; CAPOBIANCO, J.P.R.; OLIVEIRA, J.A.P.(orgs). **Meio Ambiente Brasil: avanços e obstáculos pós-Rio-92**. Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2002.

CARVALHO, T. S. **A Hipótese da Curva de Kuznets Ambiental Global e o Protocolo de Quioto**. 2008. 130 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada). Faculdade de Economia e Administração, Universidade Federal de Juiz de Fora, 2008.

CHARLTON, M.; FOTHERINGHAM, A.S.; BRUNDSO, C. **Geographically Weighted Regression**. NCG, 2006. Disponível em http://www.ucl.ac.uk/jdi/downloads/conferences/fourth_nat_map_conf/Slides%202006/4thN CMC%201D%20Fotheringham.pdf. Acesso em junho/2009.

_____. **Geographically Weighted Regression. User's Manual and Installation Guide**. Mimeo. Acesso em junho/2009.

CIRIACI, D., PALMA, D. Geography, environmental efficiency and economic growth: how to uncover localized externalities through spatial econometric modeling. **SEA, III World Conference**. Barcelona, 2009.

CHIANG, A.C., WAINWRIGTH, K. *Matemática para Economistas*. 4 ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

CHIMELI, A.B. Growth and the environment: Are we looking at the right data? **Economics Letters**, n.96, p. 89–96, 2007.

CHOMITZ, K.M.; THOMAS, T.S., Determinans of Land Use in Amazônia: A fine-scale Spatial Analysis. **American Journal of Agricultural Economics**. 85(4), p.1016–1028, 2003.

CHOWDHURY, R.R. Landscape change in the Calakmul Biosphere Reserve, Mexico: Modeling the driving forces of smallholder deforestation in land parcels. **Applied Geography**, v. 26, p. 129–152, 2006.

_____. Driving forces of tropical deforestation: The role of remote sensing and spatial models. **Singapore Journal of Tropical Geography**, v. 27, p. 82–101, 2006.

COMISSÃO MUNDIAL SOBRE MEIO AMBIENTE E DESENVOLVIMENTO. **Nosso Futuro Comum**. Editora da Fundação Getúlio Vargas. 2ª. Edição. Rio de Janeiro, 1991.

CULAS, R.J. Deforestation and the environmental Kuznets curve: An institutional perspective. **Ecological Economics**, v.61, p.429-437, 2007.

DE BRUYN, S. M.; VAN DEN BERGH, J. C. J. M.; OPSCHOOR, J. B. Economic Growth and Emissions: reconsidering the empirical basis of environmental Kuznets curves. **Ecological Economics**, vol. 25, p. 161-175, 1998.

DEININGER, K.; MINTER, B. Determinants of Deforestation and the Economics of Protection: an application to Mexico. **American Journal of Agricultural Economics**.. 84(4) p. 943–960, 2002.

EHRHARDT-MARTINEZ, K.; CRENSHAW, E.M.; JENKINS, J.C. Deforestation and the Environmental Kuznets Curve: A Cross-National Investigation of Intervening Mechanisms. **Social Science Quarterly**, Volume 83, N. 1, 2002.

ELHORST, J.P. Specification and estimation of spatial panel data models. **International Regional Science Review**, vol.26, n.3, p.224-268, 2003.

EWERS, R.M.; LAURANCE, W.F.; SOUZA JR, C.M. Temporal fluctuations in Amazonian deforestation rates. **Environmental Conservation**, v. 35 , n.4, p. 303–310, 2008.

FERREIRA, A.M.M.; SALATI, E. Forças de transformação do ecossistema amazônico. **Estudos Avançados**, 19 (54), 2005.

FERREIRA, C.M.C. As Teorias da Localização e a Organização Espacial da Economia. In: **Economia Regional: Teorias e Métodos de Análise**. Banco do Nordeste do Brasil ETENE, Fortaleza, 1989.

FERREIRA, L.V.; VENTICINQUE, E.; ALMEIDA, S. O desmatamento na Amazônia e a importância das áreas protegidas. **Estudos avançados**, v.19, n.53, 2005.

FERREIRA, N.C.; FERREIRA JR, L.G.; HUETE, A.; MIZIARA, F.; FERREIRA, M.E. Causas e Efeitos dos Desmatamentos na Amazônia: Uma análise a partir de dados orbitais,

cartográficos e censitários. **Anais XIII Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto**. Florianópolis, 21-26 abril 2007, INPE, p. 6721-6728.

GEIST, H.J.; LAMBIN, E.F. Proximate Causes and Underlying Driving Forces of Tropical Deforestation. **BioScience**, Vol. 52, No. 2, 2002.

GODOY, R.; GROFF, S.; O'NEILL, K. The Role of Education in Neotropical Deforestation: Household Evidence from Amerindians in Honduras. **Human Ecology**, Vol. 26, No. 4, 1998.

GOMES, S.C.; BRAGA, M.J. **Desenvolvimento Econômico e Desmatamento na Amazônia Legal: uma análise econométrica**. Trabalho apresentado no XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), 2008.

GROSSMAN, G.; KRUEGER, A. Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement, **National Bureau of Economic Research Working Paper 3914**, NBER, Cambridge, MA, 1991.

_____. Economic Growth and the Environment. **Quarterly Journal of Economics**, Massachusetts, vol. 110, n. 2, p. 353-377, 1995.

GUJARATI, D.N. **Econometria Básica**. 4.ed. Campus, 2006.

IBGE. **Amazônia Legal**. Disponível em [HTTP://www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br). Acesso em março/2009.

_____. Bacia Hidrográfica. **Atlas Nacional do Brasil**. 3. ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2000.

_____. **Relatório Meio Ambiente 2002: Perfil dos Municípios Brasileiros**. IBGE, 2002.

INTERNATIONAL BANK FOR RECONSTRUCTION AND DEVELOPMENT - IBRD. **World Development Report 1992: Development and the Environment**. 332 p. New York, Oxford University Press, 1992.

IGLIORI, D.C. **Deforestation, Growth and Agglomeration Effects: Evidence from Agriculture in the Brazilian Amazon**. XXXIV Encontro Nacional de Economia. ANPEC, 2006.

INPE - INSTITUTO NACIONAL DE PESQUISAS ESPACIAIS. **Relatório Monitoramento da Cobertura florestal da Amazônia por Satélites. Sistemas PRODES, DETER, DEGRAD E QUEIMADAS 2007-2008**. INPE, Ministério da Ciência e Tecnologia, 2008.

INPE - INSTITUTO NACIONAL DE PESQUISAS ESPACIAIS. **CRA/INPE mapeia vegetação secundária do Pará, Mato Grosso e Amapá**. Disponível em http://www.inpe.br/noticias/noticia.php?Cod_Noticia=1934. Acesso em setembro/2009.

KAIMOWITZ, D.; ANGELSEN, A. **Economic Models of Tropical Deforestation: a Review**. CIFOR, Jacarta, 1998.

KELEJIAN, H.; PRUCHA, I. A generalized spatial two stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances. **Journal of Real Estate Finance and Economics**, n. 17, p.99-121,1998.

KOOP, G.; TOLE, L. Is there an environmental Kuznets curve for deforestation? **Journal of Development Economics**, v. 58, p.231–244, 1999.

_____. Deforestation, distribution and development. **Global Environmental Change**, v.11, p. 193-202, 2001.

KUZNETS, S. Economic Growth and Income Inequality. **The American Economic Review**, Vol. 45, No. 1, p. 1-28, 1955.

LANTZ, V. Is there an Environmental Kuznets Curve for clearcutting in Canadian forests? **Journal of Forest Economics**, v. 8, p.199–212, 2002.

LEE, L.-f. GMM and 2SLS estimation of mixed regressive, spatial autoregressive models. **Journal of Econometrics**, 137, p.489–514, 2007.

LESAGE, J.P. A Family of Geographically Weighted Regression Models. In: ANSELIN, L.; FLORAX, R.J.G.M.; REY, S. (org.). **Advances in Spatial Econometrics: Methodology, Tools and Applications**. Springer, 2004.

