

ANTÔNIO ALCIRLEY DA SILVA BALIEIRO

**DETECÇÃO DE CONGLOMERADOS DOS ALERTAS DE
DESMATAMENTOS NO ESTADO DO AMAZONAS USANDO ESTATÍSTICA
DE VARREDURA ESPAÇO-TEMPORAL**

Dissertação apresentada à
Universidade Federal de Viçosa, como
parte das exigências do Programa de Pós-
Graduação em Estatística Aplicada e
Biometria, para obtenção do título de
Magister Scientiae.

VIÇOSA
MINAS GERAIS – BRASIL
2008

ANTÔNIO ALCIRLEY DA SILVA BALIEIRO

**DETECÇÃO DE CONGLOMERADOS DOS ALERTAS DE
DESMATAMENTOS NO ESTADO DO AMAZONAS USANDO ESTATÍSTICA
DE VARREDURA ESPAÇO-TEMPORAL**

Dissertação apresentada à
Universidade Federal de Viçosa, como
parte das exigências do Programa de Pós-
Graduação em Estatística Aplicada e
Biometria, para obtenção do título de
Magister Scientiae.

APROVADA: 29 de agosto de 2008

Prof. Antônio Policarpo Souza Carneiro
(Co-orientador)

Prof. Carlos Antônio Oliveira Vieira
(Co-orientador)

Prof. Carlos Herinque Osório Silva

Prof. José Ivo Ribeiro Júnior

Prof. Nerilson Terra Santos
(Orientador)

Dedico à minha família, em especial ao meu filho Caio Gabriel.

AGRADECIMENTOS

Primeiramente a Deus pelas bênçãos concedidas.

Aos meus pais, Cosmo Luiz Balieiro Filho e Nair da Silva Balieiro pelo amor e compreensão sem restrições para com seus filhos.

A minha noiva Patrícia Carvalho da Silva pelo amor e compreensão.

A todos os meus irmãos pelos conselhos e apoio. Aos meus colegas de mestrado pela companhia e disponibilidade.

Aos meus amigos Victor, Gleides, Rosana, Diogo, Igor, Emanuel, Paulinho, Claudinéia, Elisângela, Moreno e aos demais amigos que fiz na cidade de Viçosa.

Ao meu orientador Prof. Nerilson Terra Santos pelas dicas, incentivo, senso de responsabilidade, humildade e paciência.

Aos co-orientadores, Antônio Policarpo Souza Carneiro, Carlos Antônio Oliveira Vieira pela dedicação e conselhos.

Aos meus grandes amigos de graduação James Dean (Jim), Robério Rebouças (Robt), José Clelton (Clertio) e Francisco Farias (Chiquinho) pelo estímulo e as dicas.

As professoras, Rosana Parente, Ana Cyra, Maria Ivanilde e também ao Professor Raimundo Barreto pelo apoio, incentivo e conselhos.

Aos professores do Departamento de estatística da Universidade Federal do Amazonas pelo incentivo e conselhos. Destacando os Professores Celso Rômulo Barbosa Cabral, José Raimundo Gomes Pereira e Edmilson Araújo.

Aos professores do Departamento de Informática do Setor de Estatística da Universidade Federal de Viçosa pela amizade, companheirismo, lições e conselhos.

A Fundação de Amparo a Pesquisa no Estado do Amazonas (FAPEAM) pelo apoio financeiro e logístico sem os quais não poderia ter realizado este trabalho.

Ao INPE na pessoa do Dr. Yosio Shimabukuro e o Sr. Egidio Arai por terem cedido as imagens MODIS para as análises iniciais.

Por fim, novamente exalto ao meu Deus pelas lições, os amigos, e as dificuldades, pois sei que elas são para edificação do nosso caráter.

ÍNDICE

LISTA DE FIGURAS	vi
LISTA DE TABELAS.....	vii
RESUMO	x
ABSTRACT	xi
1 INTRODUÇÃO.....	1
1.1 JUSTIFICATIVA E HIPÓTESE DE PESQUISA	3
1.2 OBJETIVOS	4
1.3 ORGANIZAÇÃO DA DISSERTAÇÃO	5
2. REVISÃO DE LITERATURA	6
2.1 O DESMATAMENTO NA AMAZÔNIA.....	6
2.2 ESTUDOS DO DESMATAMENTO NA AMAZÔNIA	9
2.2.1 <i>Métodos descritivos utilizados em estudos do desmatamento.....</i>	<i>10</i>
2.2.2 <i>Métodos probabilísticos utilizados em estudos do desmatamento</i>	<i>13</i>
2.3 ESTATÍSTICA ESPACIAL	15
2.3.1 <i>Tipos de Dados em Análise Espacial</i>	<i>15</i>
2.3.2 <i>Autocorrelação Espacial.....</i>	<i>16</i>
2.3.3 <i>Testes de Conglomerados.....</i>	<i>16</i>
2.3.4 <i>Método de varredura de Kulldorff (Estatística SCAN)</i>	<i>17</i>
3. MATERIAIS E MÉTODOS	26
3.1 ÁREA DE ESTUDO.....	26
3.2 BASE DE DADOS	28
3.3 MÉTODOS DE ANÁLISES.....	29
3.3.1 <i>Preparação da base de dados</i>	<i>29</i>
3.3.2 <i>Definição do modelo de probabilidade do número de casos</i>	<i>29</i>
3.3.3 <i>Variável e covariáveis consideradas para a detecção dos conglomerados.....</i>	<i>30</i>
3.3.4 <i>Definição do raio de busca.....</i>	<i>33</i>
3.3.5 <i>Crítérios para a busca dos conglomerados.....</i>	<i>34</i>
3.3.6 <i>Teste de hipóteses para a significância dos conglomerados.....</i>	<i>34</i>
4. RESULTADOS	36
4.1 ANÁLISES DESCRITIVAS PARA OS ALERTAS DE DESMATAMENTO.....	36
4.2 DETECÇÃO DOS CONGLOMERADOS	42
4.2.1 <i>Análise retrospectiva sem utilizar covariáveis.....</i>	<i>43</i>
4.2.2 <i>Análise retrospectiva considerando a covariável área desmatada.....</i>	<i>46</i>
4.2.3 <i>Análise retrospectiva considerando a covariável áreas protegidas.....</i>	<i>47</i>
4.2.4 <i>Análise retrospectiva considerando a covariável distância de estradas.....</i>	<i>48</i>

4.2.5 <i>Análise retrospectiva considerando as covariáveis área desmatada, áreas protegidas e distância de estradas</i>	50
4.2.6 <i>Análise prospectiva</i>	52
5. DISCUSSÕES	55
6. CONCLUSÕES	56
7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	58
8. APÊNDICE A	64
9. APÊNDICE B	70
10. APÊNDICE C	72

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Exemplo hipotético da varredura espacial da estatística <i>scan</i>	19
Figura 2: Procedimento da varredura espaço-temporal.....	20
Figura 3: Localização no estado do Amazonas dos municípios de Boca do, Lábrea, Canutama, Humaitá, Manicoré, Novo Aripuanã e Apuí.	28
Figura 4: Mapa de alguns municípios da região sul do Amazonas, contendo as máscaras (<i>buffer</i> s) para as distâncias das estradas.....	33
Figura 5: Mapa de alguns municípios da região sul do Amazonas contendo os alertas de desmatamento no ano de 2004.	36
Figura 6: Mapa de alguns municípios da região sul do Amazonas contendo os alertas de desmatamento no ano de 2005.	37
Figura 7: Mapa de alguns municípios da região sul do Amazonas contendo os alertas de desmatamento no ano de 2006.	37
Figura 8: Mapa de alguns municípios da região sul do Amazonas contendo os alertas de desmatamento no ano de 2007.	38
Figura 9: Mapa de alguns municípios da região sul do Amazonas contendo os alertas de desmatamento no período de 2004 a 2007.....	39
Figura 10: Número total de alertas de desmatamento no ano por município no período de 2004 a 2007, em alguns municípios da região sul do Amazonas.....	40
Figura 11: Percentual do número de alertas de desmatamento de acordo com sua classificação de área desmatada por município e ano.	40
Figura 12: Percentual do número de alertas de desmatamento dentro e fora de áreas protegidas por município e ano.	42
Figura 13: Mapa de alguns municípios da região sul do Amazonas, contendo os conglomerados detectados sem incorporar covariáveis, por ano, tamanho e hierarquia.....	46
Figura 14: Mapa de alguns municípios da região sul do Amazonas, contendo os conglomerados detectados, a partir da inserção da covariável distância de estradas, por ano, tamanho e hierarquia.....	49
Figura 15: Mapa de alguns municípios da região sul do Amazonas, contendo os conglomerados detectados, a partir da inserção das covariáveis área	

desmatada, área protegida e distância de estradas, por ano, tamanho e hierarquia.	52
Figura 16: Mapa de alguns municípios da região sul do Amazonas, contendo os conglomerados ativos detectados, a partir da inserção das variáveis de risco, por tamanho e hierarquia.	54
Figura 17: Exemplo do arquivo de texto dos casos e as covariáveis para entrada no SATSCAN.	65
Figura 18: Exemplo do arquivo de texto das coordenadas e do arquivo de saída das análises para entrada no SATSCAN.	65
Figura 19: Passo 1 para analisar os dados no <i>software</i> SATSCAN.	66
Figura 20: Passo 2 para analisar os dados no <i>software</i> SATSCAN.	66
Figura 21: Passo 3 para analisar os dados no <i>software</i> SATSCAN.	67
Figura 22: Passo 4 para analisar os dados no <i>software</i> SATSCAN.	68
Figura 23: Passo 5 para analisar os dados no <i>software</i> SATSCAN.	68
Figura 24: Passo 6 para analisar os dados no <i>software</i> SATSCAN.	69
Figura 25: Resultado final da análise no <i>software</i> SATSCAN.	69

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Categorização para as classes das áreas dos polígonos de desmatamento.	31
Tabela 2: Categorização para as faixas de distâncias das estradas utilizadas neste estudo.	32
Tabela 3: Média e coeficiente de variação das áreas desmatadas por município e ano.	41
Tabela 4: Média e coeficiente de variação das distâncias das estradas por município e ano.	42
Tabela 5: Conglomerados do número de alertas de desmatamento detectados nos municípios de Boca do Acre, Lábrea, Canutama, Humaitá, Manicoré, Novo Aripuanã e Apuí no período de 2004 a 2007, ao usar o modelo de permutação espaço-tempo em uma análise retrospectiva sem utilizar nenhuma covariável.	44
Tabela 6: Conglomerados do número de alertas de desmatamento detectados nos municípios de Boca do Acre, Lábrea, Canutama, Humaitá, Manicoré, Novo Aripuanã e Apuí no período de 2004 a 2007, ao usar o modelo de permutação espaço-tempo em uma análise retrospectiva considerando a covariável área desmatada.	46
Tabela 7: Conglomerados do número de alertas de desmatamento detectados nos municípios de Boca do Acre, Lábrea, Canutama, Humaitá, Manicoré, Novo Aripuanã e Apuí no período de 2004 a 2007, ao usar o modelo de permutação espaço-tempo em uma análise retrospectiva considerando a covariável existência de área protegida.	47
Tabela 8: Conglomerados do número de alertas de desmatamento detectados nos municípios de Boca do Acre, Lábrea, Canutama, Humaitá, Manicoré, Novo Aripuanã e Apuí no período de 2004 a 2007, ao usar o modelo de permutação espaço-tempo em uma análise retrospectiva considerando a covariável distância de estradas.	48
Tabela 9: Conglomerados do número de alertas de desmatamento detectados nos municípios de Boca do Acre, Lábrea, Canutama, Humaitá, Manicoré, Novo Aripuanã e Apuí no período de 2004 a 2007, ao usar o modelo de permutação espaço-tempo em uma análise retrospectiva	

considerando as covariáveis área desmatada, área protegidas e distância de estradas.	50
Tabela 10: Conglomerados do número de alertas de desmatamento detectados nos municípios de Boca do Acre, Lábrea, Canutama, Humaitá, Manicoré, Novo Aripuanã e Apuí no período de 2004 a 2007, ao usar o modelo de permutação espaço-tempo em uma análise prospectiva considerando as covariáveis área desmatada, áreas protegidas e distância de estradas.	53
Tabela 11: Número de alertas de desmatamento segundo sua área desmatada por município e ano.....	72
Tabela 12: Número de alertas de desmatamento dentro e fora de áreas protegidas por município e ano.	73
Tabela 13: Número de alertas de desmatamento segundo sua distância das estradas por município e ano.	74

RESUMO

BALIEIRO, Antônio Alcirley da Silva, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, agosto de 2008. **Detecção de Conglomerados dos Alertas de Desmatamentos no Estado do Amazonas Usando Estatística de Varredura Espaço-temporal.** Orientador: Nerilson Terra Santos. Co-orientadores: Antônio Policarpo Souza Carneiro e Carlos Antônio Oliveira Vieira.

Os modelos espaço-temporais desenvolvidos para análises essencialmente empregadas, em dados epidemiológicos humanos, têm um grande potencial para aplicação em estudos florestais e de desmatamento. Neste sentido, esta dissertação aplica uma metodologia para detecção de conglomerados espaço-temporais de casos, em dados oriundos do monitoramento do desmatamento no estado do Amazonas. Com a utilização de um modelo que a metodologia consiste em incorporar simultaneamente a localização e o ano em que supostamente ocorreu o alerta de desmatamento, divulgado pelo DETER (Sistema de Detecção do Desmatamento em Tempo Real na Amazônia) e, verificar, através da abordagem retrospectiva, a existência de conglomerados, históricos e ativos de geometria cilíndrica, de ocorrência de casos significantes, bem como ordenar e localizá-los. Foi escolhida para este estudo a região sul do estado do Amazonas, compreendendo os municípios de Boca do Acre, Lábrea, Canutama, Humaitá, Manicoré, Novo Aripuanã e Apuí. Esta região tem apresentado mudanças constantes de uso do solo, o que tem gerado grande incidência de alertas de desmatamento nos últimos anos. Portanto, esta região faz jus ao estudo de vigilância no sentido de controlar e coibir essas ações antrópicas na região. Os resultados revelaram que o modelo se mostrou eficiente para detectar conglomerados espaço-temporais de alertas de desmatamento, bem como sua localização, tamanho, ordem e características referentes à sua atividade até o final do período estudado. Dos conglomerados detectados dois foram considerados ativos (permanecem ativos até o final do período estudado). Estes conglomerados ativos estão localizados nos municípios de Canutama e Lábrea.

ABSTRACT

BALIEIRO, Antônio Alcirley da Silva, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, August 2008. **Detection of Clusters of Deforestation Alerts in the Amazonas State Using the Statistic Scan Space-Time.** Adviser: Nerilson Terra Santos. Co-advisers: Antônio Policarpo Souza Carneiro and Carlos Antônio Oliveira Vieira.

The space-time models, developed for analyses of diseases, can also be used for others field of study, including concerns about forest and deforestation. Therefore, this dissertation uses a methodology for detection of space-time clusters of cases that were mapped through the investigation of deforestation in Amazonas State. The methodology includes the location and the year that the deforestation's alert occurred. These deforestation's alerts are mapped by the DETER (Detection System of Deforestation in Real Time in Amazonia). And to find historic information about clusters which have a cylinder format, through the retrospective analyses. Also to find significant cases of deforestation. The area of study, took place the south of Amazonas State, including Boca do Acre, Labrea, Canutama, Humaita, Manicore, Novo Aripuana e Apui County. This area has showed a significant change for the land cover which has increased the number of deforestation's alerts. Therefore this situation becomes a concern and gets more investigation, trying to stop factors that increase the number of cases in the area. The outcome shows an efficient model to detect space-time clusters of deforestation's alerts. The model was efficient to detect the location, the size, the order and characteristics about activities at the end of the study. Two clusters were considered alive clusters and kept alive until the end of the study. These clusters are located in Canutama and Lábrea County.

1 INTRODUÇÃO

A Amazônia é um dos maiores berços da biodiversidade do planeta. É também o centro das atenções mundiais, no que tange ao monitoramento e preservação do meio ambiente. O governo brasileiro junto com as instituições ambientais (Instituto Brasileiro do Meio Ambiente e dos Recursos Renováveis - IBAMA) e de pesquisas espaciais (Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais - INPE) tem empregado esforços em ações de monitoramento dos desmatamentos e queimadas na Amazônia. Por se tratar de uma imensa área de floresta, estas ações de monitoramento da Amazônia, tanto de cunho político, como das pesquisas científicas, estão sendo observadas pela comunidade brasileira e internacional.

Os danos ambientais que ocorrem com frequência na Amazônia são causados principalmente pelos desmatamentos e pelas queimadas. O risco de extinção de espécies ameaçadas ou mesmo de espécies que não foram descobertas, assim como erosões, assoreamento dos rios e aquecimento global, são os principais problemas decorrentes destas ações (Fearnside, 2002).

As causas do desmatamento são várias, mas uma que se destaca é o extrativismo vegetal, principalmente na área onde se denomina de “*arco do desflorestamento*” (Kampel e Câmara, 2000) que atinge o Maranhão, leste do Pará, Mato Grosso, Rondônia e leste do Acre (Garcia et al., 2006). Nestas áreas, os principais agentes são as madeireiras e os grandes e médios fazendeiros.

Os trabalhos relacionados ao desmatamento, tanto em nível nacional (Kampel e Câmara, 2000; Aragão et al., 2001; Nogueira, 2006), quanto em nível internacional (Alencar et al., 2004; Pedlowski et al., 2005; Arima, 2005; Soares-Filho et al., 2006), apresentam estimativas e informações relacionadas ao desmatamento englobando todos os estados da Amazônia Legal (Amazonas, Acre, Amapá, Roraima, Rondônia, Pará, Mato Grosso, Maranhão e Tocantins) ou apenas os estados que mais se destacam no que se refere a esta degradação ambiental (Pará, Mato Grosso e Rondônia).

Pouco tem se falado do estado do Amazonas, embora isto esteja ligado ao fato do estado ser um dos menos afetados pelo desmatamento na região Amazônica. Trabalhos recentes (Aguiar et al., 2008; Arima et al., 2005; Mesquita Jr. et al., 2007), no entanto, apontam para região sul do estado como uma área em constantes mudanças, no que tange ao uso do solo. Esta região tem apresentado um número alto de alertas de desmatamento – termo utilizado, neste trabalho, referente ao ponto central do polígono de desmatamento identificado pelo Sistema de detecção do Desmatamento em Tempo Real na Amazônia - DETER (INPE, 2008). Fatores como a presença de estradas e a

fronteira com os estados que mais desmatam na Amazônia Legal são os principais agentes indicadores da vulnerabilidade desta área. Conseqüentemente estes fatores podem estar associados com os alertas de desmatamento.

A associação das técnicas de sensoriamento remoto, por meio de imagens de satélite, juntamente com o progresso da informática podem possibilitar a obtenção de dados a custo cada vez mais baixo (Braga, 2007). Principalmente pela periodicidade com que essas imagens recobrem a mesma área, torna possível esse monitoramento. Com o avanço dos meios de processamento e digitalização de imagens provenientes de sensores em satélite ou acoplados em aviões, tem-se uma variedade de produtos remotos para exploração nas pesquisas científicas. Desde a implementação de classificadores de imagens até mesmo à criação de banco de dados georeferenciados, em tempo real dos desmatamentos e queimadas (DETER - INPE).

Uma vez que se dispõe destes dados, o passo seguinte seria a modelagem das variáveis originadas do sensoriamento remoto. Nas últimas décadas um ramo da estatística, denominado estatística espacial, tem se destacado bastante no meio científico, graças ao desenvolvimento computacional. O foco na análise espacial, segundo Druck et al. (2004), é mensurar propriedades e relacionamentos, levando em conta a localização espacial do fenômeno em estudo de forma explícita, ou seja, a idéia central é incorporar o espaço à análise que se deseja fazer.

As técnicas de estatística espacial vêm sendo usadas em várias áreas da ciência. Por exemplo, análise de experimentos agrícolas, de imagens de satélite, aplicações geofísicas em mineração e agronomia, estudos ecológicos de saúde de florestas, de padrões de morbidade. Além de se favorecerem destas técnicas, estas áreas somaram esforços na construção e ampliação de métodos de estatística espacial (Assunção, 2001).

O desenvolvimento de pesquisas visando à preservação da floresta Amazônica tem um importante papel atualmente, pois fatores ligados ao padrão histórico do desenvolvimento econômico da região Amazônica, por exemplo, as construções das estradas, somadas ao lento processo de recuperação de áreas degradadas, refletem a vulnerabilidade da floresta Amazônica. Além disso, a floresta Amazônica tem papel ambiental que vai além dos limites da região (Monteiro et al., 2008). Áreas como o sensoriamento remoto, a estatística espacial, engenharias e tecnologias espaciais, computação aplicada, geofísica espacial, têm importante papel referente aos estudos ligados fundamentalmente à preservação da floresta Amazônica.

1.1 Justificativa e Hipótese de Pesquisa

As imagens do sensoriamento remoto passaram a ser uma importante fonte de informações para o levantamento de áreas desmatadas na Amazônia, desde o final da década de 70, quando se iniciou a utilização das imagens geradas pelos sensores dos satélites da série LANDAST (NASA), aos novos sensores dos satélites das séries CBERS (Brasil e China) e o sensor MODIS (Satélite Terra – NASA).

Nos anos de 1996/1997 o IBAMA deu início no projeto de monitoramento do desmatamento da Amazônia Legal coordenado pelo Centro de Sensoriamento Remoto (CSR-IBAMA) com intuito de monitorar a floresta Amazônica, a princípio utilizando imagens do sensor TM do satélite LANDSAT, atualmente, faz uso das imagens do sensor CCD do satélite CBERS-2 (Mesquita Jr. et al., 2007).

Referentes ao monitoramento do desmatamento da Amazônia, além do IBAMA, existem outras instituições que realizam o monitoramento do desmatamento da Amazônia tem projetos voltados para esse fim. Dentre estes, o Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (INPE) conduz o Programa de Monitoramento do Desflorestamento na Amazônia Legal (PRODES) e o Sistema de Detecção do Desmatamento em Tempo Real na Amazônia (DETER). Vale destacar também o trabalho executado pelo Instituto do Homem e Meio Ambiente da Amazônia (IMAZON - Instituição não governamental fundada em 1990, sem fins lucrativos, criada com objetivos de contribuição científica em prol da conservação dos recursos naturais da Amazônia), todos estes fazem uso de produtos provenientes do sensoriamento remoto. De fato, o IBAMA utiliza informações oriundas dos programas PRODES e DETER.

O projeto DETER criado em 1999 a partir das idéias do projeto PRODES, atualmente (com o uso do sensor MODIS e WFI) tem a finalidade, junto ao Plano de Ação para a Prevenção e Controle do Desmatamento na Amazônia Legal, de fornecer rapidamente às entidades de controle ambiental, informações periódicas, no que tange aos eventos de desmatamentos para que o governo possa tomar medidas de contenção e repreensão. Então, o IBAMA, como uma entidade federal, utiliza o sistema integrado de alerta, quase em tempo real de detecção do desmatamento associado, com as ações de fiscalização inerentes ao seu papel, com suporte a partir de informações de sensoriamento remoto (Mesquita Jr. et al., 2007).

Apesar do avanço da tecnologia no que tange ao monitoramento dos desmatamentos utilizando imagens de satélite, as metodologias de detecção de agrupamentos dos alertas de desmatamento e hierarquização das prioridades, têm sido baseadas em análise descritiva.

Trabalhos relacionados ao desmatamento quando se aplicam técnicas inferenciais quase sempre são complexas, de forma que não possibilita o uso no cotidiano. Geralmente utilizam modelo de regressão (espacial) em visões locais bem detalhadas, associando variáveis sócio-econômicas dos indivíduos ou ainda com uma visão mais geral fazendo uso de variáveis de dimensões mais abrangentes, por exemplo, grade vetorial com células de tamanho 50 x 50 km (Trancoso et al., 2007). Além disso, raramente estes modelos incorporam o tempo em suas abordagens.

Neste contexto, a presente dissertação propõe a utilização e adaptação da estatística de varredura (Kulldorff e Nagarwalla, 1995), para a identificação de áreas de risco elevado de alertas de desmatamento. A estatística de varredura (*scan statistics*) permite detectar conglomerado espaço-temporal baseando-se em um modelo probabilístico. Os conglomerados detectados representam, nesta abordagem, áreas de risco significativamente elevado de alertas de desmatamento.

Para isso formulou-se a seguinte hipótese de pesquisa: *os alertas de desmatamentos na região sul do estado do Amazonas apresentam conglomerados espaços-temporais significativos com diferentes tamanhos e sua ocorrência pode ser explicada por covariáveis.*

Para investigar esta hipótese, foram formuladas algumas questões:

- Os alertas de desmatamentos nos municípios da região sul do Amazonas ocorrem de forma aleatória espaço-temporalmente?
- Se existem conglomerados, qual o tamanho e suas respectivas localizações, bem como a ordem destes conglomerados?
- As covariáveis distância das estradas, presença de terras indígenas, presença de unidades de conservação federal, alteram o surgimento de conglomerados de alertas de desmatamento, na abordagem espaço-temporal?

1.2 Objetivos

(i) Objetivo Geral

Aplicar um modelo espaço-temporal para modelar espacialmente os alertas de desmatamentos em alguns municípios localizados no sul do estado do Amazonas e conseqüentemente avaliar estatisticamente a existência de conglomerados espaço-temporal destes alertas.

(ii) Objetivos Específicos

- Modelar o padrão espaço-temporal de alertas de desmatamento nos municípios de Boca do Acre, Lábrea, Canutama, Humaitá, Manicoré, Novo Aripuanã e Apuí no estado do Amazonas no período de 2004 a 2007;
- Verificar se os conglomerados dos alertas de desmatamento nesta região são explicados pelas covariáveis: distância de estradas, presença de áreas protegidas, Unidades de Conservação e Terras Indígenas.

1.3 Organização da Dissertação

Esta dissertação, além do capítulo introdutório, apresenta-se dividida em outros 5 capítulos, segundo a descrição abaixo.

No capítulo 2, são descritos a fundamentação teórica deste trabalho. Inicialmente são apresentados o panorama do desmatamento na Amazônia Legal, e os estudos e os projetos para a região. Em seguida a estatística espacial é apresentada, juntamente com os dados proveniente de estudos espaciais, conceito de autocorrelação espacial, os modelos de conglomerados para dados agregados em área e/ou dados pontuais.

No capítulo 3 apresenta-se, a área de estudo e os dados utilizados para o desenvolvimento desta dissertação. Além da metodologia a ser aplicada para a modelagem dos alertas de desmatamento, são apresentados todos os passos para sua aplicação.

Apresentam-se no capítulo 4, os resultados das análises descritivas e da aplicação da estatística de varredura espaço-temporal (estatística *Scan*) nos alertas de desmatamento.

Finalmente no capítulo 5, expõem-se as discussões dos resultados encontrados. No capítulo 6 as conclusões e recomendações para trabalhos futuros.

2. REVISÃO DE LITERATURA

Nesta seção serão descritos os fundamentos teóricos básicos deste trabalho. Primeiramente são apresentados os cenários do desmatamento na Amazônia Legal, bem como os estudos, as ferramentas e os projetos feitos em prol da conservação dos recursos florestais dessa região. Posteriormente são descritos a tipologia de dados oriundos de estudos espaciais, o conceito de autocorrelação espacial, os modelos de estatística espacial para dados agregados em área e/ou dados pontuais, neste caso os modelos de conglomerados.

2.1 O desmatamento na Amazônia

O governo brasileiro, com o objetivo de planejamento econômico, criou a Amazônia Legal, cuja área engloba todos os estados da região norte (Amazonas, Amapá, Acre, Pará, Rondônia, Roraima e Tocantins), o Mato Grosso e parte do Maranhão. A Amazônia Legal ocupa cerca de 5,2 milhões de Km², sendo que grande parte da Amazônia Legal (4 milhões de Km²) é de domínio florestal contínuo (Mesquita Jr. et al., 2007).

A despeito de toda essa grandeza territorial de floresta, processos de colonização desencadeados na década de 1970, quando o Governo Brasileiro lançou um projeto para interligar a Amazônia ao restante do país (PIN), intensificaram o processo de desmatamento desta região. Segundo dados do INPE, através dos sistemas que monitoram os desmatamentos (PRODES e DETER), Mato Grosso, Pará e Rondônia são os estados que mais desmatam na atualidade. Esta região é conhecida como “*arco do desflorestamento*” (Kampel e Câmara, 2000).

Para concretizar os objetivos para interligar a Amazônia ao restante do país o governo brasileiro construiu estradas e grandes rodovias. Desta forma o acesso às áreas florestais que antes era possível somente pelos rios tomou novos rumos. Estas estradas e rodovias representam um grande dilema: ao mesmo tempo em que são os meios de ligação da população amazônica com o resto do país e da própria Amazônia, são atualmente um dos principais agentes colaboradores da expansão do desmatamento.

De acordo com Brandão Jr. et al. (2007) o desmatamento se distribui exponencialmente em função da distância às estradas, ou seja, o risco de desmatamento diminui drasticamente nas áreas mais distantes às estradas. Este fato é verificado tanto para estradas oficiais, aquelas que constam nos mapas oficiais do Instituto Brasileiro de

Geografia e Estatística (IBGE) e do Departamento Nacional de Infra-estrutura e Transporte (DNIT), quanto para todas as estradas, que inclui, tanto as estradas oficiais, quanto estradas não registradas nos mapas oficiais do IBGE e do DNIT.

Com a abertura de estradas, tem início o processo de desmatamento na Amazônia. Concomitantemente a este fato, ocorre à ocupação irregular de terras, a exploração de madeiras nobres de forma predatória, além de acelerar o crescimento humano na região. Em pouco tempo, a floresta explorada transforma-se em agricultura familiar, que tem grande potencial para gerar desmatamento (Brandão Jr. e Souza Jr., 2006), ou pastagens para criação de gado que aumentam progressivamente com o tempo. Segundo Ferreira et al. (2005) este processo é responsável por cerca de 80% das florestas desmatadas na Amazônia Legal.

Margulis (2003) classifica as formas de desflorestamento na Amazônia Legal em três principais: (1) Converter grandes áreas de florestas em pastagens para criação de gado; (2) o corte e a queima da floresta para cultivos anuais pela agricultura familiar; (3) a implantação de cultivos de grãos pela agroindústria. Destas, destaca-se a conversão de floresta em pastagem, uma vez que o aumento da demanda e as vantagens da pecuária na Amazônia sugerem um contínuo crescimento do setor na região.

A pecuária é mais lucrativa na Amazônia do que em outras regiões brasileiras, segundo Arima et al. (2005), por causa de duas vantagens: o baixo preço da terra que reduz os custos de produção, e as pastagens na região são mais produtivas do que no resto do Brasil. A pecuária de certa forma é incentivada pela expansão da cultura da soja. O crescimento da produção de grãos na Amazônia, segundo Silva (2006), por exemplo o da soja, tem causado especulações sobre sua influência nos aumentos das taxas de desflorestamento. Mas a soja geralmente ocupa áreas que anteriormente eram pastagens, o que leva a questionar sua parcela de culpa nas taxas de desflorestamento. Por outro lado, as pastagens podem crescer floresta adentro, uma vez que seu uso para este fim, não vai durar e à medida que o ciclo de pastagem para o gado se complete, esta área poderá ser usada para a plantação de soja.

O Amazonas é um dos estados, na Amazônia Legal, menos atingido pelo desmatamento, no entanto, pesquisas (Aguiar et al., 2008; Arima et al., 2005) indicam que a região sul do estado tem um grande potencial para os futuros focos de desmatamento. Nessa região, estão os limites com os estados do Mato Grosso, Rondônia e Acre, estados que destacam-se no cenário regional e nacional como os maiores vilões do aumento da taxa de desmatamento. Nos últimos quatro anos houve um crescimento de alertas de desmatamento na área compreendendo os municípios de Boca do Acre, Lábrea, Canutama e Apuí (INPE, 2008). Um dos fatos que pode está

ligado a este crescimento são as estradas oficiais (BR-319 e BR-230-“Transamazônica”) e as estradas não registradas nos mapas oficiais do DNIT presente no local.

A floresta Amazônica merece uma atenção redobrada, uma vez que a pobreza de seu solo proporciona um lento processo de recuperação de áreas degradadas, e a floresta sem a ação antrópica é capaz de manter os processos biológicos necessários para seu equilíbrio. As seqüelas provenientes das alterações, na floresta Amazônica, são profundas e conseqüentemente sentidas a médio e longo prazo (Fearnside, 1995). A floresta Amazônica tem papel ambiental que vai além dos limites da região. A importância no equilíbrio climático e a moderação do risco de doenças infecciosas são exemplos de seu papel ambiental global e regional respectivamente (Monteiro et al., 2008).

A floresta, no entanto, pode e deve ser explorada, desde que se sigam as normas do artigo art. 225, § 4º da Constituição Federal, que presume o uso da Floresta Amazônica, no que figura a lei *‘dentro de condições que assegurem a preservação do meio ambiente, inclusive quanto ao uso dos recursos naturais’* (Gomes, 2004). Em síntese seria a gestão da utilização da floresta de maneira a produzir benefícios sustentáveis para as gerações do presente e mantê-los no mesmo padrão para as gerações futuras.