MADDISON, D. Environmental Kuznets curves: A spatial econometric approach. **Journal of Environmental Economics and Management**, n.51, p.218-230, 2006.

MARGULIS, S. **Causas do desmatamento da Amazônia brasileira**. Banco Mundial, 2003.

MENEZES-FILHO, N.A. Microeconometria. In: **Microeconomia e Sociedade**. Editora Contra-Capa, 2001.

MINISTÉRIO DO MEIO AMBIENTE. **Projeto Macrozoneamento Econômico-ecológico da Amazônia Legal: Marco Teórico-Conceitual**. Disponível em [HTTP://www.mma.gov.br](http://www.mma.gov.br). Acesso em julho/2009.

MIRAGAYA, J. Demanda mundial de carne bovina tem provocado o desmatamento na Amazônia. **T&C Amazônia**, anoVI, n. 14, 2008.

MUNROE, D.K.; SOUTHWORTH, J.; TUCKER, C.M. The dynamics of land-cover change in western Honduras: exploring spatial and temporal complexity. **Agricultural Economics**, v. 27, p. 355-369, 2002.

_____. Modeling Spatially and Temporally Complex Land-Cover Change: The Case of Western Honduras. **The Professional Geographer**, v. 56, n.4, p.544–559, 2004.

OLIVEIRA, R.C. **Desmatamento na Amazônia Legal: uma análise econométrica-espacial para a Curva de Kuznets Ambiental**. Trabalho apresentado às disciplinas Econometria Espacial e Métodos Quantitativos III, Mestrado em Economia Aplicada, Universidade Federal de Juiz de Fora, 2009.

ORGANIZAÇÃO DO TRATADO DE COOPERAÇÃO AMAZÔNICA - OTCA / PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O MEIO AMBIENTE - PNUMA. **Perspectivas do Meio Ambiente na Amazônia GEO Amazônia**. OTCA/PNUMA, 2009. Disponível em <http://www.brasilpnuma.org.br/publi/geoamazonia.html>. Acesso em março/2009.

PÁEZ, A.; SCOTT, D.M. Spatial statistics for urban analysis: A review of techniques with examples. **GeoJournal**, v. 61, p. 53–67, 2004.

PAN, W.; CARR, D.; BARBIERI, A.; BILSBORROW, R.; SUCHINDRAN, C.. Forest Clearing in the Ecuadorian Amazon: A Study of Patterns Over Space and Time. **Popul Res Policy Rev**, v. 26, p.635–659, 2007.

PANAYOTOU, T. Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development, **Working Paper WP238**, Technology and Employment Programme (Geneva: International Labor Office), 1993.

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

PINDYCK, R.S.; RUBINFELD, D.L. **Econometria: Modelos & Previsões**. Editora Campus, 2004.

PRATES, R.C. **O desmatamento desigual na Amazônia brasileira: sua evolução, suas causas e conseqüências para o bem-estar**. 2008. 160f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada). Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, 2008.

REIS, E. J. ; GUZMAN, R. M. . Um modelo econométrico do desflorestamento da Amazônia. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 23, n. 1, p.33-64, 1993.

RUPASINGHA, A.; GOETZ, S. J.; DEBERTIN, D. L.; PAGOULATOS, A. The Environmental Kuznets Curve for US counties: A spatial econometric analysis with extensions. **Regional Science**, vol. 83, p. 407-424, 2004.

ROSTOW, W.W. **Etapas do Desenvolvimento Econômico (Um Manifesto Não-Comunista)**. Rio de Janeiro: Zahar Editores, Cap II,1978.

SANTOS, R.B.N; DINIZ, M.B.; DINIZ, M.J.T.; RIVERO, S.L.M.; OLIVEIRA JUNIOR, J.N. **Estimativa da Curva de Kuznets Ambiental para a Amazônia Legal**. Trabalho apresentado no XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), 2008.

SCRIECIU, S.S. Can economic causes of tropical deforestation be identified at a global level? **Ecological Economics**, v. 62, p.603-612, 2007.

SILVA, A.N. **Análise das relações entre o desflorestamento e o potencial agropecuário das terras na Amazônia**. 2006. 179 f. Dissertação (Mestrado em Sensoriamento Remoto), Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, 2006.

SUPERINTENDÊNCIA DE DESENVOLVIMENTO DA AMAZÔNIA (SUDAM).

Disponível em

http://www.ada.gov.br/index.php?option=com_content&task=view&id=40&Itemid=49.

Acesso em 25/03/2009.

STERN, D. I. Applying Recent Developments in Time Series Econometrics to the Spatial Domain. Blackwell Publishers, Oxford, vol. 52, n. 1, p. 37-49, 2000.

_____. The Rise and Fall of the Environmental Kuznets Curve. **World Development**, Vol. 32, No. 8, p. 1419–1439, 2004.

TRANCOSO, R.; CARNEIRO FILHO, A.; FERREIRA, D.A.C.; NOGUERA, S.P. Sistemas de Informação Geográfica como ferramenta para o diagnóstico e gestão de macrobacias no arco do desmatamento da Amazônia. In: **Anais XII Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto**. Goiânia, Brasil. INPE, p.2405-2412, 2005.

UUSIVUORI, J.; LEHTO, E.; PALO, M. Population, income and ecological conditions as determinants of forest area variation in the tropics. **Global Environmental Change**, v. 12, p. 313–323, 2002.

VAN, P.N.; AZOMAHOU, T. Nonlinearities and heterogeneity in environmental quality: An empirical analysis of deforestation. **Journal of Development Economics**, v.4, p. 291–309, 2007.

VAN GILS, H.A.M.J.; UGON, A.V.L.A. What Drives Conversion of Tropical Forest in Carrasco Province, Bolivia? **Ambio**, Vol. 35, No. 2, 2006.

VERA-DIAZ, M.C.; KAUFMANN, R.K.; NEPSTAD, C.; SCHLESINGER, P. An interdisciplinary model of soybean yield in the Amazon Basin: The climatic, edaphic, and economic determinants. **Ecological Economics**, v.65, p.420-431, 2008.

VITEL, C.S.M.N.; FEARNSSIDE, P.M.; GRAÇA, P.M.L.A. Análise da inibição do desmatamento pelas áreas protegidas na parte sudoeste do Arco do Desmatamento. In: **Anais XIV Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto**. Natal, Brasil. INPE, p.6377-6384, 2009

WALKER, R.; MORAN, E.; ANSELIN, L. Deforestation and Cattle Ranching in the Brazilian Amazon: External Capital and Household Processes. **World Development**, v. 28, n. 4, p. 683-699, 2000.

WANG, S.; LIU, C. ; WILSON, B. Is China in a later stage of a U-shaped forest resource curve? A re-examination of empirical evidence. **Forest Policy and Economics**, v. 10, p. 1–6, 2007.

WOOLDRIDGE, J.M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Boston, Massachusetts: MIT, 2002.

ZHANG, Y.; TACHIBANA, S.; NAGATA, S. Impact of socio-economic factors on the changes in forest areas in China. **Forest Policy and Economics**, v. 9, p. 63– 76, 2006.

ZWANE, A.P. Does poverty constrain deforestation? Econometric evidence from Peru. **Journal of Development Economics**, v. 84, p. 330–349, 2007.

APÊNDICES

APÊNDICE A: Resultados das equações estimadas para a Amazônia Legal

Tabela A.1 – Correlação entre as variáveis explicativas e os resíduos da equação estimada por efeitos fixos para a Amazônia Legal

Correlação	Resíduos
Y	0,0000
Y2	0,0000
Y3	0,0000
BOV	0,0000
SOJA	0,0000
CANA	0,0000
EXT_MAD	0,0000
EXT_NMAD	0,0000
SILV_MAD	0,0000
DPOP	0,0000
CR	0,0000
FLO	0,0000

Fonte: a autora (2009).