De acordo com a Constituição Federal de 1988 (capítulo VI do Título VIII, no artigo 225, inciso § 4º) a proteção ambiental compete não apenas a União, mas aos Estados e Municípios, ou seja, nenhum dos três poderes está subordinado hierarquicamente, cada um tem poder para legislar e executar políticas referentes ao ambiente englobando vários itens inclusive sobre as florestas. No entanto, na prática, observa-se uma tímida ação dos governos estaduais e municipais no que se refere à conservação e controle do uso dos recursos naturais, somente as ações da União são conferidas na competência do Instituto Brasileiro do Meio Ambiente e dos Recursos Renováveis (IBAMA) (Toni e Kaimowitz, 2003).

O IBAMA foi criado pela Lei Nº 7.735, de 22/02/89 através da fusão de quatro instituições nacionais do campo ambiental. Em sua missão estão as funções de coordenar executar e fazer executar a Política Nacional do Meio Ambiente e da preservação, conservação e uso racional, fiscalização, controle e fomento dos recursos naturais renováveis. Sendo que cabe ao IBAMA/AM o monitoramento das atividades efetivamente desenvolvidas na região, uma árdua tarefa devido à enorme área de abrangência.

Dos esforços do governo, para preservar os recursos florísticos e faunísticos das florestas, pode ser citado o Sistema Nacional de Unidades de conservação da Natureza –

SNUC instituído em 18 de julho 2000, por meio da Lei Nº 9.985. Dois grupos são especificados: as unidades de uso sustentável e as unidades de proteção integral. O que diferencia os grupos são seus propósitos. O primeiro grupo permite a exploração e o aproveitamento econômico direto de forma planejada e regulamentada dos recursos florestais. O outro grupo visa à conservação da biodiversidade, no entanto, podem ser realizadas pesquisas científicas, desde que, autorizadas pelo IBAMA (IBAMA, 2008b).

Estas Unidades de Conservação tem seu papel no que se refere à conservação das florestas. Existem, no entanto, as Terras Indígenas que podem ser consideradas, segundo Silva (2006), como “áreas protegidas”. Este tema tem aberto bastante discussão, no que tange a este rótulo, por parte da comunidade científica. A estratégia do governo, com a criação de Terras Indígenas, além de sua função propriamente dita, era conter o desmatamento na Amazônia (Ferreira et al., 2005). Estas áreas protegidas (Unidades de Conservação e Terras Indígenas) ocupam cerca de 43% da Amazônia Legal.

Alves et al. (2007) descrevem, que embora em caráter preliminar, o desmatamento sofreu um decréscimo tanto dentro das Unidades de Conservação Integral (UCs), como fora na zona de amortecimento das UCs. As razões que são apresentadas referem-se à importância da ampliação e a criação de novas UCs e as ações do IBAMA e as instituições parceiras.

2.2 Estudos do desmatamento na Amazônia

A utilização de modelos para descrever o desmatamento na região Amazônica é um assunto que vem sendo discutido desde o final da década de 70 (Shimabukuro et al., 2005). Os estudos relacionados ao tema têm como principal objetivo verificar as causas direcionadoras dos desmatamentos. Apesar destas causas pode-se dizer que são bastante complexas, no entanto, sem sombra de dúvidas estão ligadas ao padrão histórico de desenvolvimento econômico adotado.

Existem vários trabalhos (Duarte et al., 2007; Noguera, 2006; Anderson et al., 2005; Gandu et al., 2004) envolvendo a modelagem do desmatamento na região Amazônica. Não é o objetivo deste trabalho revisar todos estes, mas sugerir uma metodologia e aplicá-la em dados desta natureza. Portanto, nas subseções seguintes destacam-se as abordagens mais recentes e que se assemelham ao que está sendo proposto nesta dissertação, e que serviu de base para escolha de determinadas estratégias.

2.2.1 Métodos descritivos utilizados em estudos do desmatamento

Métodos descritivos são aqueles cujas análises visam somente verificar o panorama do desmatamento através da localização, cálculo de área e elaboração de indicadores do desflorestamento. Em outras palavras descrevem em forma de números e mapas a propagação do desmatamento na região Amazônica.

Nesse contexto, aparecem os programas desenvolvidos pelo Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (INPE), pelo Programa de Monitoramento do Desflorestamento na Amazônia Legal - PRODES e o Sistema de Detecção do Desmatamento em Tempo Real na Amazônia - DETER.

As informações concernentes dos Sistemas de monitoramento do desmatamento na Amazônia PRODES e DETER são obtidas através de imagens de satélite. Segundo Liu (2006), o sensoriamento remoto é a técnica de aquisição e de aplicações das informações sobre um objeto sem nenhum contato físico com ele. Por exemplo, os satélites com seus sensores podem captar as energias eletromagnéticas da superfície do planeta, sem estar em contato com ela.

O avanço da tecnologia no que se refere à aquisição e interpretação de imagens, a facilidade de acesso a estas informações, bem como a periodicidade com que essas imagens são obtidas e a baixo custo, torna o uso do sensoriamento remoto uma prática comum em trabalhos desenvolvidos recentemente em várias áreas do conhecimento. Segundo Lima e Liesenberg (2005), existem aproximadamente 30 anos de dados de satélite disponíveis.

Para explicar as metodologias do PRODES e DETER é necessário definir o que é desmatamento para o INPE. O INPE define o desmatamento como um processo que se estende por um curto ou longo intervalo de tempo. Este processo é classificado como *Corte Raso*, quando é removida a cobertura total da floresta em curto intervalo de tempo, e por *Degradação Florestal*, quando se nota a perda parcial e contínua da cobertura florestal. A intensidade da perda da cobertura florestal no processo de degradação florestal pode ser classificada como: *Leve*, *Moderada* e *Alta* (Monteiro et al., 2008).

O PRODES teve início no ano 1988, seu principal objetivo é revelar anualmente as taxas de desmatamento de corte raso, provenientes da interferência humana sobre a floresta Amazônica, ocorrido nesse período na região conhecida como Amazônia Legal Brasileira. Desde o ano de 2002 estas atividades, de revelar anualmente as taxas de desmatamento de corte raso, vêm sendo feitas através de classificação digital de

imagens seguindo a metodologia PRODES. Esta metodologia, em síntese, consiste no emprego das imagens dos sensores TM do Satélite LANDSAT, DMC do satélite da DMC *International Imaging* e CCD do satélite CBERS (Brasil e China) que são classificadas através de algoritmo não supervisionado e posteriormente interpretadas. Estes sensores têm baixa resolução temporal (que é o tempo para recobrimento da mesma área com o sensor a nadir) sendo de 16 a 26 dias, em compensação apresentam resolução espacial de 30 a 20 metros. Usando estas imagens o PRODES é capaz de detectar áreas maiores do que 6,25 hectares. A comparação de imagens obtidas em anos sucessivos permite, assim, verificar e mapear o desmatamento no período (Câmara et al., 2006).

Contudo as análises de desmatamento feitas pelo PRODES são consideradas insuficientes pelos órgãos federais e estaduais, que são os gestores e envolvidos no processo de tomada de decisão no aspecto ambiental, no sentido de que estes resultados são anuais, e muitas vezes informativos, pois o fato já ocorreu. Conseqüentemente não dá base para ação governamental que não consegue antecipar a dinâmica da mudança do uso do solo na Amazônia (Shimabukuro et al., 2005).

Visando suprir esta lacuna entre os resultados obtidos do PRODES e a ação por parte dos órgãos públicos criou-se o DETER. Sua viabilização, no entanto, ocorreu somente quando foi lançado em 1999 o sensor MODIS (*Moderate Resolution Imaging Spectroradiometer*), a bordo do satélite TERRA (EOS AM-1).

O DETER, então, através das informações oriundas dos sensores MODIS e WFI (CBERS-2B do INPE) são capazes de monitorar quase em tempo real as ações antrópicas nas florestas. No entanto, suas medidas de áreas são imprecisas quando o tamanho da área afetada pelo desmatamento é inferior a 25 hectares (0,25 Km²), devido à limitada resolução espacial tanto do sensor MODIS quanto do sensor WFI.

A resolução espacial dos sensores MODIS e WFI são compensadas pela resolução temporal de no máximo 5 dias. O que permite superar a baixa resolução temporal (de 16 a 26 dias) dos sensores utilizados pelo PRODES, bem como a freqüente cobertura de nuvens na região Amazônica.

As imagens obtidas pelo DETER são avaliadas quanto à presença de nuvens para assim selecionar as melhores em cada período de 15 dias. Estas imagens selecionadas são exportadas para o sistema SPRING (Câmara et al., 1996) onde são feitos alguns ajustes. Posteriormente, estas imagens ajustadas são exportadas para o banco de dados TerraAmazon. Os polígonos de desmatamento são identificados com base tanto nas imagens MODIS e WFI, quanto nas imagens TM, DMC e CCD. A identificação de desmatamento é feita por meio de interpretação da imagem (tonalidade,

textura e contexto) utilizando como base uma máscara do PRODES contendo os desmatamentos antigos para em seguida selecionar somente parte da imagem que se conjectura como floresta. As áreas sugeridas pelo DETER referem-se tanto as de *Corte Raso*, quanto as de *Degradação Florestal*. Posterior a revisão de um auditor os resultados são divulgados (Monteiro et al., 2008).

Devido a essas características, relacionadas anteriormente, o DETER é parte das atividades do Plano de Ação para Prevenção e Controle do Desmatamento na Amazônia Legal (Mesquita Jr. et al., 2007). O propósito do DETER é apresentar seus resultados a cada 15 dias, se as condições para a observação forem adequadas, aos órgãos de controle ambiental. Estes resultados são enviados, em forma de mapa digital, constando todas as ocorrências de desmatamentos no período anterior igual ao mesmo número de dias. Este curto intervalo de tempo permite ações imediatas de coibição e repressão, pelas entidades supra-referidas. Posteriormente esta informação das quinzenas é concatenada, fazendo assim o resultado para cada mês e junto com outras informações são divulgadas no site do INPE (2008) no programa DETER para consultas e *download*.

No relatório técnico feito por Monteiro et al. (2008), realizado com objetivo de verificar o desempenho do DETER, constatou-se que o mesmo não é o sistema mais adequado para mapear o processo de *Degradação Florestal*, no entanto, foi bastante eficaz na detecção de desmatamento por *Corte Raso*. Logo, há evidências, que a maioria das áreas detectadas pelo DETER é de desmatamento por *Corte Raso*.

Os pesquisadores Monteiro et al. (2008), descrevem que os dados do DETER apresentam algumas limitações, mas este programa cumpre seu papel junto aos órgãos de controle ambiental ao enviar alertas para tomada imediata de ações por parte destes órgãos. No entanto, para que o uso das informações oriundas do DETER seja adequado, deve ser considerado que o tempo de ocorrência do desmatamento muitas vezes difere do tempo de detecção e da divulgação do alerta. Além disso, áreas de desmatamento não detectadas pelo PRODES serão vistas como desmatamento novo, ou seja, alertas continuarão a ser emitidos até que este venha ser computado pelo PRODES. Poderá existir caso em que, ocasionalmente, uma área antes desmatada e registrada no PRODES, possa regenerar-se e posteriormente ser desmatada, no entanto, esta não será mais detectada. Por fim, o DETER é um sistema de alerta para que regiões onde existam maior incidência de desmatamento possam ser fiscalizadas, e não para mensurar área de desmatamento.

Utilizando os dados oriundos do PRODES e DETER Mesquita Jr. et al. (2007) estabeleceram um *ranking* descritivo para definir áreas prioritárias de vigilância e intervenção para fins de fiscalização no ano de 2006 na Amazônia Legal. Foram

identificados, segundo o referido *ranking*, 40 municípios tanto para os dados oriundos do PRODES quanto do DETER. Verificou-se grande coincidência dentre os municípios definidos como prioritários utilizando dados do PRODES e do DETER. Os municípios do estado Amazonas que aparecem nessas listas são: Lábrea, Apuí, Canutama e Boca do Acre.

Ainda nesta linha Alves et al. (2007) descrevem como está distribuído espacialmente o desmatamento no interior e na zona de amortecimento das unidades de conservação (UCs) de proteção integral da Amazônia Legal no período de 2003 a 2005. As análises revelam que o desmatamento sofreu um decréscimo, tanto dentro como fora das zonas de amortecimento das UCs. As razões deste decréscimo são consequência da ampliação e criação de novas UCs; e das ações do IBAMA e das instituições parceiras.

Buscando uma integração maior entre as informações do espaço e do tempo de forma a otimizar as ações dos órgãos ambientais, Correia et al. (2005) desenvolveram um banco de dados geográfico espaço-temporal, para funcionar como uma ferramenta de monitoramento do desmatamento e queimadas. Utilizando dados simulados este sistema correspondeu aos objetivos propostos inicialmente. Os autores Correia et al. (2005) sugerem, porém, que seja feito um teste com dados reais.

2.2.2 Métodos probabilísticos utilizados em estudos do desmatamento

No que se refere à modelagem probabilística do desmatamento a literatura apresenta diferentes métodos, desde os que englobam visões macros (Trancoso et al., 2007; Duarte et al., 2007), aos que fazem uso de visões micro (Caldas, 2001). Estes modelos foram utilizados para descrever o efeito de covariáveis no desmatamento. Vários modelos foram propostos, sempre utilizando o modelo de regressão. Os dados coletados para a construção dos modelos são provenientes de várias fontes, por exemplo, IBGE, SIPAM, IBAMA e INPE. Na maioria dos casos, estes dados provêm do sensoriamento remoto (imagens de satélite), tanto as variáveis respostas, como as regressoras ou explicativas.

A utilização do modelo de regressão se dá graças a sua flexibilidade em incorporar variáveis explicativas, uma vez que o objetivo em geral, nesses estudos está focado em explicar as causas que contribuem para o desmatamento.

Entre os modelos de regressão, o logístico tem sido usado na modelagem do desmatamento amazônico com muito êxito (Soares-Filho, 1998; Kaimowitz et al., 2002; Silva, 2006). No entanto, o modelo de regressão logística, implementado na maioria dos pacotes estatísticos não considera a distribuição espacial dos elementos envolvidos.

Todavia, se não for incorporada essa estrutura espacial, o modelo de regressão ajustado poderá apresentar associações espúrias (Druck et al., 2004). No caso, do trabalho feito por Silva (2006), foi utilizado à regressão logística intrinsecamente não espacial. No entanto, um teste adicional foi utilizado para avaliar a pressuposição da aleatoriedade na distribuição espacial do desmatamento.

O uso de modelos aditivos generalizados pode ser uma alternativa para incorporar a dependência espacial de dados referentes a estudos do desflorestamento. Adicionalmente poderiam ser utilizados modelos espaços-temporais. Existe uma vasta literatura (Kulldorff e Nagarwalla, 1995; Kulldorff, 1997; Assunção, 2001; Kulldorff et al., 2005; Jung et al., 2006; Huang et al., 2006; Kulldorff, 2006b; Neill et al., 2008; Neill e Lingwall, 2008) aplicando esses modelos principalmente em epidemiologia humana.

Seguindo a linha de raciocínio da aplicação de modelos de regressão, Silva (2006) avaliou o potencial agropecuário das terras da região compreendendo os estados que mais desmatam (Mato Grosso, Rondônia e Pará). Silva (2006) utilizou regressão logística com função de ligação *probit* (análise de regressão apropriada para conjuntos de dados em que a variável resposta é binária) para a variável resposta desflorestamento acumulado até o ano de 1997 (PRODES) que assumiu as seguintes possibilidades: Floresta (0) ou desflorestamento (1), sendo o desflorestamento a referência. As variáveis regressoras utilizadas foram: proximidade às estradas principais pavimentadas, classes de solo, classes de declividade e pela presença ou ausência de áreas protegidas. O modelo proposto detectou que o solo com maior potencial agropecuário, do Mato Grosso, Rondônia e Pará, influenciou significativamente a ocorrência dos desmatamentos.

Numa visão geral o trabalho realizado por Trancoso et al. (2007) avaliaram o processo de distribuição dos padrões de desflorestamento na Amazônia brasileira, no qual foi empregado dois modelos de regressão onde as variáveis respostas utilizadas foram as duas primeiras componentes principais obtidas do método de componentes principais de sete métricas de uma grade vetorial com células de 50 x 50 km, escolhidas de tal forma que absorvessem padrões em escala regional. Foram utilizadas como variáveis regressoras: acesso, relevo e clima. As conclusões deste estudo revelam que as variáveis regressoras selecionadas apresentaram baixo poder de explicação dos padrões de desflorestamento, uma vez que existe elevada variabilidade espacial e temporal destes padrões.

O trabalho realizado por Caldas (2001) explorou a combinação entre informações do sensoriamento remoto com dados primários. Os dados primários foram

obtidos através de entrevistas diretas com pequenos produtores de Uruará – PA. As informações provenientes das imagens de satélite LANDSAT (TM) no ano de 1997, permitiram estimar o desmatamento em cada propriedade. Um modelo de regressão espacial (modelo que incorpora a autocorrelação espacial) foi ajustado tendo como variável resposta “Área total desmatada” e as variáveis regressoras foram variáveis sócio-demográficas. Os resultados obtidos indicam que as variáveis escolhidas, no modelo proposto, assim como a análise espacial, devem ser incorporadas em futuras modelagens.