Tabela A.2 – Resultados das equações estimadas para a Amazônia Legal (com correção para dependência espacial)

	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)	Modelo (5)
ρ	0,0348			0,2765	
λ		0,4484***			0,4832***
constante	-1431,1683**	-1481,0294***	-1500,4101***	-1014,9219	-1559,3875***
Y	-0,0002	0,0004	-0,0021	-0,0027	-0,0024
Y2	1,27E-08	-8,36E-09	7,32E-08	9,16E-08*	8,24E-08*
Y3	-1,18E-13	5,28E-14	-5,88E-13	-7,40E-13*	-7,11E-13**
BOV	0,0009*	0,0011***	0,0008*	0,0008	0,0007***
SOJA	0,0012	0,0011**	0,0007	0,0007	0,0008
CANA	-0,0003	-0,0035**	-0,0007	1,36E-05	-0,0011
EXT_MAD	0,0002	-0,0001	0,0002	0,0002	0,0002
EXT_NMAD	-0,0003	-0,0001	-0,0002	-0,0003**	-1,20E-05
SILV_MAD	8,59E-06	0,0000	0,0000	0,0000	8,99E-06
DPOP	-0,0389	-0,0308	0,0039	-0,0109	-0,0001
CR	6,05E-07**	9,10E-07***	6,38E-07**	0,0000*	6,57E-07**
FLO	0,3180**	0,3291***	0,3210**	0,3176**	0,3082***
OUTLIER	197,7095***	173,1386***	200,7926***	162,2973**	159,1636***
D2002	-32,0931***	-33,8581***	-37,5683***	-25,9950***	-39,9115***
D2003	-22,9873***	-25,6477***	-30,6820***	-20,6097***	-31,1214***
D2004	-20,5102**	-23,4773***	-31,0413***	-20,6342***	-32,9350***
D2005	-19,7990*	-25,2962***	-31,6717**	-21,1991***	-30,5555***
D2006	-5,2938	-8,3381	-16,6478	-10,6734	-14,8675
WY			0,0098***	0,0086**	0,0091***
WY2			-4,04E-07***	-3,54E-07**	-3,17E-07***
WY3			3,49E-12***	3,07E-12**	2,72E-12***
WBOV			0,0002***	-0,0001	0,0004***
WSOJA			0,0010***	0,0005	0,0004**
WCANA			-0,0112	-0,0082	-0,0147***
WEXTM			0,0000	0,0000	0,0000
WEXTNM			-0,0060**	-0,0036	-0,0045**
WSILV			-0,0001	-3,13E-05	-0,0001
WDPOP			-0,0099	0,0166	0,0259
WCR			3,64E-07	7,27E-08	6,22E-07**
WFLO			0,0060	-0,0791	0,0274
AIC	5078	4859	5161	4387	4701
Autocorrelação espacial dos resíduos	presente todos os anos	presente em 2005	presente todos os anos	presente em todos os anos	presente em 2006

Fonte: a autora (2009).

* p -valor <0,10; ** p -valor <0,05; *** p -valor <0,01.

(1) Modelo de defasagem espacial; (2) modelo de erro espacial; (3) modelo regressivo cruzado espacial; (4) modelo Durbin espacial; (5) modelo de erro espacial e transbordamentos espaciais.

APÊNDICE B: Resultados das equações estimadas para as macrozonas da Amazônia Legal

Tabela B.1 – Resultados das equações estimadas para a Amazônia Central

	Modelo (0)	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)	Modelo (5)
ρ		0,4149*			0,0111	
λ			0,1263			0,2463
constante	-2087,46**	-1869,96***	-997,19**	-2486,84	-2462,07	-3187,89*
Y	0,0200	-0,0009	-0,0600	0,0046	0,0046	-0,0379
Y2	-4,96E-06	-2,19E-06	1,17E-05*	-4,31E-06	-4,31E-06	5,00E-06
Y3	2,31E-10	1,22E-10	-5,45E-10*	2,29E-10	2,29E-10	-2,11E-10
BOV	0,0002	0,0002	-0,0001	0,0003	0,0003	0,0004
SOJA	0,0014	0,0013	-0,0001	0,0013	0,0013	0,0004
CANA	0,9013*	0,8933*	-0,2473	0,8205	0,8209	0,3168
EXT_MAD	0,0002	0,0002	0,0003	0,0001	0,0001	0,0001
EXT_NMAD	0,0134	0,0190	0,0057	0,0330	0,0333	0,0214
SILV_MAD	0,0000***	1,45E-05***	9,17E-06*	0,0000***	3,33E-05**	-2,21E-06
DPOP	-8,7170	-24,1759	7,3314	-14,4097	-14,4045	-5,8924
CR	3,21E-06	0,0000	0,0000	2,74E-06	2,72E-06	-3,62E-06
FLO	0,1156**	0,1053***	0,0611**	0,1301***	0,1299***	0,1153***
OUTLIER	205,3884***	175,4284***	150,3248***	202,9290***	202,1657***	182,5506***
D2002	-24,7717***	-9,9724	-14,0464	-29,0323**	-28,6798*	-29,8120**
D2003	18,2665***	14,7578***	16,2945	15,0500	14,8294	3,7895
D2004	1,8332	9,6566	5,2028	-2,4956	-2,4983	-13,4483
D2005	-16,8409	1,0525	-8,8525	-14,7074	-14,6138	-14,0823
D2006	-11,9720	15,4443	-11,3515	-9,5586	-9,5054	-2,1751
WY				0,0030	0,0031	0,0010
WY2				3,53E-06	3,46E-06	3,29E-06
WY3				-1,52E-10	-1,48E-10	-1,69E-10
WBOV				2,63E-05	2,42E-05	0,0004
WSOJA				0,0066*	0,0065*	0,0019
WCANA				-0,1228***	-0,1227***	-0,1139***
WEXTM				0,0005	0,0005*	0,0002
WEXTNM				-0,1008**	-0,1003**	-0,0652
WSILV				0,0001	0,0001	7,49E-06
WDPOP				-13,9802*	-13,8943**	3,9831
WCR				4,46E-06	4,46E-06	3,46E-06
WFLO				0,0078	0,0068	0,0515
AIC	7618	7198	9116	7324	7324	7543
Autocorrelação espacial dos resíduos	presente em 2003 e 2006	presente em 2006	presente em 2003 e 2006	presente em 2003 e 2006	presente em 2003 e 2006	presente em 2003 e 2006

Fonte: a autora (2009).

* p -valor $<0,10$; ** p -valor $<0,05$; *** p -valor $<0,01$.

(0) Modelo base; (1) Modelo de defasagem espacial; (2) modelo de erro espacial; (3) modelo regressivo cruzado espacial; (4) modelo Durbin espacial; (5) modelo de erro espacial e transbordamentos espaciais.

Tabela B.2 – Resultados das equações estimadas para a Amazônia Ocidental

	Modelo (0)	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)	Modelo (5)
ρ		0,9875***			0,8862***	
λ			0,0493			0,0289
constante	-233,6674	-218,8772	-348,8490	-35,2754	-52,3392	-179,1914
Y	0,0146	-0,0042	0,0144	0,0034	-0,0062	0,0034
Y2	-3,90E-06	7,67E-07	-3,72E-06	-1,17E-06	1,24E-06	-1,10E-06
Y3	2,04E-10	-3,22E-11	1,93E-10	6,45E-11	-5,75E-11	5,99E-11
BOV	0,0002	1,74E-05	0,0002	0,0002	3,09E-05	0,0002
SOJA	-0,0069***	-0,0029**	-0,0062**	-0,0048***	-0,0025	-0,0044
CANA	0,0016	-0,0109	0,0021	-0,0049	-0,0080	-0,0047
EXT_MAD	0,0000	-0,0002	-0,0001	-0,0001	-0,0002	-0,0001
EXT_NMAD	0,0457***	0,0417*	0,0370***	0,0337**	0,0385**	0,0290***
SILV_MAD	-0,0532**	0,0572	-0,0716***	-0,0042	0,0818**	-0,0118
DPOP	-1,2829	-0,3346	-1,1011	-1,2548**	-0,8031	-1,1659*
CR	-8,52E-08	-6,42E-08	-8,52E-08	-1,11E-07	0,0000	-1,06E-07
FLO	0,0118	0,0107	0,0174	0,0098	0,0112	0,0115
OUTLIER	55,1925**	36,0454***	53,8874**	48,5506**	40,4583***	48,2342**
D2002	-13,2414***	-2,1495	-14,7254***	-30,5030**	-18,9773***	-30,9460**
D2003	-1,3887	-1,7347	-2,9042	-16,7017	-14,6482**	-17,0684
D2004	-7,8414***	-1,0386	-9,8736**	-20,9045**	-13,2888**	-21,5747*
D2005	-17,6591***	-1,0695	-19,2745***	-25,6687**	-12,8486	-26,0611**
D2006	-9,9205**	2,1878	-12,1007*	-22,7199*	-14,3809	-22,6199*
WY				0,0671***	0,0424***	0,0663***
WY2				-1,11E-05***	-6,05E-06**	-1,10E-05***
WY3				4,56E-10***	2,20E-10*	4,53E-10***
WBOV				-0,0005	-0,0003	-0,0005
WSOJA				-0,0046	0,0001	-0,0045
WCANA				0,0042	0,0330	0,0081
WEXTM				-0,0001	-0,0001	-0,0001
WEXTNM				-0,1725***	-0,0247	-0,1686**
WSILV				0,2064	-0,0011	0,1705
WDPOP				-3,4027**	-2,2202	-3,3140**
WCR				-2,74E-08	-2,30E-07	-2,42E-08
WFLO				-0,0061	-0,0085	-0,0013
AIC	400	352	395	341	336	340
Autocorrelação espacial dos resíduos	presente em 2001, 2002, 2003 e 2004	presente em 2001, 2003 e 2005	presente em 2001, 2002, 2003 e 2004	presente em 2002, 2003 e 2004	presente em 2001 e 2005	presente em 2002, 2003 e 2004

Fonte: a autora (2009).

* p -valor <0,10; ** p -valor <0,05; *** p -valor <0,01.

(0) Modelo base; (1) Modelo de defasagem espacial; (2) modelo de erro espacial; (3) modelo regressivo cruzado espacial; (4) modelo Durbin espacial; (5) modelo de erro espacial e transbordamentos espaciais.

Tabela B.3 – Resultados das equações estimadas para o Arco do Povoamento Adensado

	Modelo (0)	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)	Modelo (5)
ρ		-0,0466			0,7246***	
λ			0,3463***			0,3563***
constante	-778,9550***	-793,2731***	-766,9393***	-768,7315***	56,5864	-710,2179***
Y	0,0025	0,0029	0,0016	0,0020	-0,0005	0,0011
Y2	-7,83E-08	-8,81E-08	-4,53E-08	-3,68E-08	4,88E-08	-1,48E-08
Y3	5,71E-13	6,44E-13	2,82E-13	1,80E-13	-5,16E-13*	-9,70E-15
BOV	0,0013***	0,0013***	0,0013***	0,0010***	0,0008**	0,0010***
SOJA	0,0024***	0,0025***	0,0022***	0,0017**	0,0015*	0,0017**
CANA	-0,0016	-0,0017	-0,0032	-0,0033	-0,0007	-0,0043
EXT_MAD	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001
EXT_NMAD	-0,0016**	-0,0016**	-0,0014**	-0,0016**	-0,0010	-0,0013*
SILV_MAD	6,97E-06	-1,09E-06	4,95E-06	-1,41E-05	4,13E-05	-1,18E-05
DPOP	-0,0023	0,0029	-0,0181	0,0236	-0,0097	0,0344
CR	6,83E-07***	7,12E-07***	9,07E-07***	9,07E-07***	6,65E-07**	9,79E-07***
FLO	0,5201***	0,5307***	0,5141***	0,5453***	0,5356***	0,5497***
OUTLIER	170,7389***	178,0441***	150,3570***	167,1432***	82,7329**	147,7356***
D2002	-26,3386***	-28,9269***	-26,4214***	-30,5847***	-4,1327	-32,0190***
D2003	-22,0113*	-24,4852***	-20,7530**	-30,5862***	-2,0178	-30,7755***
D2004	-19,6482	-22,0954**	-17,3168	-33,9537***	-1,4913	-32,6574***
D2005	-16,1524	-18,8053	-13,4818	-33,4163**	-1,7410	-31,4523***
D2006	-3,6303	-6,3030	1,3991	-20,4914	-0,6520	-16,5855
WY				0,0057***	0,0036	0,0050***
WY2				-3,75E-07***	-2,24E-07***	-2,95E-07***
WY3				3,38E-12***	2,11E-12***	2,66E-12***
WBOV				0,0004***	-0,0007***	0,0004***
WSOJA				0,0016***	-0,0007**	0,0010***
WCANA				-0,0138*	-0,0031	-0,0123
WEXTM				-0,0001***	-0,0001	-0,0001***
WEXTNM				-0,0074*	0,0020	-0,0057*
WSILV				-0,0001	-2,04E-05	-0,0001***
WDPOP				0,1219**	0,0040	0,0471
WCR				7,74E-07	-4,63E-07	9,33E-07**
WFLO				-0,0339	-0,3907***	-0,0609
AIC	3767	3763	3551	3627	3600	3409
Autocorrelação espacial dos resíduos	presente em todos os anos	presente em todos os anos	presente em 2002, 2003, 2005 e 2006	presente em todos os anos	presente em 2001, 2003, 2004 e 2006	presente em 2003, 2004 e 2006

Fonte: a autora (2009).

* p -valor <0,10; ** p -valor <0,05; *** p -valor <0,01.

(0) Modelo base; (1) Modelo de defasagem espacial; (2) modelo de erro espacial; (3) modelo regressivo cruzado espacial; (4) modelo Durbin espacial; (5) modelo de erro espacial e transbordamentos espaciais.

APÊNDICE C: Resultados das equações estimadas para os estados da Amazônia Legal

Tabela C.1 – Resultados das equações estimadas para o estado de Rondônia

	Modelo (0)	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)	Modelo (5)
ρ		0,6503***			0,7369***	
λ			0,1120***			-0,0046
constante	-207,5750	-204,3721**	-252,3216*	-103,3839	52,6351	-98,3958
Y	-0,0061	-0,0241	0,0085	-0,0101	-0,0266	-0,0107
Y2	1,34E-06	4,24E-06	-1,55E-06	9,41E-07	4,33E-06	1,06E-06
Y3	-5,82E-11	-2,08E-10	1,09E-10	1,59E-11	-1,85E-10	9,45E-12
BOV	-0,0001	-1,85E-05	-0,0001	-0,0001	-4,61E-06	-0,0001
SOJA	-0,0002	6,86E-06	-0,0002	0,0001	0,0003	0,0001
CANA	0,0192	0,0244	0,0164	0,0351	0,0278	0,0352
EXT_MAD	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-4,79E-05	6,47E-06	-4,81E-05
EXT_NMAD	-0,1631***	-0,1475***	-0,1646***	-0,1731***	-0,1538***	-0,1732***
SILV_MAD						
DPOP	7,9716	4,3527	7,6149	5,6165	1,5648	5,6058
CR	1,75E-06	1,71E-06	1,90E-06	1,99E-06	1,64E-06	1,99E-06
FLO	0,0791*	0,0818**	0,0860	0,1098***	0,1062**	0,1099***
OUTLIER	68,0608***	47,0580***	65,5191***	56,6360***	46,7532***	56,6259***
D2002	-4,8410	-4,4790	-3,7812	18,6953	7,6146	18,8255
D2003	6,4557	-3,4008	6,3010	37,5104	9,5153	37,7387
D2004	27,7557**	0,5699	27,9964**	54,2410*	3,5865	54,4915*
D2005	15,7412	3,6000	16,8612	46,1200	3,8472	46,3454
D2006	-4,5889	6,6949	-1,8551	17,7526	1,8163	17,8926
WY				-0,0827	-0,0782**	-0,0829
WY2				1,29E-05	1,24E-05*	1,29E-05
WY3				-5,43E-10	-6,21E-10	-5,46E-10
WBOV				-0,0004***	1,18E-05	-0,0004***
WSOJA				-0,0010*	0,0002	-0,0010*
WCANA				0,0907	0,0928**	0,0912
WEXTM				-0,0002***	-0,0002***	-0,0002**
WEXTNM				-0,0875***	0,0181	-0,0883***
WSILV						
WDPOP				30,0385***	9,3897	30,0151***
WCR				-2,05E-06	-1,69E-06	-2,05E-06
WFLO				-0,0447**	-0,0582	-0,0453**
AIC	663	600	650	601	577	604
Autocorrelação espacial dos resíduos	presente em 2001 a 2005	ausente	presente em 2001, 2003, 2004 e 2005	presente em 2003 a 2006	ausente	presente em 2003 a 2006

Fonte: a autora (2009).