2.3 Estatística Espacial

Entender a distribuição espacial de dados proveniente de fenômenos ocorridos no espaço, ou até mesmo no tempo, constitui atualmente um grande desafio para o esclarecimento de questões essenciais em diferentes áreas do conhecimento, seja em saúde, ambiente, geologia, agronomia, dentre outras (Druck et al., 2004). Diante deste fato, diversos métodos de análise estatística espacial vêm sendo desenvolvidos. A estatística espacial leva em consideração a localização no espaço do fenômeno em estudo.

Segundo Cressie (1993), dados espaciais podem ser ditos como resultado de observações de um processo estocástico $\{Z(s): s \in D\}$, onde D é possivelmente um conjunto aleatório em \mathfrak{R}^d (espaço Euclidiano d -dimensional, com volume d -dimensional positivo, usualmente $d = 1, 2$ e 3), $Z(s)$ é um valor observado no local s . Se a raiz da ciência estatística são os dados, então a área espacial pode ser classificada de acordo com os tipos de observações.

2.3.1 Tipos de Dados em Análise Espacial

Para caracterizar a análise espacial Druck et al. (2004) consideram três tipos de dados:

- (1) *Eventos ou Padrões Pontuais* – São conjuntos de dados em que o principal interesse está na coleção de coordenadas geográficas representando as localizações exatas. Neste caso D é um processo pontual em \mathfrak{R}^d e $Z(s)$ é um valor observado no local s .

- (2) *Superfícies Contínuas* – Estes dados são estimados com base em um conjunto de amostras de campo que podem estar regularmente ou irregularmente distribuídos. A abordagem para esse tipo de dados é chamada de geoestatística; D é um subconjunto fixado de \mathcal{R}^d e $Z(s)$ é um valor observado no local s .
- (3) *Dados de Área* – São dados agregados em unidades de análise, usualmente delimitada por polígonos fechados. Estas áreas geralmente têm formato irregular, mas podem, também, ser representadas por uma grade regular, tal como as imagens de satélite ou fotografias. Para esta abordagem temos que D é uma coleção (regular ou irregular) de muitos pontos contáveis fixados de \mathcal{R}^d e $Z(s)$ é um valor observado no local s .

Segundo Assunção (2001) alguns dos principais interesses ao fazer inferências sobre padrão espacial observado são: testar se o padrão é aleatório; detectar sub-regiões de valores mais elevados, do que o esperado, sob algum modelo.

2.3.2 Autocorrelação Espacial

Este termo é oriundo do conceito estatístico de correlação, que é utilizado para mensurar o grau de relação entre duas variáveis aleatórias. No jargão computacional o conceito de dependência espacial é a autocorrelação espacial. Esta autocorrelação mensura a tendência que o valor de uma variável aleatória, obtida em um determinado ponto, assemelha-se mais ao valor obtido em um ponto próximo do que ao valor obtido em um ponto mais distante. O nome *auto*, vem da idéia de que a medida de correlação é realizada com a mesma variável aleatória mensurada em distintos locais no espaço (Druck et al., 2004).

2.3.3 Testes de Conglomerados

Segundo Moura (2006), nos últimos anos o estudo de conglomerados espaciais ganhou bastante espaço na literatura de forma que muitos métodos foram sugeridos (Kulldorff e Nagarwalla, 1995; Kulldorff, 1997; Assunção, 2001). Um conglomerado é uma área que apresenta risco de casos, para uma determinada variável resposta, significativamente distinto (elevado ou baixo), mas não explicado pelas covariáveis conhecidas. Quando se detecta o conglomerado de casos, podem começar os estudos mais complexos na tentativa de localizar o fator gerador destes conglomerados. Os casos podem ser: doenças, espécies de plantas, crimes, desmatamento.

Os métodos de detecção de conglomerados dividem-se em duas categorias: Gerais e Focados. Em ambos os métodos (gerais e focados) a hipótese nula é a mesma, ou seja, supõe que não há conglomerados na região em estudo.

Os testes gerais são aqueles, cujo procedimento visa identificar a existência de conglomerados sem conhecimento *a priori* da localização deste. Os testes focados, no entanto, visam avaliar a presença de conglomerados de casos em torno de uma fonte suspeita. A localização, desta fonte, é realizada antes de se iniciar a varredura.

Quanto ao tipo de conglomerados, a serem detectados, podem ser classificados como *Hot-spot*, que são conglomerados que apresentam o risco constante em toda área do conglomerado, e *Clinal*, que são conglomerados que apresentam risco elevado no centro do conglomerado e à medida que vai se afastando do centro o risco diminui de forma a ficar praticamente desprezível (Kulldorf e Nagarwalla, 1995).

Os conglomerados podem ser classificados, ainda, como puramente espaciais - são aqueles cuja ocorrência de casos é mais alta em determinadas áreas do que em outras; puramente temporais - são aqueles cuja ocorrência de casos é mais alta em um período do que em outro; espaço-temporais - são aqueles cuja ocorrência dos casos é temporariamente mais alta em determinadas áreas (Moura, 2006).

Alguns pesquisadores da área de ecologia têm feito uso de modelagens com princípios da estatística espacial, antes feita somente para análises em epidemiologia humana. Nesse contexto, verifica-se certa semelhança nos objetivos dos pesquisadores da saúde humana e da “saúde” das florestas, no sentido de constatação de conglomerados espaciais, para posteriormente verificarem as causas dos conglomerados. O’Neill et al. (1992) fizeram a aplicação da teoria de modelos epidemiológicos na propagação de perturbações de paisagens e Flather et al. (1998) utilizaram técnicas de superposição geográfica para detectar *hot-spots* de determinadas áreas que continham, um grande número de espécies ameaçadas de extinção. Czaplewski et al. (1994) utilizaram o índice de Moran I para verificar autocorrelação espacial do crescimento florestal e conseqüentemente detectar um conglomerado de crescimento lento, fazendo para isso um particionamento do índice de Moran I em seus componentes.

Na subseção seguinte apresenta-se o método de varredura espacial de Kulldorff (Estatística *Scan*), esse método pertence à classe de testes gerais de conglomerados.

2.3.4 Método de varredura de Kulldorff (Estatística SCAN)

A estatística *Scan* foi inicialmente desenvolvida para uso em estudos epidemiológicos humanos (Kulldorff, 1995, 1999). Patil et al. (2001) sugeriram aplicações ecológicas da estatística *Scan* e comparou-as com outras abordagens. Coulston e Riitters (2003, 2005) usaram a estatística *Scan* para identificar *hot-pots* em estudos de floresta nos Estados Unidos.

Dentre os vários testes gerais de conglomerados existentes, a estatística *Scan* tem se mostrado melhor, por exemplo, quando comparado com o teste de Besag-Newell (Costa e Assunção, 2005). Seu desempenho também se mostrou satisfatório quando comparado com métodos de detecção de conglomerados como: os Modelos Aditivos Generalizados (MAG) e o Mapeamento Bayesiano de Doenças (MBD) (Aamodt et al., 2006).

Uma vantagem da estatística *Scan* é que ao utilizá-la, evita-se o viés de pré-seleção na busca de conglomerados, sem especificar a sua dimensão ou localização, assim, reduzindo o “problema da unidade de área modificável” referente ao zoneamento. Esta estatística pode ser usada tanto para dados agregados de área quanto para dados pontuais. Uma desvantagem é que o método utiliza janelas de varredura circular, como resultado, os conglomerados que o método identificará, necessariamente, terão que ter a forma circular, caso contrário o método vai subestimar ou superestimar o conglomerado. Alguns autores (Duczmal et al., 2006; Moura, 2006) sugerem modificações no procedimento, com intuito de identificar conglomerados geográficos de formato arbitrário.

Denotando N e C como número total de indivíduos na população em risco e o número total de casos observado na região de estudo, seja Z o conjunto das áreas z candidatas a formarem um conglomerado. Estes candidatos z são círculos de raio r arbitrário centrados em cada um dos n centróides ξ_i (Figura 1). Estes círculos, em tese, são infinitos, no entanto limitados à distância dos outros centróides, ou ainda limitados ao raio que determina que o conglomerado z contenha no máximo 20% da população total da área (Assunção, 2001). O teste de significância do conglomerado é baseado no método de máxima verossimilhança e não sobre um procedimento empírico.

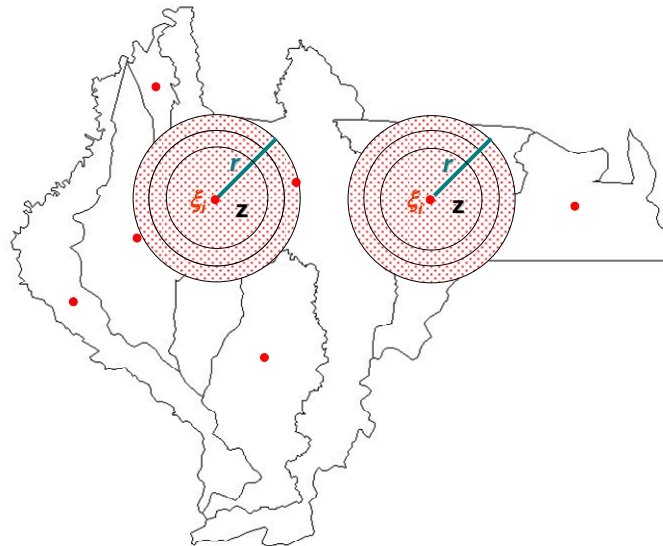


Figura 1: Exemplo hipotético da varredura espacial da estatística *scan*.

Desde sua criação no ano de 1995 por Kulldorff e Nagarwalla, onde os autores apresentaram a metodologia original utilizando-se o modelo Bernoulli, à estatística *Scan* tem evoluído com a proposição de novos modelos de probabilidade para a variável de interesse. Atualmente é possível detectar conglomerados supondo que a variável de interesse siga um dos modelos de probabilidade: Bernoulli, Poisson, Ordinal, Permutação espaço-temporal, Exponencial e Normal. Tem-se, ainda, o modelo bayesiano (Neill et al., 2008) e não paramétrico (Neill e Lingwall, 2008) proposto para vigilância e detecção de surtos (*outbreak*) de doenças.

A escolha do modelo depende da distribuição da variável de interesse em estudo. Para dados oriundos de contagens os modelos indicados são: Poisson, Bernoulli e Permutação espaço-temporal. O modelo ordinal é indicado quando o número de casos apresenta categorias hierárquicas, ou seja, é possível associar o número de casos observados a categorias, como por exemplo, nível baixo, médio e alto. O modelo ordinal pode ser utilizado também quando os dados são contínuos, para isso se faz necessário categorizar a variável contínua em classes hierárquicas. Quando os casos apresentam valores contínuos o modelo Normal (valores positivos e negativos) e Exponencial (análise de sobrevivência) podem ser utilizados.

Nos modelos Poisson e Permutação espaço-temporal, é possível incorporar informações de covariáveis. Por outro lado, o modelo Permutação espaço-tempo só ajusta conglomerados espaço-temporais.

Se existe um número pequeno de casos, até 10% da população em risco, os modelos Bernoulli e Poisson se aproximam um do outro. No entanto, se temos um

estudo de caso-controle é preferível usar o modelo Bernoulli. Contudo, caso exista algum fator de risco é preferível usar o modelo Poisson (Kulldorf, 1997).

As análises puramente temporais e espaço-temporal podem ser executados de duas formas:

- (1) A análise retrospectiva (Kulldorff et al., 1998), visa detectar em um espaço e período fixados tanto os conglomerados ativos, aqueles que permanecem até a data final do período em estudo, quanto os conglomerados históricos, aqueles que deixaram de existir antes do final do período em estudo.
- (2) A análise prospectiva (Kulldorff, 2001) tem como objetivo detectar somente os conglomerados ativos, ou seja, sua varredura visa somente detectar conglomerados que não cessaram de ocorrer até a data final do período estudado (são os conglomerados que nunca deixaram de existir naquele determinado período). Neste tipo de análise a varredura é repetida a cada intervalo de tempo que pode ser, por exemplo, de um dia, um mês, um ano, etc. O processo de detecção começa varrendo o primeiro intervalo de tempo disponível e então varre o segundo intervalo, considerando a informação do primeiro intervalo, e assim por diante até o último intervalo disponível.

Para estender o procedimento para as três dimensões, a varredura usa cilindros em vez de janelas circulares. Imagine uma pilha de mapas onde cada camada da pilha representa um tempo diferente (Figura 2). A base da varredura do cilindro representa o espaço geográfico e à altura do cilindro representa o tempo.

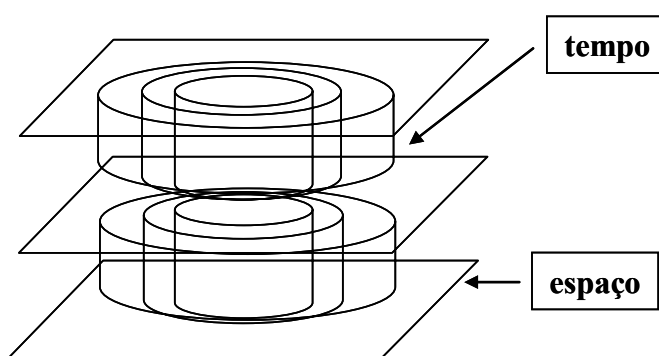


Figura 2: Procedimento da varredura espaço-temporal.

O procedimento de varredura permite tanto a base como a altura variar continuamente à medida que a varredura avança através do espaço e do tempo. Não há qualquer mudança em relação à razão de verossimilhança e a significância do teste (Coulston e Riitters, 2003).

Nesta dissertação optou-se por apresentar, com mais detalhes, somente os modelos indicados para contagens, ou seja, Poisson, Bernoulli e Permutação espaço-temporal. Para mais detalhes sobre os outros modelos consultar Jung et al. (2006), Huang et al. (2006) e Kulldorff (2006b).

(i) Modelo Bernoulli

Seja p a probabilidade de que um indivíduo qualquer dentro de z seja um caso enquanto que q é a mesma probabilidade fora de z . As hipóteses são respectivamente:

$$\begin{cases} H_0 : p = q \\ H_A : p > q, z \in Z \end{cases} \quad (1)$$

Sob a hipótese nula não há nenhum conglomerado na região, pois $p = q$, neste caso a hipótese alternativa supõe a existência de uma única zona z tal que $p > q$.

Seja n_z o número de indivíduos sob risco na zona z e c_z o valor observado da variável aleatória C_z , que representa o número de casos na zona z . Assumindo que o modelo Bernoulli seja adequado para o número de casos. Então a função de verossimilhança para a zona z será dada por:

$$L(z, p, q) = p^{c_z} (1-p)^{n_z-c_z} q^{C-c_z} (1-q)^{(N-n_z)(C-c_z)} \quad (2)$$

O valor de p que maximiza a verossimilhança não é necessariamente aquele que corresponde ao círculo com a maior taxa $\hat{p} = c_z/n_z$ nem aquele com maior número de casos c_z . Para identificar a zona mais provável de ser conglomerado, dentre todos possíveis, usa-se a razão de verossimilhança,

$$\lambda = \frac{\sup_{z \in Z, p > q} L(z, p, q)}{\sup_{p=q} L(z, p, q)}, \text{ com } \{p, q \in (0,1)\} \quad (3)$$

Sob algumas condições a Equação 3 pode ser reescrita como:

$$\lambda = \begin{cases} \frac{L(z)}{L_0}, & \text{se } \frac{c_z}{n_z} > \frac{C-c_z}{N-n_z} \\ 1, & \text{se } \frac{c_z}{n_z} \leq \frac{C-c_z}{N-n_z} \end{cases} \quad (4)$$

onde:

$$\sup_{p \in (0,1)} p^C (1-p)^{N-C} = \frac{C^C (N-C)^{N-C}}{N^N} = L_0 \quad (5)$$

$$L(z) = \begin{cases} \left(\frac{c_z}{n_z} \right)^{c_z} \left(\frac{n_z-c_z}{n_z} \right)^{n_z-c_z} \left(\frac{C-c_z}{N-n_z} \right)^{C-c_z} \left(\frac{(N-n_z)-(C-c_z)}{N-n_z} \right)^{(N-n_z)(C-c_z)} & \text{se } \frac{c_z}{n_z} > \frac{C-c_z}{N-n_z} \\ \frac{C^C (N-C)^{N-C}}{N^N} & \text{se } \frac{c_z}{n_z} \leq \frac{C-c_z}{N-n_z} \end{cases} \quad (6)$$

Para detectar a zona como sendo o conglomerado mais provável é escolhida a zona \hat{z} para a qual a $L(z, p(z), q(z))$ é maximizada. Segundo Assunção (2001) a distribuição de λ depende da distribuição da população e é virtualmente impossível de ser obtida¹ analiticamente. A aproximação, que se costuma utilizar, com a distribuição qui-quadrado da transformação $-2\log\lambda$ não pode ser feita, uma vez que as condições de regularidade não são atendidas. A solução deste problema dada por Kulldorff e Nagarwalla (1995), para conseguir a distribuição de λ e seu *p-valor*, é obtida via simulação de Monte Carlo que reproduz a análise para um grande número de repetições aleatórias do conjunto de dados original sob a hipótese nula, de completa aleatoriedade espacial, e condicionada ao número total de casos. Para cada uma dessas repetições a estatística de teste λ_i ($i = 1, 2, \dots, M$) é computada de igual forma como para os dados originais. Se o valor de λ (dos dados originais) excede 95% dos valores da simulação de Monte Carlo, então, o conglomerado é considerado significativo ao nível de 5%. Os conglomerados secundários também são obtidos por comparações de λ com a distribuição simulada. No entanto, estes *p-valores* são considerados aproximados e rejeitam com frequência maior do que deveria rejeitar, implicando que estes, *p-valores* dos conglomerados secundários, tendem a ter valores mais elevados que os valores apresentados (Kulldorff e Nagarwalla, 1995).