* p -valor <0,10; ** p -valor <0,05; *** p -valor <0,01.

(0) Modelo base; (1) Modelo de defasagem espacial; (2) modelo de erro espacial; (3) modelo regressivo cruzado espacial; (4) modelo Durbin espacial; (5) modelo de erro espacial e transbordamentos espaciais.

Tabela C.2 – Resultados das equações estimadas para o estado do Acre

	Modelo (0)	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)	Modelo (5)
ρ		0,1241			0,3343	
λ			0,0400			-0,0008
constante	-775,1560	-780,1257	-736,2410	-2300,7439**	-2467,2715***	-2300,8194**
Y	-0,0434	-0,0289	-0,0448	0,0187	0,0153	0,0187
Y2	1,33E-05**	9,58E-06	1,37E-05**	-1,92E-06	-1,22E-06	-1,93E-06
Y3	-1,12E-09***	-8,58E-10	-1,17E-09**	-2,36E-11	-1,03E-10	-2,27E-11
BOV	0,0002	0,0002	0,0002	0,0003*	0,0004***	0,0003*
SOJA	-1,0022*	-0,9353	-0,9555*	-0,6986	-0,5324	-0,6991
CANA	-0,0457	-0,0596	-0,0506	-0,1445	-0,1899**	-0,1446
EXT_MAD	0,0003**	0,0003**	0,0003**	0,0003	0,0003*	0,0003
EXT_NMAD	0,0020	0,0010***	0,0018	-0,0177	-0,0173	-0,0177
SILV_MAD						
DPOP	-4,7882	-4,9289	-5,1648	4,2687	0,9541	4,2787
CR	3,62E-06*	3,17E-06	3,50E-06*	2,46E-06	1,38E-06	2,46E-06
FLO	0,1273*	0,1248*	0,1218*	0,1637	0,1218	0,1637
OUTLIER	53,1868***	52,1561***	52,3218***	51,9903***	48,7868***	52,0139***
D2002	7,4747	4,6377	6,2986	26,0247	27,7234	26,0381
D2003	17,9090	12,6218	15,4614	37,9340	36,1441*	37,9692
D2004	19,0077	14,7359	16,4418	40,6760	44,3431**	40,7163
D2005	9,1012	7,0499	6,9808	33,8355	39,1763*	33,8659
D2006	12,1590	10,0280	10,0500	46,4363*	51,3634**	46,4843
WY				-0,0495	-0,0434	-0,0494
WY2				4,03E-06	1,01E-06	4,02E-06
WY3				2,43E-10	4,97E-10	2,44E-10
WBOV				0,0001	0,0001	0,0001
WSOJA				0,3912	0,8605	0,3918
WCANA				-0,1100	0,0514	-0,1105
WEXTM				0,0004	0,0002	0,0004**
WEXTNM				-0,0076	0,0032	-0,0076
WSILV						
WDPOP				10,9266	7,6289	10,9464
WCR				3,20E-06	1,71E-06	3,21E-06
WFLO				0,0991	0,1375**	0,0990
AIC	221	223	224	205	203	209
Autocorrelação espacial dos resíduos	presente em 2004	presente em 2004	presente em 2004	presente em 2004	ausente	ausente

Fonte: a autora (2009).

* p -valor <0,10; ** p -valor <0,05; *** p -valor <0,01.

(0) Modelo base; (1) Modelo de defasagem espacial; (2) modelo de erro espacial; (3) modelo regressivo cruzado espacial; (4) modelo Durbin espacial; (5) modelo de erro espacial e transbordamentos espaciais.

Tabela C.3 – Resultados das equações estimadas para o estado do Amazonas

	Modelo (0)	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)	Modelo (5)
ρ		0,8783***			0,9801**	
λ			0,0372			-0,0026
constante	-109,1545	-152,1821	-218,0087	223,9499	62,0832	239,2269
Y	0,0067	-0,0048	0,0069	0,0048	-0,0032	0,0047
Y2	-2,38E-06	2,65E-07	-2,30E-06	-9,78E-07	2,92E-07	-9,73E-07
Y3	1,34E-10	2,09E-12	1,28E-10	4,80E-11	-7,07E-12	4,77E-11
BOV	0,0003	0,0001	0,0003	0,0002	3,01E-05	0,0002
SOJA	-0,0126	-0,0970***	-0,0220	-0,0767***	-0,1013***	-0,0764***
CANA	-0,0028	-0,0034	-0,0025	-0,0075	-0,0009	-0,0076
EXT_MAD	0,0002	3,57E-05	0,0002	0,0001*	0,0000	0,0001**
EXT_NMAD	-0,0208	-0,0016	-0,0287	-0,0115	0,0155	-0,0108
SILV_MAD	-0,0141	0,0179	-0,0274	-0,0510	-0,0051	-0,0506
DPOP	-2,4539**	-1,4477	-2,3462*	-2,7809***	-1,9285	-2,7875***
CR	-6,43E-08	-1,34E-07	-5,42E-08	-1,37E-07	-1,67E-07	0,0000
FLO	0,0056	0,0068***	0,0103	0,0080	0,0079	0,0078***
OUTLIER	71,9408***	53,6001***	70,9891***	58,2231***	53,8812***	58,2421
D2002	-7,7309**	-1,4124	-8,6977**	-24,0008***	-5,8947	-23,9334***
D2003	0,9821	-0,2767	0,1596	-11,8093***	-4,0909	-11,7547**
D2004	-4,7188***	-2,5944	-5,7294	-16,3603***	-5,4464	-16,2955***
D2005	-11,3510***	-2,6659	-12,1801***	-21,2255***	-4,8008	-21,1714***
D2006	-6,9349	3,2479	-8,2181	-24,9058***	-2,1440	-24,8831***
WY				0,0125	-0,0064	0,0125
WY2				3,90E-06	3,96E-06	3,92E-06
WY3				-3,09E-10*	-2,52E-10	-3,10E-10*
WBOV				-0,0004	-0,0004	-0,0004
WSOJA				-0,0683	-0,0867	-0,0687
WCANA				-0,0392	0,0078	-0,0394**
WEXTM				-3,95E-05	-0,0001	-4,01E-05
WEXTNM				-0,1591**	-0,0418	-0,1597**
WSILV				-0,1500	-0,1028	-0,1483
WDPOP				-3,4532**	0,6209	-3,4736**
WCR				-9,44E-08	-3,77E-07	-9,51E-08
WFLO				-0,0141	-0,0092	-0,0146
AIC	300	267	299	270	237	271
Autocorrelação espacial dos resíduos	presente em 2001 a 2005	presente em 2003	presente em 2001, 2002 e 2004	presente em 2003 e 2004	presente em 2003	presente em 2003 e 2004

Fonte: a autora (2009).

* p -valor <0,10; ** p -valor <0,05; *** p -valor <0,01.

(0) Modelo base; (1) Modelo de defasagem espacial; (2) modelo de erro espacial; (3) modelo regressivo cruzado espacial; (4) modelo Durbin espacial; (5) modelo de erro espacial e transbordamentos espaciais.

Tabela C.4 – Resultados das equações estimadas para o estado de Roraima

	Modelo (0)	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)	Modelo (5)
ρ		-0,3442			0,8968***	
λ			0,0504			0,0778
constante	-31,1984	-58,8379	-61,2810	131,0837	179,8199	-58,5746
Y	-0,0582	-0,0245	-0,0503	-0,0677	-0,1006	-0,0501
Y2	1,05E-05	3,27E-06	8,33E-06	1,64E-05	2,33E-05	1,21E-05
Y3	-5,75E-10	-6,76E-11	-3,85E-10	-1,13E-09	-1,58E-09	-7,76E-10
BOV	-0,0010	-0,0011	-0,0009	-0,0009	-0,0005	-0,0007
SOJA	-0,0015	-0,0011	-0,0013	-0,0003	-0,0009	-0,0003
CANA	0,2092	0,1980	0,2558	0,3678	0,0493	0,3968
EXT_MAD	-0,0010	-0,0010	-0,0010	-0,0012*	-0,0014*	-0,0012*
EXT_NMAD	0,7244	0,7736	0,8965	2,1460	2,0417	2,1726
SILV_MAD						
DPOP	0,2715	-0,0342	1,5939	-0,8540	0,1283	1,0128
CR	-6,37E-08	-4,54E-07	-6,22E-07	1,85E-07	7,63E-07	-5,32E-07
FLO	0,0205	0,0208	0,0218	0,0169	0,0146	0,0174
OUTLIER	24,5607	27,7612	26,0259	31,6808	24,9478	33,6481
D2002	-32,8155***	-51,6298**	-33,7801***	-71,7670	-54,7168	-78,0845
D2003	-14,4003**	-26,8264*	-16,3415**	-50,1157	-50,3520	-57,5276
D2004	-14,9624***	-30,2670	-17,7190**	-40,7150	-38,1212	-48,6249
D2005	-29,4834***	-49,8539**	-31,7747***	-48,8565	-30,3632	-57,1144
D2006	-11,5314	-27,7206*	-14,3251	-30,2396	-29,7879	-36,8616
WY				-0,0710	0,0292	-0,0504
WY2				2,02E-05	1,92E-06	1,66E-05
WY3				-1,59E-09	-4,99E-10	-1,39E-09
WBOV				-0,0021	-0,0023*	-0,0018
WSOJA				0,0044	0,0067**	0,0027
WCANA				-0,0762	-0,1120	-0,0593
WEXTM				0,0003	0,0015	0,0005
WEXTNM				0,0938	0,0641	0,0816
WSILV						
WDPOP				-16,3858	-16,1558	-17,9545
WCR				2,00E-06	1,43E-06	2,87E-06
WFLO				0,0035	-0,0087	0,0111
AIC	483	492	492	536	525	542
Autocorrelação espacial dos resíduos	não avaliado	não avaliado	não avaliado	não avaliado	não avaliado	não avaliado

Fonte: a autora (2009).

* p -valor $<0,10$; ** p -valor $<0,05$; *** p -valor $<0,01$.

(0) Modelo base; (1) Modelo de defasagem espacial; (2) modelo de erro espacial; (3) modelo regressivo cruzado espacial; (4) modelo Durbin espacial; (5) modelo de erro espacial e transbordamentos espaciais.

Nota: a autocorrelação espacial dos resíduos não foi avaliada por que o programa SpaceStat não calcula o I de Moran para conjuntos com menos de 20 observações.

Tabela C.5 – Resultados das equações estimadas para o estado do Pará

	Modelo (0)	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)	Modelo (5)
ρ		-0,1907*			-0,5395*	
λ			0,2340***			0,2349
constante	-2560,039***	-2625,6750**	-2618,005***	-2163,418***	-3359,857***	-1342,462***
Y	-0,0546***	-0,0523***	-0,0541***	-0,0555***	-0,0553***	0,0050
Y2	1,86E-06**	1,61E-06*	1,77E-06**	1,71E-06*	1,83E-06**	-1,31E-07
Y3	-1,23E-11	-6,66E-12	-9,32E-12	-6,14E-12	-1,19E-11	-2,68E-13
BOV	0,0013**	0,0013**	0,0013**	0,0014*	0,0014**	3,35E-06
SOJA	-0,0002	-0,0003	-0,0005	0,0017	0,0015	0,0004
CANA	0,0148	-0,0145	0,0143	0,0389	-0,0012	0,1644**
EXT_MAD	0,0002	0,0002	0,0002	-0,0001	-0,0001	0,0001
EXT_NMAD	0,0011**	0,0012**	0,0012***	0,0015*	0,0016	0,0009
SILV_MAD	-1,65E-05	-4,85E-05	-1,57E-05	0,0004	0,0004	0,0002
DPOP	-0,0310	0,0027	-0,0275	-0,0094	-0,0010	-0,0176**
CR	4,50E-06	4,56E-06	4,35E-06	2,86E-06	3,26E-06	-1,19E-06
FLO	0,3995***	0,4127***	0,4082***	0,4104***	0,4101***	0,1127***
OUTLIER	207,4233***	226,0928***	190,6530***	214,5064***	265,4066***	207,2216***
D2002	-59,0206***	-76,6332***	-57,7771***	-51,4168***	-91,0391***	-20,9677
D2003	-32,7157*	-46,5075***	-34,7640*	-28,5864	-51,6801	-6,3531
D2004	-41,0661**	-55,4206***	-42,5873**	-35,1374	-62,0247	-6,2656
D2005	-30,1351	-47,1385**	-30,2682	-30,1941	-56,9587	-18,8690***
D2006	8,5830	-9,6954	6,8656	0,2335	-7,7554	-16,8526*
WY				0,0577**	0,0469	0,0573*
WY2				-3,04E-08	-5,16E-07	-5,18E-06**
WY3				-7,31E-11	-4,90E-11	1,05E-10**
WBOV				-0,0004	0,0001**	0,0004**
WSOJA				0,0094**	0,0160	0,0063
WCANA				-1,3054	-1,3899	-0,2929
WEXTM				3,03E-05	0,0001	0,0001
WEXTNM				-0,0054	-0,0061	-0,0061*
WSILV				-0,0007***	-0,0009***	-0,0014*
WDPOP				-0,0725	-0,0747	0,0992
WCR				2,73E-06	6,05E-07	2,90E-06**
WFLO				-0,0642	0,0910	0,0629**
AIC	13975	13937	13750	13469	13470	19744
Autocorrelação espacial dos resíduos	presente em todos os anos	presente em todos os anos	ausente	presente em 2001, 2002 e 2003	presente em todos os anos	presente em 2003

Fonte: a autora (2009).

* p -valor $<0,10$; ** p -valor $<0,05$; *** p -valor $<0,01$.

(0) Modelo base; (1) Modelo de defasagem espacial; (2) modelo de erro espacial; (3) modelo regressivo cruzado espacial; (4) modelo Durbin espacial; (5) modelo de erro espacial e transbordamentos espaciais.