(ii) Modelo Poisson

Suponha que os casos em cada unidade de medida (bairro, setor censitário e municípios) seguem a distribuição de Poisson, seja μ o número de casos esperados dentro da zona z , sob a hipótese nula, que a taxa de ocorrência de casos é constante em toda área de estudo, é possível mostrar que:

$$\lambda = \frac{L(Z)}{L_0} = \left(\left(\frac{c_z}{\mu} \right)^{c_z} \left(\frac{C - c_z}{C - \mu} \right)^{(C - c_z)} \right) I \quad (7)$$

Onde I é uma função indicadora que tem valor de 1 se $c_z > \mu$ e 0 caso contrário. Os valores $\frac{c_z}{\mu}$ e $\frac{C - c_z}{C - \mu}$ são proporcionais às razões dentro e fora da zona z , respectivamente (Kulldorf, 1997).

¹ Estudos realizados por Abrams et al. (2005) revelaram que sob a hipótese nula a distribuição empírica dos valores da estatística scan de Kulldorff é aproximada pela distribuição Gumbel (distribuição de valores extremos): $f(x) = \theta^{-1} \exp\{-\exp[(x-\mu)/\theta] - (x-\mu)/\theta\}$, com parâmetros μ (forma) e θ (escala).

A distribuição de λ , sob H_0 , como no modelo Bernoulli, é obtida via simulação de Monte Carlo. Neste modelo podem ser incorporados covariáveis como idade e sexo (no caso de dados epidemiológicos). Os termos da estatística de teste λ será um somatório das subdivisões da covariável em cada área estudada.

Seja c e n o número de casos observados e a população em risco em uma determinada área da região em estudo, respectivamente. Sob H_0 o número de casos esperados é dado como na equação (8):

$$E(c) = n \frac{C}{N} \quad (8)$$

Onde N é o número da população em risco na região em estudo e C é o número de casos observados na região em estudo. Seja c_i , n_i , C_i e N_i os termos definidos anteriormente para i -ésima categoria de uma determinada covariável. O número de casos esperados ajustado para i -ésima categoria de uma determinada covariável é dado como

$$E(c) = \sum_i E(c_i) = \sum_i n_i \frac{C_i}{N_i} \quad (9)$$

Ao incorporar uma covariável, por exemplo, sexo, as informações do número de casos e população em cada sexo serão tomadas separadamente referentes a uma única área.

(iii) Modelo Permutação Espaço-temporal

A idéia básica do modelo permutação espaço-temporal é a mesma dos modelos anteriormente mencionados, o que o diferencia são as três características seguintes: (1) sua varredura é feita no espaço e no tempo simultaneamente, ou seja, só trabalha com a interação espaço-tempo, isto é, não procura conglomerado puramente espacial ou temporal separadamente, dessa forma exige que os dados tenham a data e a localização; (2) a flexibilidade de trabalhar somente com os casos; (3) o seu modelo probabilístico, sob a hipótese nula, resulta que os casos seguem a distribuição Hipergeométrica.

A seguir será descrito o modelo permutação espaço-temporal segundo Kulldorff et al. (2005) onde estes apresentam o conglomerado (*cluster*) como um surto (*outbreak*). Suponha uma contagem de casos (diária, mensal ou anual) localizados por um identificador geográfico (por exemplo, CEP) de uma determinada área, seja c_{zt} o número observado de casos no identificador geográfico da área z durante um determinado tempo t (dias, mês ou ano).

O número total de casos observados C é dado de acordo com a seguinte expressão:

$$C = \sum_z \sum_t c_{zt} \quad (10)$$

Para cada localização e tempo, calcula-se o número esperado de casos μ_{zt} condicionado sobre as marginais observadas.

$$\mu_{zt} = \frac{1}{C} \left(\sum_z c_{zt} \right) \left(\sum_t c_{zt} \right), \quad (11)$$

O número esperado de casos μ_A em um determinado cilindro A é o somatório dos valores esperados da equação 11, os quais, a localização-tempo está dentro desse cilindro:

$$\mu_A = \sum_{(z,t) \in A} \mu_{zt} \quad (12)$$

Para calcular esse valor esperado, tem-se a seguinte pressuposição: a probabilidade condicional, de ser um caso no identificador geográfico da área z dado que foi observado no tempo t , é a mesma em todos os tempos t .

Seja c_A o número de casos observados no cilindro A . Condicionado sobre as marginais, e quando não há interação espaço-tempo, c_A tem distribuição Hipergeométrica com média μ_A e função de probabilidade dada por

$$P(c_A) = \frac{\binom{\sum_{t \in \Omega} \sum_{z \in A} c_{zt}}{c_A} \binom{C - \sum_{t \in \Omega} \sum_{z \in A} c_{zt}}{\sum_{z \in \Omega} \sum_{t \in A} c_{zt} - c_A}}{\binom{C}{\sum_{z \in \Omega} \sum_{t \in A} c_{zt}}}, \text{ onde } \Omega = A \cup A^c \quad (13)$$

Quando os dois $\sum_{t \in \Omega} \sum_{z \in A} c_{zt}$ e $\sum_{z \in \Omega} \sum_{t \in A} c_{zt}$ são pequenos comparados com C , então c_A é aproximadamente distribuído por uma distribuição de Poisson com média μ_A (Apêndice B). Fundamentado nessa aproximação, usa-se a Razão de Verossimilhança Generalizada de Poisson (RVG) como uma medida de evidência de que o cilindro A contem um surto:

$$\text{RVG} = \left(\frac{c_A}{\mu_A} \right)^{c_A} \left(\frac{C - c_A}{C - \mu_A} \right)^{(C - c_A)} \quad (14)$$

Dentre todos os cilindros avaliados, aquele cujo valor maximiza a RVG constitui o conglomerado espaço-temporal de casos menos provável de ser uma ocorrência do acaso e, portanto, é o principal candidato a um verdadeiro surto (Kulldorff et al. 2005).

Para encontrar a distribuição da RVG, Kulldorff et al. (2005) mencionam que são feitos ajustes de múltiplos testes, uma vez que, avalia-se uma enorme quantidade de prováveis surtos de localizações, tamanhos e comprimentos no tempo. Esse procedimento não pode ser executado como nos modelos anteriores (Bernoulli e Poisson) da estatística *Scan*, uma vez que o modelo permutação espaço-tempo não utiliza a população em risco.

Para testar a significância dos candidatos a conglomerado são geradas várias permutações aleatórias dos casos no espaço e no tempo, misturando a data/tempo e associando ao conjunto inicial de localizações de casos, garantindo que as duas marginais tanto espacial quanto temporal mantenham-se sem alteração. Logo em seguida calcula-se a RVG, para cada conjunto simulado, da mesma maneira como foi feito para os dados reais. A significância estatística é avaliada utilizando teste de hipótese de Monte Carlo.

O procedimento para o cálculo da RVG máxima inicia a partir da geração de S conjuntos de dados simulados (por exemplo, 999 simulações). Ordenam-se todos estes valores gerados, posteriormente ao cálculo de cada RVG. Denota-se R a ordem da RVG máximo para os dados reais. Se R for maior do que o 950-ésimo (por exemplo, se for executado 999 simulações) mais elevado, o aglomerado é significativo ao nível 0,05. Em termos gerais, o *p-valor* é $p = 1 - R / (S + 1)$.

Se o modo de análise, no qual o modelo de permutação espaço-tempo está sendo usado, for prospectivo, então é possível acrescentar mais uma informação ao *p-valor*: a taxa de ocorrência nula. A taxa de ocorrência nula conforme Kulldorff et al. (2005) é o tempo esperado entre, visualizando um sinal de um surto com igual ou maior RVG, assumindo que a hipótese nula é verdadeira. Em outras palavras, define-se como uma vez a cada $1/p$ t (t pode ser dia, mês ou ano). Por exemplo, supondo que o *p-valor* encontrado, de uma determinada análise, seja 0,05 sob a hipótese nula espera-se, em média, um falso alarme a cada $20 t$ para o surto sob vigilância.

Suponha que se deseja incorporar uma determinada covariável. O total de casos C é particionado de acordo com o número de categorias da covariável.

$$C = \sum_{i=1}^I C_i \quad (15)$$

Seja C_i a contagem de casos na i -ésima categoria de uma determinada covariável. Para cada localização e tempo, calcula-se o número esperado de casos μ_{zt} para cada categoria da covariável.

$$\mu_{zt(i)} = \frac{1}{C_i} \left(\sum_z c_{zt(i)} \right) \left(\sum_d c_{zt(i)} \right) \quad \text{-----}(16)$$

Os municípios que fizeram parte da área de estudo foram: Boca do Acre, Lábrea, Canutama, Humaitá, Manicoré, Novo Aripuanã e Apuí (Figura 3). Esta área situa-se ao sul do estado do Amazonas, cuja área estimada chega a 297.183 Km². Situada, em parte, nas mesorregiões do Purus e Madeira, seus municípios em média distam da capital (Manaus) 541 km e 1.159 km, em linha reta e via fluvial respectivamente.

A área (dos sete municípios) esta delimitada pelo seguinte retângulo envolvente (coordenadas geográficas):

Canto superior direito: 58° 04' 12"W, 04° 41' 24"S

Canto inferior esquerdo: 69° 29' 24"W, 09° 50' 24"S

A região encontra-se acima do nível do mar, com altitude variando de 40m a 150m. A vegetação dominante classifica-se como floresta tropical densa. O clima caracteriza-se como equatorial úmido, com variações médias de temperatura entre 17°C a 35,5°C. A região, como no restante do estado do Amazonas, apresenta duas estações bem definidas: chuvosa (inverno) e seca ou menos chuvosa (verão). Dois grandes rios dividem a região: O Rio Purus e o Rio Madeira, juntamente com os seus respectivos afluentes (IBGE, 2008).

A região também é cortada por Rodovias: A BR-319 que liga a cidades de Manaus e Porto Velho (Rondônia) cortando o município de Humaitá e parte do município de Canutama; A BR-230 ou Rodovia "Transamazônica" que corta os municípios de Apuí, Novo Aripuanã, Manicoré, Humaitá e Canutama; A BR-317 que liga o município de Boca do Acre com o estado do Acre. Esta Rodovia (BR-317) se conecta com a BR-364 que interliga as cidades de Rio Branco (Acre) e Porto Velho (Rondônia). Com exceção do trecho da BR-319 que liga a cidade de Humaitá e Porto Velho os demais trechos, pertencentes à região em estudo, das Rodovias BR-319, BR-317 e BR-230 não são pavimentados (IBGE, 2008).

A agricultura, a pecuária e o extrativismo vegetal são as principais atividades econômicas da região. Na agricultura são cultivados: mandioca, melancia, arroz, feijão, cana-de-açúcar, guaraná, cacau, frutas cítricas, juta, açaí, milho, cupuaçu e banana. A pecuária se destaca apenas nos municípios de Boca do Acre e Humaitá, com a criação de bovinos. As atividades de exploração de borracha, castanha, madeira e óleo de copaíba destacam-se principalmente nos municípios de Canutama, Lábrea e Manicoré (Portal Oficial do Governo do Estado do Amazonas, 2008).

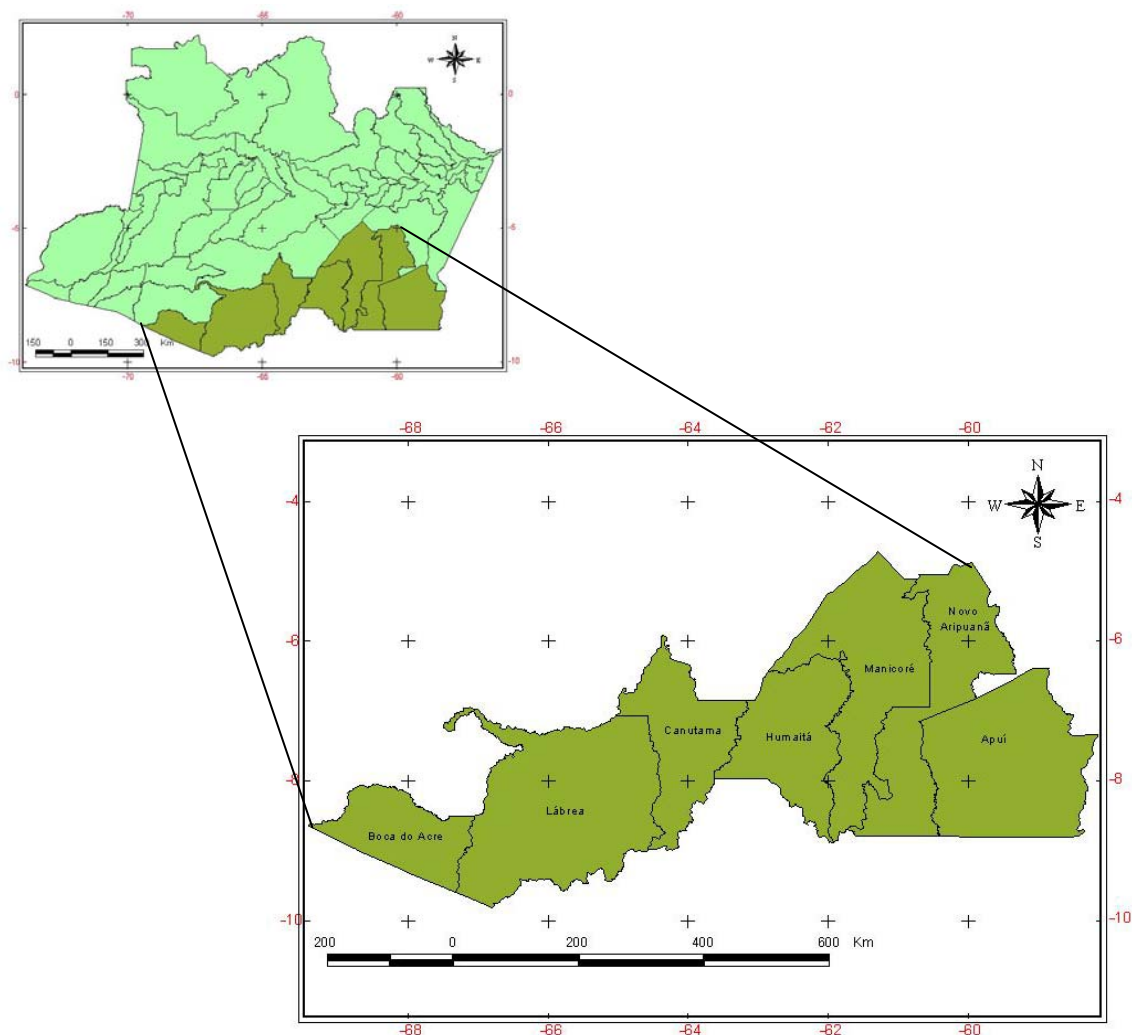


Figura 3: Localização no estado do Amazonas dos municípios de Boca do, Lábrea, Canutama, Humaitá, Manicoré, Novo Aripuanã e Apuí.

Estes sete municípios foram escolhidos devido aos impactos do desmatamento ocorridos nas fronteiras do Mato Grosso, Rondônia e Acre nos últimos anos (estes fazem parte do “*arco do desflorestamento*”). Os estudos feitos por Aguiar et al. (2008), apontam que esta região sul do Amazonas apresenta tendências para o desmatamento e que a região está sob rápida mudança de uso do solo. Estudos sobre o desmatamento no estado do Amazonas revelam Lábrea, Canutama, Boca do Acre e Apuí como prioritários (Mesquita Jr. et al., 2007).

3.2 Base de dados

A base de dados utilizada nessa dissertação, referente aos municípios Boca do Acre, Lábrea, Canutama, Humaitá, Manicoré, Novo Aripuanã e Apuí, foi composta por:

- Bases cartográficas, mapas no formato *shape* com os limites municipais e do estado do Amazonas (Fonte: IBGE, 2008);
- *Shapes* das estradas oficiais (Fonte: SISCOM, 2008).
- Tabelas dos alertas de desmatamento nos municípios da área de estudo no período de 2004 a 2007 (Fonte: INPE-DETER, 2008).

Os *softwares* utilizados foram Excel, ARCVIEW 3.2, R 2.7.1 (R Development Core Team, 2008) e SATSCAN 7.0 (Kulldorff, 2007). Os testes de hipóteses para a significância dos conglomerados foram realizados a 5% de probabilidade.

3.3 Métodos de Análises

Nesta seção serão descritos em detalhes os passos necessários para realizar os objetivos inicialmente proposto. São referidos também os detalhes de como foram utilizados os materiais elencados na Base de Dados.

3.3.1 Preparação da base de dados

As tabelas dos alertas de desmatamento, provenientes do DETER, continham os pontos que identificavam os centróides, os *shapes* e a mensuração das áreas dos polígonos de desmatamento. Contudo, esta base de dados não era completa, pois fatores como nuvens na região estudada, impediram a obtenção de imagens, para uma ou mais datas, em alguns dos municípios em estudo.

Como o *software* SATSCAN requer que as informações temporais estejam agregadas para um dado intervalo de tempo, optou-se por agregar a base de dados por ano, pois assim a base de dados ficaria completa e adequada para realizar a análise espaço-temporal prevista. Esta opção segue a recomendação do INPE, que sugere que os dados do DETER sejam usados somente como indicador anual de desmatamento.

Na planilha Excel, foram colocadas as tabelas dos alertas de desmatamento oriundas do DETER. A partir dessa planilha foram extraídas, a variável e as cováriaveis para gerar os arquivos de “casos.txt” e “coordenadas.txt” para que fossem executadas em seguida as varreduras utilizando o *software* SATSCAN. Estes procedimentos no SATSCAN são detalhados no Apêndice A. Posteriormente, os resultados do SATSCAN foram colocados em mapas no formato *shapefile* (IBGE) contendo os municípios escolhidos para o estudo. Neste passo o ARCVIEW foi utilizado juntamente com o *software* R para gerar os mapas com os resultados obtidos no SATSCAN.

3.3.2 Definição do modelo de probabilidade do número de casos

Para verificar a existência de conglomerados utilizou-se o modelo permutação espaço-temporal (Kulldorff et al., 2005), uma vez que, a base de dados era composta apenas pelos “casos”, ou seja, número de pontos que o desmatamento ocorreu na área em estudo e, portanto, não continha dados da população em risco, neste contexto a população em risco seria a floresta. Os modelos, Ordinal, Exponencial e Normal, detectam os conglomerados usando o mesmo tipo de informação. Contudo, para usar os modelos Exponencial e Normal a variável utilizada para detectar conglomerados deve ser contínua. No caso do modelo Ordinal podem ser usadas, tanto variáveis contínuas, quanto discreta, desde que se categorizem estas variáveis em classes hierárquicas. No presente estudo, havia o interesse em modelar o número de alertas de desmatamento, logo a variável de interesse é considerada como uma contagem de casos, então estes dados são discretos. Por outro lado, o modelo de Poisson não foi utilizado, pois para usar o mesmo seria necessário conhecer a população em risco.

3.3.3 Variável e covariáveis consideradas para a detecção dos conglomerados

A variável resposta utilizada para a busca de conglomerados foi o número de alertas de desmatamento. No presente estudo, os alertas de desmatamentos são definidos como uma contagem de casos de dados pontuais, ou seja, contagem dos centróides dos polígonos de desmatamento caracterizado como degradação florestal alta e/ou de corte raso² detectado no período de 2004 a 2007 nos municípios de Boca do Acre, Lábrea, Canutama, Humaitá, Manicoré, Novo Aripuanã e Apuí.

Como existem evidências de que a distância de estradas ou rodovias contribuem para aumentar o desmatamento em uma determinada região (Brandão Jr et al., 2007) e de que Unidades de conservação e Terras Indígenas, podem por definição e propósito, inibir o desmatamento nestas áreas (Alves et al., 2007), optou-se pela utilização destas no modelo como covariáveis categóricas.

Portanto, as covariáveis utilizadas no *software* SATSCAN para explicar o número esperado de alertas de desmatamento numa determinada área na região composta pelos municípios Boca do Acre, Lábrea, Canutama, Humaitá, Manicoré, Novo Aripuanã e Apuí, ficaram assim definidas:

(i) Área desmatada

² Há evidências que a maioria dos alertas de desmatamento detectado pelo DETER são os de corte raso e, portanto, dificilmente neste estágio poderá existir condições de recuperação da floresta ou outro seguimento de desmate. Existe, no entanto, uma pequena parcela de degradação florestal alta que é detectada, mas que também esta no estágio no qual a floresta tem poucas chances de recuperação.

Conforme mencionado anteriormente, na base de dados, para cada ponto, ou seja, para cada caso, a base de dados continha o *shape* e a mensuração da área a qual o caso se refere. Segundo o INPE (2008), o DETER é um sistema de monitoramento da cobertura florestal da Amazônia que visa alertar quais regiões apresentam atividades mais intensas de desmatamento e não objetiva, portanto, mensurar de forma precisa a área desmatada para cada caso detectado. As informações das áreas são para prioridade de ação por parte dos órgãos responsáveis pela fiscalização. Para avaliar a existência de novos desmatamentos, o DETER utiliza uma máscara proveniente do PRODES contendo a localização dos desmatamentos detectados anteriormente. Uma vez que a base de dados do PRODES é consolidada por ano, então, justifica-se o aparecimento de casos com áreas menores do que 25 hectares, que é a área mínima detectada pelos sensores MODIS e WFI (DETER), na base de dados utilizados nesta dissertação.

Apesar da informação de área não ser precisa, tal informação foi utilizada com os objetivos de avaliar se o tamanho da área desmatada explica os conglomerados de alerta de desmatamento e, também, para servir como critério para a classificação da covariável distância do caso a estrada.

No *software* SATSCAN é necessário categorizar a covariável de forma que estas categorias serão classificadas por números inteiros. Para mais detalhes de como incorporar covariáveis verificar o APÊNDICE A. Assim as medidas das áreas dos polígonos de desmatamento foram divididas em 3 categorias, conforme ilustra a Tabela 1.

Tabela 1: Categorização para as classes das áreas dos polígonos de desmatamento.

Categorias	Classes (ha)
1	$6,25 \leq \text{Área} < 100$
2	$100 \leq \text{Área} < 1000$
3	$\text{Área} \geq 1000 \text{ ha}$

A definição destas categorias tomou como base as categorias utilizadas pelos órgãos governamentais de fiscalização de desmatamento, definidas na Instrução Normativa Nº 3 do Conselho Nacional de Meio Ambiente – CONAMA (IBAMA, 2008). Nesta Instrução Normativa, é definida também a categoria para área menor que 3 ha. Contudo, neste estudo foram utilizadas apenas 3 categorias, pois a base de dados utilizada contém apenas casos que apresentam polígonos com área superior a 6,25 ha.

(ii) Distância de Estradas

Em geral os trabalhos realizados sobre desmatamento nos quais são utilizadas as estradas como covariável, são consideradas somente as rodovias principais, ou seja, as rodovias federais e estaduais registrada pelo IBGE e DNIT. No entanto, Brandão Jr. et al. (2007) revelaram que a distribuição do desmatamento difere bastante quando são consideradas todas as estradas (oficiais - registradas nos mapas do IBGE e DNIT; não-oficiais - não registradas nos mapas do IBGE e DNIT). Os cenários mudam drasticamente em comparação quando se utilizam apenas, as rodovias federais e estaduais registrada pelo IBGE e DNIT.

No presente trabalho, foram utilizadas tanto as rodovias federais e estaduais, quanto às estradas municipais, as quais são registradas nos mapas do DNIT.

Cada caso da base de dados foi classificado de acordo com a distância que ele estava da estrada mais próxima. As categorias utilizadas para esta classificação são apresentadas na Tabela 2.

Tabela 2: Categorização para as faixas de distâncias das estradas utilizadas neste estudo.

Categorias	Faixa de distância
1	0 – 10 km
2	10 – 20 km
3	20 – 30 km
4	30 – 40 km
5	40 – 50 km
6	> 50 km

Uma vez que os dados são informados como áreas, tanto em Km² como em hectares, optou-se pela inclusão de um alerta em determinada faixa de distância da estrada (caso este tenha apresentado intersecção de área entre as faixas) de acordo com a proporção de área pertencente à faixa. Em outras palavras, para o alerta pertencer a uma determinada faixa arbitrária, o seu polígono, área desmatada que o alerta representava, teria que estar pelo menos mais da metade dentro daquela faixa.

A disposição das distâncias das estradas pode ser visualizada na Figura 4, esta região apresenta um número razoável de estradas em comparação com outras regiões do estado do Amazonas.

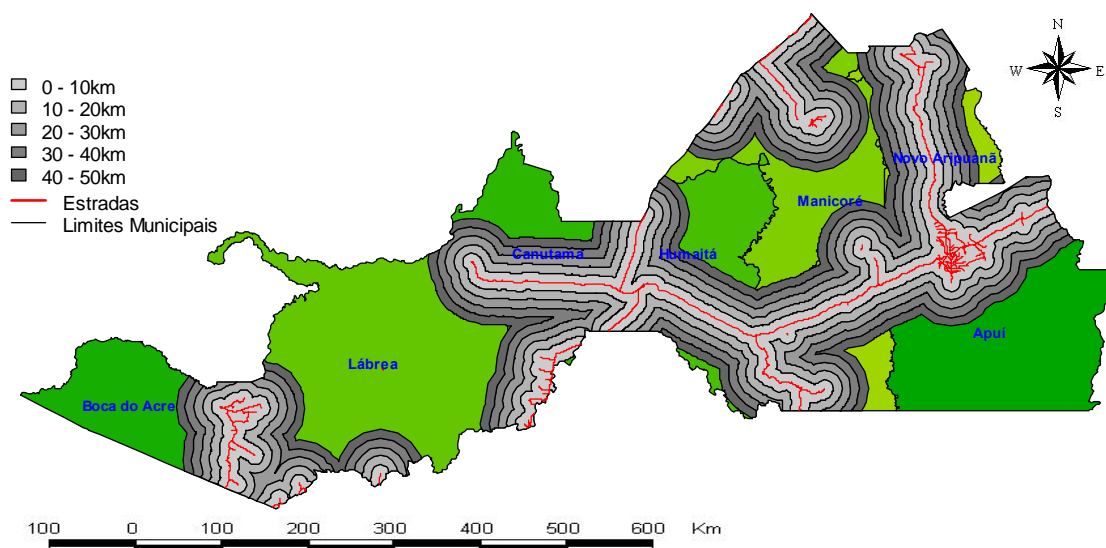


Figura 4: Mapa de alguns municípios da região sul do Amazonas, contendo as máscaras (*buffer*s) para as distâncias das estradas.

(iii) Área Protegida

Área protegida foi definida segundo critério usado por Silva (2006), onde tanto Unidade de Conservação (UC), quanto Terra Indígena (TI), são categorizadas como área protegida. Para cada caso, na base de dados, havia a informação se o mesmo estava dentro ou não de uma área protegida. Para efeito de detecção de conglomerados, a covariável área protegida recebeu o valor “1”, se o mesmo foi detectado dentro de uma área protegida, e receber o valor “0”, se o mesmo foi detectado fora de uma área protegida.

3.3.4 Definição do raio de busca

Ao buscar os conglomerados, a estatística *scan* usa janelas de varredura de formato circular, para diferentes valores de raio de busca. É necessário, portanto, definir um limite para o raio de busca, pois caso contrário, o conglomerado detectado será aquele correspondente a toda a área em estudo. Assim, os conglomerados encontrados pela estatística *scan*, em termos espaciais, devem ter o formato circular. Contudo, isto não implica que os conglomerados reais tenham forma circular.

Para diminuir esta deficiência em detectar conglomerados com formatos irregulares ou não circulares, neste trabalho, o valor máximo do raio de busca espacial foi igual a 20 km. Este valor foi baseado no trabalho de Riitters e Coulston (2005), que estabeleceram em seu estudo ecológico de “áreas perfuradas” (desflorestadas) no Oeste dos Estados Unidos, um raio de 20 km de varredura (SATSCAN) para garantir que

grandes *hot-spots* de formato irregular fossem aproximados por *hot-spots* pequenos e razoavelmente homogêneos ou compactos.

Como neste estudo o modelo adotado foi o de Permutação espaço-temporal, foi necessário também definir, em termos temporais, o intervalo máximo de busca. O valor máximo adotado foi igual a 1 ano, tempo sugerido pelo INPE para utilização dos dados do DETER.

3.3.5 Critérios para a busca dos conglomerados

A busca dos conglomerados, considerando a atividade dos conglomerados, foi realizada usando duas estratégias distintas. Na primeira, adotou-se a análise retrospectiva para verificar a presença, não só dos conglomerados ativos, aqueles que permanecem até a data final do período em estudo, mas também dos conglomerados históricos, aqueles que deixaram de existir antes do período final do estudo. Concomitantemente a esta análise retrospectiva foi avaliado a associação com as covariáveis com o número esperado de alertas de desmatamento em uma determinada área na região em estudo. Se estas covariáveis estiverem associadas, então estas covariáveis começam a explicar se os conglomerados diminuem ou não.

Na outra estratégia tomou-se a análise prospectiva com o objetivo de verificar os conglomerados de alertas que permaneceram ativos até o final do período estudado. As covariáveis que possivelmente explicam a detecção dos conglomerados na análise retrospectiva, foram também utilizadas na análise prospectiva.

3.3.6 Teste de hipóteses para a significância dos conglomerados

Os conglomerados tinham a forma de um cilindro. Cada um destes conglomerados foi obtido mediante variações do raio e intervalo de busca estabelecidos para o espaço e o tempo. Para cada candidato a conglomerado foi obtido o seu valor da RVG dada como na Equação 19 onde:

$$RVG = \left(\frac{c_A}{\mu_A} \right)^{c_A} \left(\frac{C - c_A}{C - \mu_A} \right)^{(C - c_A)} \quad (19)$$

C = é o número total de alertas de desmatamento no período de 2004 a 2007 nos municípios de Apuí, Novo Aripuanã, Manicoré, Humaitá, Canutama, Lábrea e Boca do Acre;

c_A = é o número de alerta de desmatamento no cilindro A ;

μ_A = é o número esperado de alertas de desmatamento em um determinado cilindro A .

Com a inclusão das covariáveis *área desmatada*, *área protegida* e *distância de estradas* a RVG utilizada é dada como na Equação 18 onde as categorias das Tabela 1 e Tabela 2 são as categorias para *área desmatada* e *distância de estradas*, respectivamente. As categorias “0” e “1” são utilizadas para construir a RVG quando se incorpora a covariável *área protegida*.

O conglomerado mais provável, dito primário, é aquele que apresentou maior valor de RVG. Suponha que a ordem da RVG deste conglomerado primário seja igual a R .

Para testar a significância deste conglomerado primário foram lançadas as seguintes hipóteses:

H_0 : *Não existe agrupamento espaço-temporal do número de alertas de desmatamento na região em estudo, vs.*

H_1 : *Existe agrupamento espaço-temporal do número de alertas de desmatamento na região em estudo.*

Para testar estas hipóteses com relação ao conglomerado primário foi utilizado o procedimento de Monte Carlo. Este procedimento consistiu em simular 999 permutações, ao acaso, do número de casos em relação à área e ao tempo de avaliação, mantendo inalteradas as marginais espacial e temporal. Para cada uma destas permutações, foi obtido o valor da RVG para todos os candidatos a conglomerados. Em cada uma destas simulações, o valor máximo de RVG foi identificado e utilizado para obter uma distribuição ordenada destes valores.

A significância do conglomerado primário foi avaliada identificando em qual posição sua ordem R se situa na distribuição dos valores RVG obtidos a partir das 999 permutações. Se R estiver acima da posição 950^a, então concluiu-se que o agrupamento do número de alertas de desmatamento naquele conglomerado não ocorreu devido ao acaso.

Os conglomerados detectados na base de dados, que apresentaram valores para RVG menores do que o conglomerado dito primário, foram identificados como secundários. A significância de cada um destes conglomerados secundários foi avaliada de forma similar a realizada para o conglomerado primário.

4. RESULTADOS

Na primeira parte desta seção são apresentadas estatísticas descritivas dos alertas de desmatamento nos municípios e anos avaliados neste estudo. Na segunda parte são apresentados os resultados da busca de conglomerados espaço-temporal para os alertas de desmatamento.