Tabela C.6 – Resultados das equações estimadas para o estado do Amapá

	Modelo (0)	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)	Modelo (5)
ρ		0,2621			1,2745**	
λ			0,0436***			0,0802
constante	82,8911	86,9818	74,3519	155,6681	55,4423	-52,2800
Y	-0,0033	-0,0067	-0,0066	-0,0074	-0,0204**	-0,0141
Y2	3,43E-07	7,32E-07	8,20E-07	1,02E-06	2,37E-06***	2,01E-06
Y3	-1,06E-11	-2,43E-11	-2,96E-11	-3,78E-11	-8,01E-11**	-7,73E-11
BOV	-0,0010	-0,0009	-0,0010	-0,0009	-0,0005	-0,0014
SOJA						
CANA	0,1796	0,2432	0,0334	-0,0290	0,6579	-0,3017
EXT_MAD	-0,0008	-0,0009	-0,0008	-0,0007	-0,0014	-0,0007
EXT_NMAD	-0,0620	-0,0712	-0,0612	-0,0557	-0,1233	-0,0534
SILV_MAD						
DPOP	-0,9577	-1,3798	-1,1803	-0,3433	-3,6490	-0,8944
CR	-2,78E-06	-2,59E-06	-2,47E-06	-3,10E-06	-4,06E-07	-2,22E-06
FLO	-0,0040	-0,0036	-0,0013	-0,0039	-0,0023	-0,0031
OUTLIER						
D2002	-11,3270***	-6,6230	-11,3178***	-14,1319	3,5263	-16,5539
D2003	8,9015***	7,4003***	7,6037**	5,6822	-3,8979	3,2497
D2004	-7,5695***	-3,7989	-7,6718***	-12,5005	2,7547	-13,5346
D2005	-9,5456***	-4,7147	-10,5903***	-19,8295	1,9159	-20,9762
D2006	-2,3915	1,9547	-6,6219	-17,8782	-1,4206	-19,1011
WY				0,0089	0,0354**	0,0088
WY2				-1,05E-06	-4,48E-06	-7,67E-07
WY3				4,24E-11	1,90E-10	2,97E-11
WBOV				-9,54E-06	0,0010**	2,71E-05
WSOJA						
WCANA				-0,1590	0,4761	-0,4466
WEXTM				-0,0003	-0,0004	-0,0003
WEXTNM				0,0084	0,0004	0,0078
WSILV						
WDPOP				4,9204	4,7561*	5,9642
WCR				1,97E-06	2,66E-06	-3,19E-07
WFLO				-0,0132	-0,0048	0,0116
AIC	196	200	196	236	222	237
Autocorrelação espacial dos resíduos	não avaliado	não avaliado	não avaliado	não avaliado	não avaliado	não avaliado

Fonte: a autora (2009).

* p -valor $<0,10$; ** p -valor $<0,05$; *** p -valor $<0,01$.

(0) Modelo base; (1) Modelo de defasagem espacial; (2) modelo de erro espacial; (3) modelo regressivo cruzado espacial; (4) modelo Durbin espacial; (5) modelo de erro espacial e transbordamentos espaciais.

Nota: a autocorrelação espacial dos resíduos não foi avaliada por que o programa SpaceStat não calcula o I de Moran para conjuntos com menos de 20 observações.

Tabela C.7 – Resultados das equações estimadas para o estado de Tocantins

	Modelo (0)	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)	Modelo (5)
ρ		0,0904			0,3655***	
λ			-0,0113			0,0161
constante	-9,7112*	-9,0137*	-9,7783*	-19,2971***	-4,8268	-20,1081***
Y	-0,0002	-0,0002	-0,0002	-0,0002	3,75E-05	0,0002
Y2	1,10E-08	1,56E-08	1,07E-08	1,01E-08	-9,70E-09	-2,83E-08
Y3	-6,15E-13	-7,43E-13	-5,83E-13	-4,95E-13	4,43E-14	5,47E-13
BOV	3,32E-05	2,65E-05	3,05E-05	1,10E-05	-4,73E-06	3,28E-05
SOJA	7,46E-07	-6,95E-06	-2,05E-06	4,67E-05	1,64E-06	4,07E-05
CANA	0,0017	0,0016	0,0017	0,0014	0,0008	0,0008
EXT_MAD	-0,0001***	-0,0001***	-0,0001***	-0,0001***	-2,53E-05	-0,0001***
EXT_NMAD	0,0020	0,0022	0,0021	0,0028	0,0021	0,0021
SILV_MAD						
DPOP	0,0333	0,0203	0,0340	0,0298	0,0296	-0,0010
CR	3,62E-08	3,41E-08	3,77E-08	6,95E-08	4,36E-08	8,42E-08
FLO	0,1267*	0,1174*	0,1277*	0,1606***	0,1484***	0,1545***
OUTLIER						
D2002	0,0426	0,1614	0,4073	0,0461	-0,0570	-1,0821
D2003	-0,4875	-0,2011	-0,2855	-0,9537	-0,0926	-1,3138
D2004	0,1534	0,2393	0,3043	-0,5975	-0,3084	-1,1409
D2005	1,6669***	1,5996***	1,8400**	1,0496	0,2838	-0,6028
D2006	-0,0993	0,2592	-0,0879	-0,5063	-0,0154	-1,0271
WY				0,0001	0,0007	0,0004
WY2				-2,71E-08	-8,20E-08	-7,95E-08
WY3				4,22E-13***	2,62E-12	2,24E-12
WBOV				0,0001	-4,97E-06	0,0001***
WSOJA				-0,0001	-4,12E-05	-3,10E-05
WCANA				0,0050*	0,0024*	0,0052**
WEXTM				-0,0001	-1,70E-05	-3,44E-06
WEXTNM				-0,0069	-0,0057	-0,0097
WSILV						
WDPOP				-0,0061	-0,0411	-0,0095
WCR				3,64E-08	-5,89E-09	-3,41E-08
WFLO				0,0096	-0,0539**	0,0061
AIC	9,4	9,4	9,4	9,1	9,0	9,4
Autocorrelação espacial dos resíduos	presente em todos os anos	presente em 2001, 2002 e 2003	Ausente em 2004	presente em todos os anos	presente em 2003 e 2005	presente em todos os anos

Fonte: a autora (2009).

* p -valor $<0,10$; ** p -valor $<0,05$; *** p -valor $<0,01$.

(0) Modelo base; (1) Modelo de defasagem espacial; (2) modelo de erro espacial; (3) modelo regressivo cruzado espacial; (4) modelo Durbin espacial; (5) modelo de erro espacial e transbordamentos espaciais.

Tabela C.8 – Resultados das equações estimadas para o estado do Maranhão

	Modelo (0)	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)	Modelo (5)
ρ		-0,0052			0,6750***	
λ			0,0115			0,0985***
constante	-391,8957***	-392,7320***	-417,1754***	-358,4599***	-11,0264	-342,1258***
Y	-0,0476***	-0,0478***	-0,0053	-0,0398***	-0,0193*	-0,0361***
Y2	1,29E-05***	1,30E-05***	3,30E-06	1,19E-05***	4,82E-06	1,05E-05***
Y3	-1,09E-09***	-1,10E-09***	-3,54E-10	-1,05E-09***	-4,42E-10	-9,27E-10***
BOV	0,0012***	0,0012***	0,0008***	0,0010***	0,0009***	0,0010
SOJA	-0,0014***	-0,0014***	-0,0010**	0,0004	0,0007**	0,0004
CANA	0,0030*	0,0031*	0,0015	0,0047**	0,0064***	0,0048***
EXT_MAD	0,0001*	0,0001*	0,0001	0,0001*	0,0001**	0,0001*
EXT_NMAD	-0,0072*	-0,0071*	-0,0032	-0,0066*	-0,0073	-0,0066*
SILV_MAD	0,0005***	0,0005***	0,0005***	0,0004***	0,0003***	0,0004***
DPOP	0,3652***	0,3681***	0,3705***	0,4932***	0,4723***	0,5223***
CR	1,22E-06**	1,22E-06**	6,27E-07**	1,08E-06**	5,08E-07	1,00E-06**
FLO	0,9288***	0,9313***	0,9408***	0,9371***	0,9394***	0,9355***
OUTLIER	43,6418***	44,8428***	27,9451***	42,7458***	24,5780***	45,2470***
D2002	8,9743**	8,7282***	0,4485	18,1995***	8,5639***	12,9548*
D2003	10,7609***	10,5095***	3,8452	20,1958***	10,0554***	15,4348**
D2004	16,1419***	15,8918***	5,0056	25,4828***	10,3738***	20,6024***
D2005	19,2670***	19,0151***	6,0289	27,0977***	11,1128***	22,2078***
D2006	27,3308***	27,0993***	9,7178	38,5588***	15,7386***	34,3061***
WY				-0,0371**	-0,0095	-0,0326*
WY2				1,98E-06	-2,08E-06	1,25E-06
WY3				4,76E-11	2,38E-10	8,22E-11
WBOV				0,0003**	-0,0008***	0,0003**
WSOJA				-0,0026***	-0,0005	-0,0022***
WCANA				-0,0174***	-0,0180***	-0,0175***
WEXTM				-0,0001*	-0,0001**	-0,0001**
WEXTNM				-0,0042	0,0056	-0,0036
WSILV				0,0004***	7,36E-06	0,0004***
WDPOP				-0,2083***	-0,3139***	-0,2424***
WCR				2,80E-06***	1,31E-06***	2,60E-06***
WFLO				-0,0037	-0,6451***	-0,0367***
AIC	388	389	437	336	332	325
Autocorrelação espacial dos resíduos	presente em todos os anos	presente em todos os anos	presente em todos os anos	presente em todos os anos	ausente	presente em todos os anos

Fonte: a autora (2009).