4.1 Análises Descritivas para os Alertas de Desmatamento

O número de alertas de desmatamento, por município, nos anos de 2004, 2005, 2006 e 2007 é apresentado nos mapa da Figura 5, Figura 6, Figura 7 e Figura 8 respectivamente, sendo que na Figura 9 são apresentados simultaneamente os alertas de desmatamento no período de 2004 a 2007.

Observa-se na Figura 5, maior concentração de alertas de desmatamentos no município de Apuí. Além disso, esta concentração se localizou próximo a sede do município e da BR-230 (Transamazônica). A distribuição espacial dos alertas de desmatamento, no geral, concentrou-se próximo das estradas.

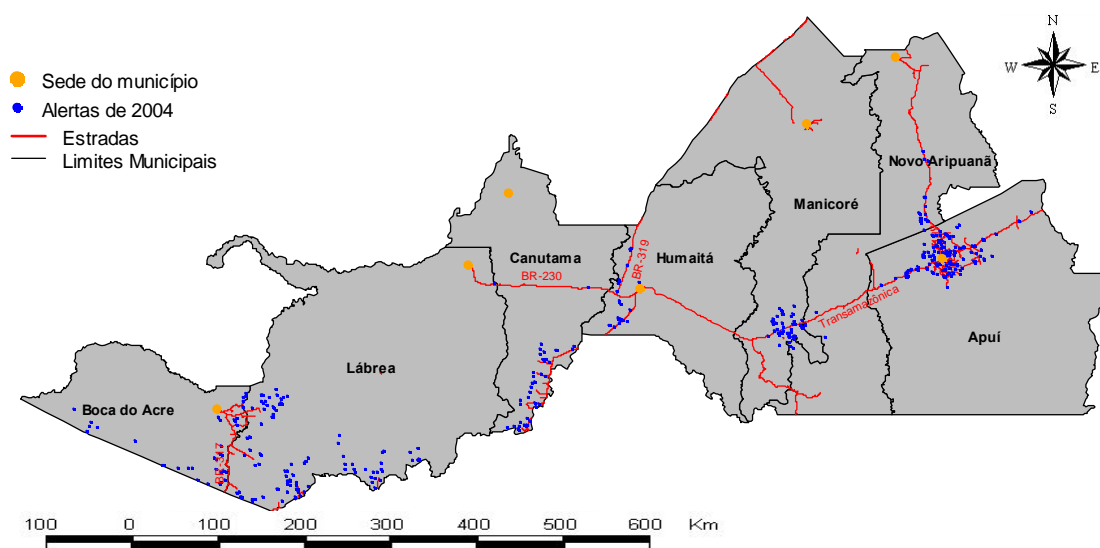


Figura 5: Mapa de alguns municípios da região sul do Amazonas contendo os alertas de desmatamento no ano de 2004.

No ano de 2005 os alertas de desmatamento se concentraram no município de Lábrea (Figura 6). Na região ao sudeste de Lábrea, próximos da fronteira com o município de Boca do Acre encontram-se o maior número de alertas de desmatamento. Nos municípios de Manicoré e Apuí segundo a Figura 6, aparentemente, observa-se que

houve uma redução de pontos de alertas de desmatamento em relação ao ano de 2004 (Figura 5).

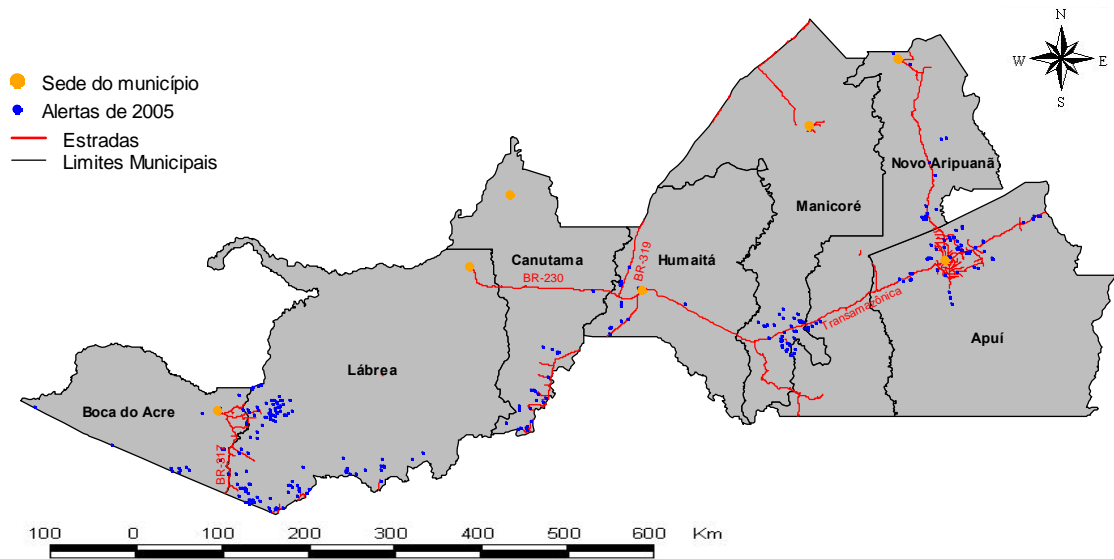


Figura 6: Mapa de alguns municípios da região sul do Amazonas contendo os alertas de desmatamento no ano de 2005.

A Figura 7, ilustra a distribuição espacial dos alertas de desmatamento no ano de 2006. Novamente os alertas estão mais concentrados no município de Lábrea. Verifica-se, no entanto, um crescimento de alertas no município de Canutama localizados principalmente próximos da BR-319, na fronteira com o estado de Rondônia.

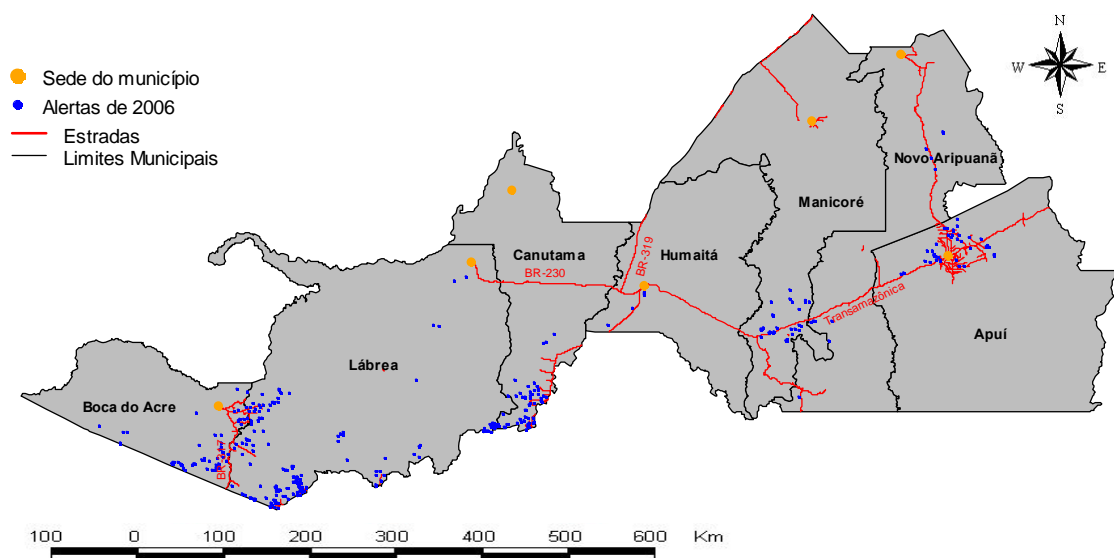


Figura 7: Mapa de alguns municípios da região sul do Amazonas contendo os alertas de desmatamento no ano de 2006.

Conforme ilustra a Figura 8, são observadas poucas mudanças na distribuição espacial dos alertas de desmatamento no ano de 2007 em relação ao ano de 2006 (Figura 7). Verifica-se que os alertas se concentraram nas proximidades das Rodovias BR-317, localizada na divisa entre Boca do Acre e Lábrea, e na BR-319, localizada na parte sul do município de Canutama próximo a fronteira estadual (Rondônia). Nota-se que o número de alertas nos municípios de Manicoré e Apuí diminuíram bastante em relação aos anos anteriores (Figura 5, Figura 6, Figura 7).

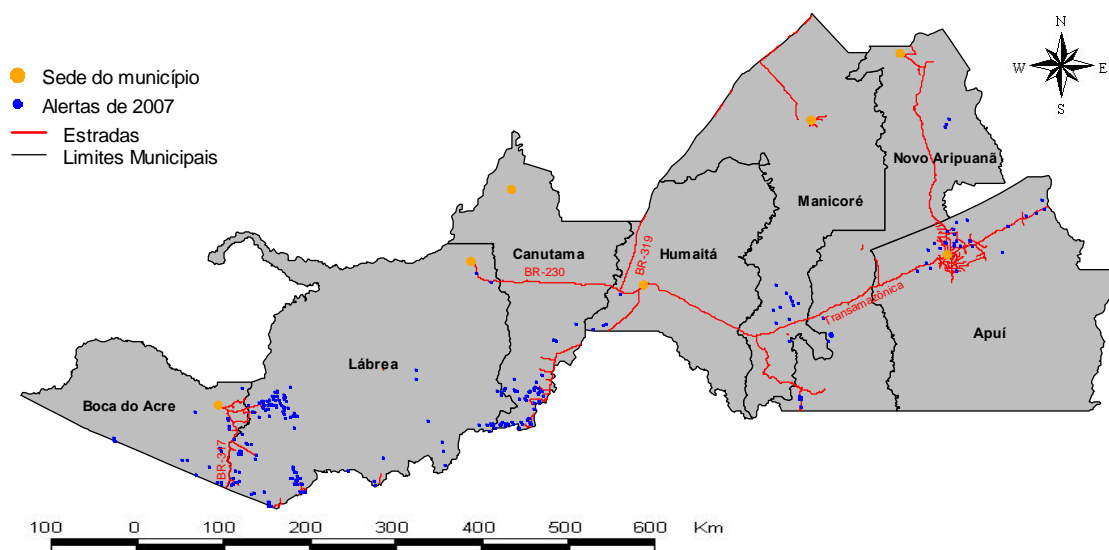


Figura 8: Mapa de alguns municípios da região sul do Amazonas contendo os alertas de desmatamento no ano de 2007.

Na Figura 9, são apresentados a distribuição espacial dos alertas de desmatamento no período de 2004 a 2007 nos municípios de Boca do Acre, Lábrea, Canutama, Humaitá, Manicoré, Novo Aripuanã e Apuí. No período de 2004 a 2007 Lábrea, Apuí, Canutama, Boca do Acre e Manicoré são os municípios que mais apresentaram alertas de desmatamento.

Os alertas de desmatamento, ao longo do período de 2004 a 2007, se distribuem espacialmente nas adjacências das estradas. Observa-se ainda, que somente nos municípios de Apuí e Boca do Acre, os alertas aparecem com mais frequência nas circunvizinhanças ou mais próximos da sede do município.

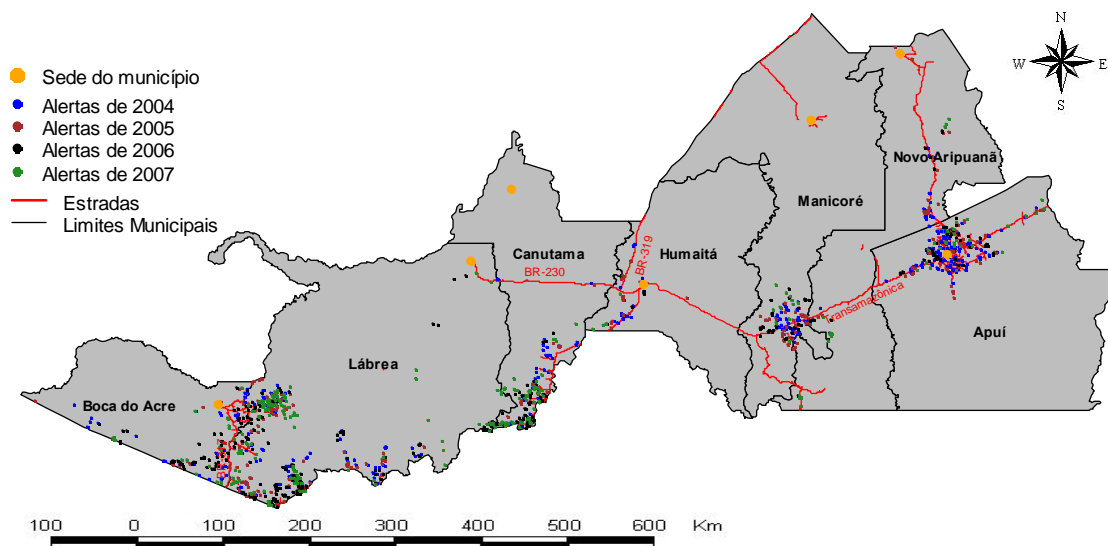


Figura 9: Mapa de alguns municípios da região sul do Amazonas contendo os alertas de desmatamento no período de 2004 a 2007.

Pode ser observado na Figura 10 que, somente no município de Lábrea, o número de alertas de desmatamento cresceu continuamente em relação ao período de 2004 a 2006 com pequena queda no ano de 2007. Além disso, o número maior de alertas foi observado em Lábrea no ano 2006. Este aumento no ano de 2006 em Lábrea equivale aproximadamente a 60% de incremento percentual em relação ao ano de 2004.

O município de Canutama apresentou crescimento no número de alertas a partir do ano de 2006 em relação ao ano de 2004. Os municípios Boca do Acre e Novo Aripuanã apresentaram acréscimo no número de alertas no ano de 2007 e 2005, respectivamente, em relação ao ano de 2004. Os demais municípios, Humaitá, Manicoré e Apuí, não apresentaram crescimento do número de alertas de desmatamento. Destes municípios Humaitá, Manicoré e Apuí, destaca-se a redução no número de alertas no município de Apuí com decréscimo percentual maior do que 80% em relação ao ano de 2004.

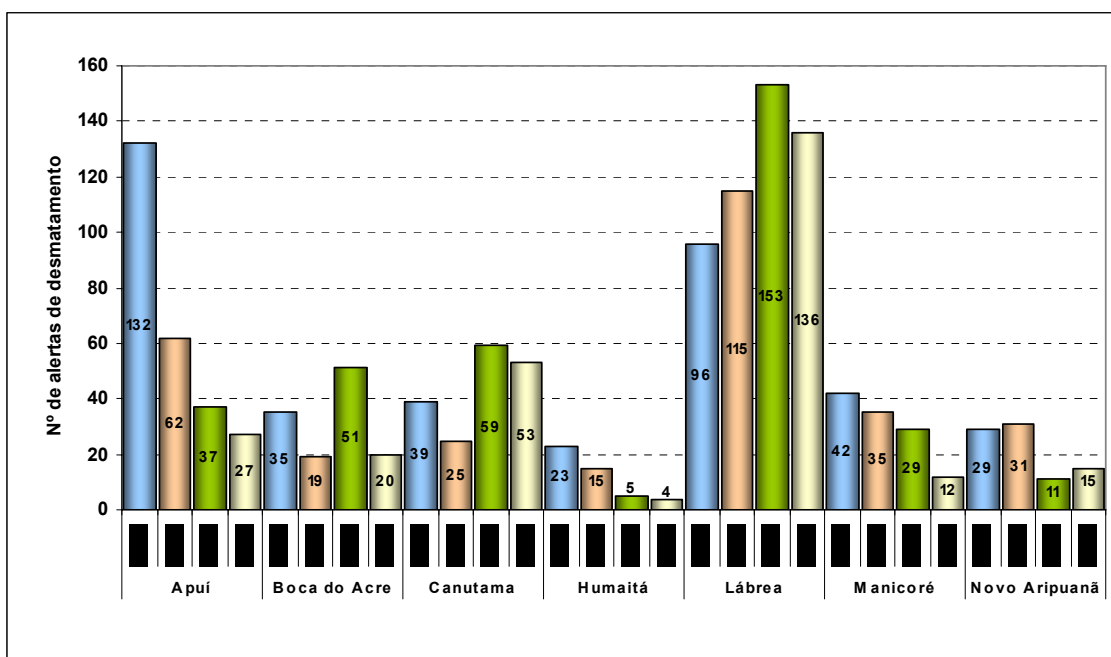


Figura 10: Número total de alertas de desmatamento no ano por município no período de 2004 a 2007, em alguns municípios da região sul do Amazonas.

A Figura 11 mostra, no período estudado, as áreas desmatadas nos intervalos de 6,25 a 100 hectares, 100 a 1000 hectares e mais de 1000 hectares. Lábrea apresentou o maior percentual de áreas maiores do que 1000 hectares.