* p -valor $<0,10$; ** p -valor $<0,05$; *** p -valor $<0,01$.

(0) Modelo base; (1) Modelo de defasagem espacial; (2) modelo de erro espacial; (3) modelo regressivo cruzado espacial; (4) modelo Durbin espacial; (5) modelo de erro espacial e transbordamentos espaciais.

Tabela C.9 – Resultados das equações estimadas para o estado de Mato Grosso

	Modelo (0)	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)	Modelo (5)
ρ		0,0831			0,1234***	
λ			0,0876			0,0818
constante	-197,8637	-197,0074	-219,7935	-142,1182	307,7012**	-193,6115
Y	0,0063***	0,0061***	0,0062***	0,0059***	0,0056**	0,0058***
Y2	-1,15E-07***	-1,14E-07***	-1,14E-07***	-9,97E-08***	-1,08E-07*	-1,01E-07***
Y3	6,56E-13***	6,55E-13***	6,46E-13***	5,17E-13*	6,58E-13	5,27E-13**
BOV	-4,95E-05	-4,24E-05	-4,16E-05	-1,17E-05	-1,73E-06	-1,06E-05
SOJA	-0,0004***	-0,0004***	-0,0004***	-0,0004***	-0,0004*	-0,0004***
CANA	-0,0012***	-0,0012**	-0,0017***	-0,0010**	-0,0034**	-0,0016***
EXT_MAD	-0,0001*	-0,0001*	-0,0001**	-0,0001**	-4,66E-05	-0,0001**
EXT_NMAD	0,0751	0,0730	0,0866	0,0632	0,0795	0,0705
SILV_MAD	-0,0003***	-0,0002***	-0,0003***	-0,0003***	0,0001	-0,0003***
DPOP	-0,0998	-0,1145	-0,1215	-0,2195	0,3558**	-0,2337
CR	4,51E-07***	3,94E-07***	4,95E-07***	2,22E-07	1,26E-08	2,45E-07
FLO	0,0865	0,0842	0,0945*	0,0887	0,1116**	0,0930
OUTLIER	97,2307***	93,4133***	96,2158***	96,1382***	41,9283***	95,1421***
D2002	-0,1289	-0,9334	-0,0981	3,6146	-11,1727**	3,2480
D2003	8,9406	7,5376	9,6521	14,3899	-9,8312	14,2527
D2004	22,9349*	20,5423	22,7842*	31,7200	-13,2811	30,5853*
D2005	10,8661	10,1900	11,2163	20,6144	-9,7095	20,5281
D2006	-9,4178	-7,3941	-7,9773	0,5217	-3,3785	2,2422
WY				-0,0037	-0,0066**	-0,0038
WY2				8,53E-08	1,57E-07*	9,23E-08
WY3				-5,63E-13	-9,44E-13	-6,17E-13
WBOV				-0,0002**	-0,0002*	-0,0001
WSOJA				3,30E-05	0,0003	2,72E-05
WCANA				0,0030	0,0118**	0,0029
WEXTM				-0,0001	0,0002	-0,0001
WEXTNM				0,2794	-0,1415	0,2706
WSILV				-0,0011**	0,0007**	-0,0011***
WDPOP				-0,9945	-0,6386	-1,0144
WCR				9,21E-07***	-1,50E-06**	9,52E-07***
WFLO				-0,0063	-0,1458**	0,0018
AIC	1486	1489	1480	1498	1469	1493
Autocorrelação espacial dos resíduos	presente em 2001, 2002, 2004, 2005 e 2006	presente em 2001, 2002, 2004, 2005 e 2006	presente em 2001, 2004, 2005 e 2006	presente em 2001, 2002, 2004, 2005 e 2006	presente em 2001, 2002, e 2003	presente em 2001, 2004, 2005 e 2006

Fonte: a autora (2009).

* p -valor $<0,10$; ** p -valor $<0,05$; *** p -valor $<0,01$.

(0) Modelo base; (1) Modelo de defasagem espacial; (2) modelo de erro espacial; (3) modelo regressivo cruzado espacial; (4) modelo Durbin espacial; (5) modelo de erro espacial e transbordamentos espaciais.

Tabela C.10 – Resultados do teste de Chow para os regimes espaciais

Estado	Chow	<i>F</i>
Rondônia	33714	0,0000
Acre	281297	0,0000
Amazonas	61603	0,0000
Roraima	214590	0,0000
Pará	286	0,0000
Amapá	463829	0,0000
Tocantins	830414	0,0000
Maranhão	14030	0,0000
Mato Grosso	5015	0,0000

Fonte: a autora (2009).

APÊNDICE D: Resultados dos modelos estimados pela diferença dos dados 2006-2001¹²

Tabela D.1 – Coeficientes globais

Parâmetro	Estimativa	Desvio-padrão	Estatística <i>t</i>
constante	-15,942869245700	9,619513441168	-1,657346725464
Y	-0,007278874571	0,008360940005	-0,870580911636
Y2RR	0,314064469955	0,530434722292	0,592088818550
Y3RR	-0,005257076424	0,008558934483	-0,614220917225
BOV	0,001199533219	0,000140815755	8,518459320068
SOJA	0,001771683406	0,000428430081	4,135292053223
CANA	0,006372189704	0,009244172911	0,689319610596
EXT_MAD	0,001072919754	0,000094524574	11,350696563721
EXT_NMAD	0,000811286748	0,005243650358	0,154717937112
SILV_MAD	0,000150401814	0,000078912403	1,905933737755
CR	0,000000685692	0,000001255258	0,546255350113
DPOP	-0,002436635008	0,320201529242	-0,007609691937
FLO	0,312396629774	0,015588145517	20,040653228760

Fonte: a autora (2009).

Tabela D.2 – Coeficientes globais: modelo de erro espacial

Parâmetro	Estimativa	Desvio-padrão	Estatística <i>t</i>
constante	-17,194505340731	9,408027658201	-1,827641844749
Y	-0,006216046842	0,008177046879	-0,760182380676
Y2RR	0,267834571714	0,518704656259	0,516352713108
Y3RR	-0,004709422704	0,008369239733	-0,562706172466
BOV	0,001298152887	0,000138654797	9,362481117249
SOJA	0,001868355227	0,000419216721	4,456776618958
CANA	0,005912571213	0,009039072163	0,654112637043
EXT_MAD	0,001102845305	0,000092557213	11,915282249451
EXT_NMAD	0,001545708243	0,005128576877	0,301391273737
SILV_MAD	0,000107678817	0,000077483586	1,389698386192
CR	0,000000583413	0,000001227482	0,475292503834
DPOP	-0,039038561581	0,313147431876	-0,124665118754
FLO	0,325474620059	0,015395341256	21,141111373901
λ	0,699806862246	0,116072300363	6,029059886932

Fonte: a autora (2009).

¹² Os valores para os termos quadrático e cúbico do PIB *per capita* municipal foram re-escalados: Y2RR = Y2/10⁶ e Y3RR = Y3/10⁹.