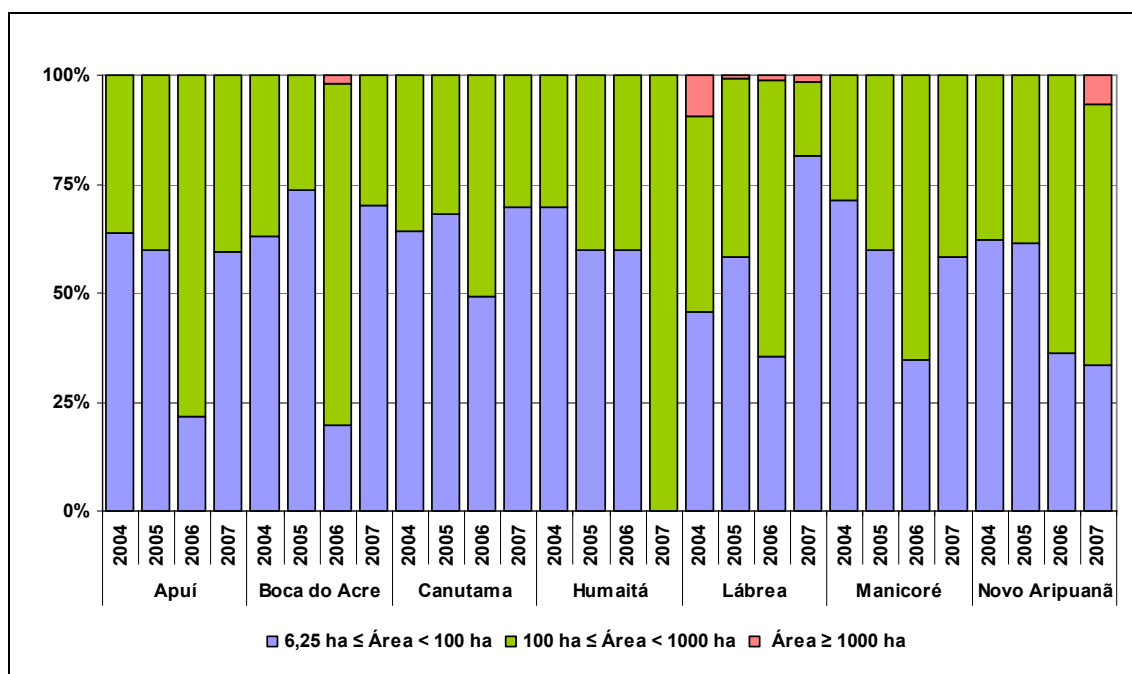


Figura 11: Percentual do número de alertas de desmatamento de acordo com sua classificação de área desmatada por município e ano.

Observou-se na Tabela 3 que em Lábrea houve uma redução, em média, das áreas desmatadas ao longo do período estudado. No município de Manicoré observou-se um crescimento médio das áreas desmatadas de 2004 a 2006. Nos municípios de Humaitá e Novo Aripuanã as médias de área desmatada aumentaram ao longo de todo período estudado. Por outro lado, nos municípios de Apuí, Boca do Acre e Canutama não se observou crescimento e/ou decréscimo médio das áreas desmatadas, isto é, permaneceu estável.

Tabela 3: Média e coeficiente de variação das áreas desmatadas por município e ano.

Município	Área desmatada	Ano			
		2004	2005	2006	2007
Apuí	Média	133,37	114,63	216,27	138,97
	Coeficiente de Variação	109,12%	72,46%	81,66%	107,01%
Boca do Acre	Média	97,87	121,55	205,16	117,1
	Coeficiente de Variação	70,60%	125,45%	84,47%	135,75%
Canutama	Média	97,26	106,77	157,95	98,9
	Coeficiente de Variação	88,28%	112,30%	93,53%	136,95%
Humaitá	Média	79,16	104,45	117,79	279,19
	Coeficiente de Variação	75,32%	46,35%	70,35%	65,77%
Lábrea	Média	326,48	135,49	220,35	85,27
	Coeficiente de Variação	184,32%	117,81%	109,59%	226,45%
Manicoré	Média	84,45	103,07	184,75	160,51
	Coeficiente de Variação	70,32%	69,25%	74,74%	107,80%
Novo Aripuanã	Média	138,49	120,92	177,89	199,99
	Coeficiente de Variação	105,30%	91,19%	80,55%	154,41%

Quanto a distância dos alertas de desmatamento, em relação às estradas, o município de Boca do Acre apresentou, em média, as maiores distâncias ao longo do período avaliado, assim como a variabilidade entre estas distâncias. Em Boca do Acre, observou-se que os alertas ficaram mais dispersos no que tange a distância das estradas (Tabela 4).

Os municípios de Apuí e Humaitá foram os que apresentaram menores distâncias, em média, dos alertas referente às estradas. Os alertas de desmatamento se concentraram em média 6 km as margens das estradas. Verificou-se que nos municípios de Canutama, Manicoré e Novo Aripuanã, ao longo dos quatro anos avaliados, houve um crescimento médio das distâncias a partir do ano de 2006. Por outro lado, nos municípios de Apuí, Humaitá e Lábrea, observou-se que a média, das distâncias dos alertas em relação às estradas, se mantiveram praticamente constantes.

Em geral os alertas distam das margens das estradas em médias iguais ou inferiores a 30 km, e se apresentam com acentuada dispersão.

Tabela 4: Média e coeficiente de variação das distâncias das estradas por município e ano.

Município	Distâncias das estradas	Ano			
		2004	2005	2006	2007
Apuí	Média	5,53	6,29	6,08	6,11
	Coeficiente de Variação	40,68%	53,73%	51,77%	52,41%
Boca do Acre	Média	22,43	29,21	26,18	24,50
	Coeficiente de Variação	96,93%	80,95%	78,90%	86,31%
Canutama	Média	6,54	7,00	12,63	11,42
	Coeficiente de Variação	66,00%	58,32%	86,18%	82,56%
Humaitá	Média	5,00	5,00	5,00	7,50
	Coeficiente de Variação	0,00%	0,00%	0,00%	66,67%
Lábrea	Média	17,81	16,65	16,63	16,76
	Coeficiente de Variação	77,15%	65,56%	93,91%	84,63%
Manicoré	Média	9,76	9,29	11,55	20,83
	Coeficiente de Variação	64,94%	65,48%	84,30%	59,53%
Novo Aripuanã	Média	6,72	7,58	12,27	17,00
	Coeficiente de Variação	69,63%	75,92%	89,93%	71,01%

Referente às áreas protegidas, os alertas de desmatamento no geral se concentraram fora dessas áreas conforme ilustra a Figura 12. No entanto, o município de Novo Aripuanã no ano de 2007 apresentou 46,7% (Tabela 12, APENCICE C) dos alertas dentro de áreas protegidas. *A priori*, não se verifica tendência temporal dos alertas dentro das áreas protegidas.

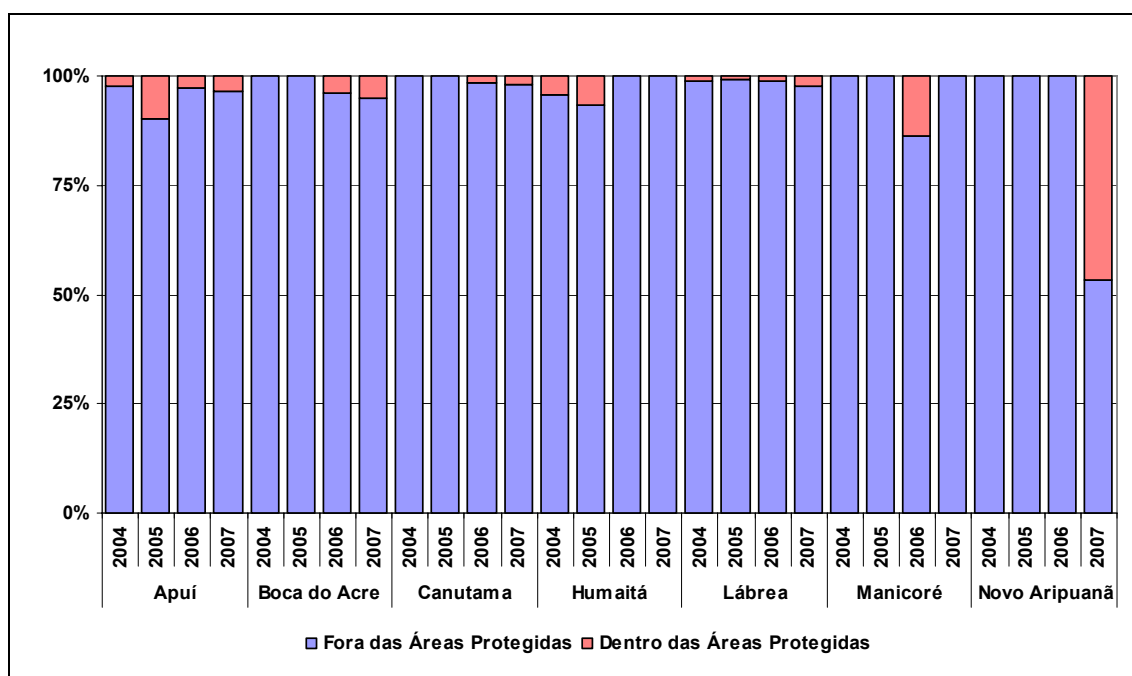


Figura 12: Percentual do número de alertas de desmatamento dentro e fora de áreas protegidas por município e ano.

4.2 Detecção dos conglomerados

Nesta seção são apresentadas tabelas que identificam alguns dos conglomerados obtidos ao usar o modelo de permutação espaço-temporal. São apresentados nestas tabelas, somente os conglomerados que foram significativos, pelo procedimento de Monte Carlo. O conglomerado primário é aquele que apresentou maior valor para a estatística RVG. Os conglomerados secundários são todos aqueles que apresentaram menor valor para a estatística RVG, mas que também foram significativos.

A busca pelos conglomerados levou em consideração duas abordagens com relação à atividade dos conglomerados e com relação às covariáveis que podem influenciar na detecção de conglomerados.

4.2.1 Análise retrospectiva sem utilizar covariáveis

Na Tabela 5, são apresentados os conglomerados significativos ao usar apenas a variável *número de alertas*. Nesta análise foi utilizado o modelo permutação espaço-temporal em uma abordagem retrospectiva, na qual foram utilizados o intervalo temporal e raio espacial máximo de 1 ano e 20 km, respectivamente. A localização destes conglomerados é apresentada na Figura 13.

No total foram identificados 8 conglomerados significativos ($p < 0,05$). O conglomerado primário foi localizado no município de Apuí, com um raio de 19,50 km, cujo centróide tem coordenadas 7,27 S e 59,86 W. Na área compreendida por este conglomerado, no ano de 2004, o número de alertas de desmatamento foi igual a 51. Sob a hipótese de nulidade, ou seja, de que não existe agrupamento do número de alertas na região de varredura, seria esperado apenas 19,95 alertas de desmatamento. O *p-valor* para este conglomerado, obtido a partir de 999 simulações pelo procedimento de Monte Carlo, foi igual a 0,001. Este *p-valor* indica que, a probabilidade de se obter um número de alertas agrupados (em torno do centróide e raios do conglomerado primário) devido ao acaso é menor do que 0,01%. Como este valor é menor do que 5%, a hipótese de nulidade para a não existência do conglomerado primário foi rejeitada. Portanto, o agrupamento primário foi significativo. A significância dos conglomerados secundários foi identificada seguindo o mesmo procedimento usado para identificar o conglomerado primário.

Na região do conglomerado primário está localizada a Rodovia BR-320 (Transamazônica) uma das vias de acesso ao estado do Amazonas (Figura 13). Este conglomerado primário é histórico, ou seja, não-ativo, pois ocorreu no ano de 2004 e não permaneceu ativo até o ano de 2007 que é o último ano do período em estudo.

Dois conglomerados foram considerados ativos, ou seja, permanecem em atividade até o final do período em estudo. O secundário 1 engloba uma área de raio 17,90 km, cujo centróide possui coordenadas 8,77 S e 66,80 W localizando-se, portanto, no município de Lábrea. O número de casos observados foi de 52 contra 22,22 sob a hipótese nula. O secundário 7 está localizado nos municípios de Canutama e Lábrea. A maior parte da área deste conglomerado localiza-se no município de Canutama. Sua área engloba um raio 18,90 km centrado no ponto 8,59 S e 64,36 W. O número de alertas de desmatamento observado foi 18, esperando-se sob a hipótese nula o número de 6,73 alertas. Os demais conglomerados secundários são históricos.

Dos 7 conglomerados secundários, 5 se encontram, pelo menos em parte, dentro dos limites do município de Lábrea (Figura 13). Destes, 3 são conglomerados históricos ocorridos nos anos de 2005 e 2006 (Tabela 5) e se localizam na fronteira com os estados de Acre e Rondônia. Por outro lado, os dois conglomerados secundários ativos, apenas um está localizado em uma área mais distante dessas fronteiras.

Tabela 5: Conglomerados do número de alertas de desmatamento detectados nos municípios de Boca do Acre, Lábrea, Canutama, Humaitá, Manicoré, Novo Aripuanã e Apuí no período de 2004 a 2007, ao usar o modelo de permutação espaço-tempo em uma análise retrospectiva sem utilizar nenhuma covariável.

Conglomerado	Ano	Localização / raio	Nº de alertas observados	Nº de alertas esperados	RVG	p-valor
<i>Primário</i>	2004	(7,27 S; 59,86 W) / 19,50 km <i>Apuí</i>	51	19,95	17,19	0,001
<i>Secundário 1</i>	2007	(8,77 S; 66,80 W) / 17,90 km <i>Lábrea</i>	52	22,22	14,79	0,001
<i>Secundário 2</i>	2006	(9,71 S; 66,69 W) / 19,97 km <i>Lábrea</i>	32	12,11	11,35	0,001
<i>Secundário 3</i>	2006	(8,92 S; 64,56 W) / 15,59 km <i>Lábrea, Canutama</i>	28	10,53	10,02	0,001
<i>Secundário 4</i>	2005	(9,50 S; 67,06 W) / 17,36 km <i>Lábrea</i>	17	5,07	8,69	0,001
<i>Secundário 5</i>	2004	(7,86 S; 61,55 W) / 15,18 km <i>Manicoré</i>	29	13,00	7,36	0,008
<i>Secundário 6</i>	2004	(6,90 S; 60,09 W) / 14,91 km <i>Apuí, Novo Aripuanã</i>	13	3,93	6,51	0,038
<i>Secundário 7</i>	2007	(8,59 S; 64,36 W) / 18,90 km <i>Lábrea, Canutama</i>	18	6,73	6,49	0,040

Nota: O conglomerado foi considerado significativo quando o seu valor da RVG foi maior do que o valor crítico. Para esta análise os níveis de significância e os valores críticos foram 0,01 se $RVG > 7,11$ e 0,05 se $RVG > 6,36$, respectivamente.

Conforme se verifica na Figura 13, quatro dos conglomerados detectados nos três últimos anos estão localizados próximos à fronteira do Amazonas com os estados

do Acre e Rondônia. O conglomerado ativo (secundário 1) do município de Lábrea localiza-se próximo a BR-317 (não pavimentada) que vem do estado do Acre. O outro conglomerado ativo (secundário 7) está localizado nos municípios de Canutama (maior parte) e Lábrea próximo da BR-319 (pavimentada) que vem do estado de Rondônia. Estes resultados sugerem que a covariável distância de estradas deve ser considerada na busca de candidatos a conglomerados.

Os resultados apresentados até aqui permitem verificar que o modelo de permutação espaço-temporal é capaz de identificar a distribuição dos alertas tanto no espaço quanto no tempo, conforme ilustrado na Figura 10. Nesta figura (Figura 10) observa-se que o número de alertas no ano de 2004 foi maior no município de Apuí (132 alertas), onde foi detectado o conglomerado histórico, dito primário (Figura 13). Por outro lado, no mesmo ano de 2004, embora Manicoré (42 alertas) e Novo Aripuanã (29 alertas) apresentarem número de alertas inferior ao município de Lábrea (96 alertas) foram detectados mais dois conglomerados nestes municípios: um foi localizado no município de Manicoré e o outro foi situado em parte no município de Apuí e parte em Novo Aripuanã (Figura 13). No ano de 2005 no município de Lábrea (115 alertas) se concentraram o maior número de alertas de desmatamento (Figura 10). Neste período e local o modelo identificou outro conglomerado histórico (Figura 13). Adicionalmente, nos municípios de Lábrea (153 alertas) e Canutama (59 alertas) no ano de 2006 foi verificada incidência maior de alertas de desmatamento (Figura 10). Neste período e local foram detectados dois conglomerados históricos (Figura 13). E finalmente nos municípios de Lábrea e Canutama observa-se (Figura 10) que, estes, são os únicos municípios que, de certa forma, os alertas de desmatamento permaneceram aumentando ao longo dos 4 anos. E exatamente nestes municípios foram identificados os conglomerados ativos.

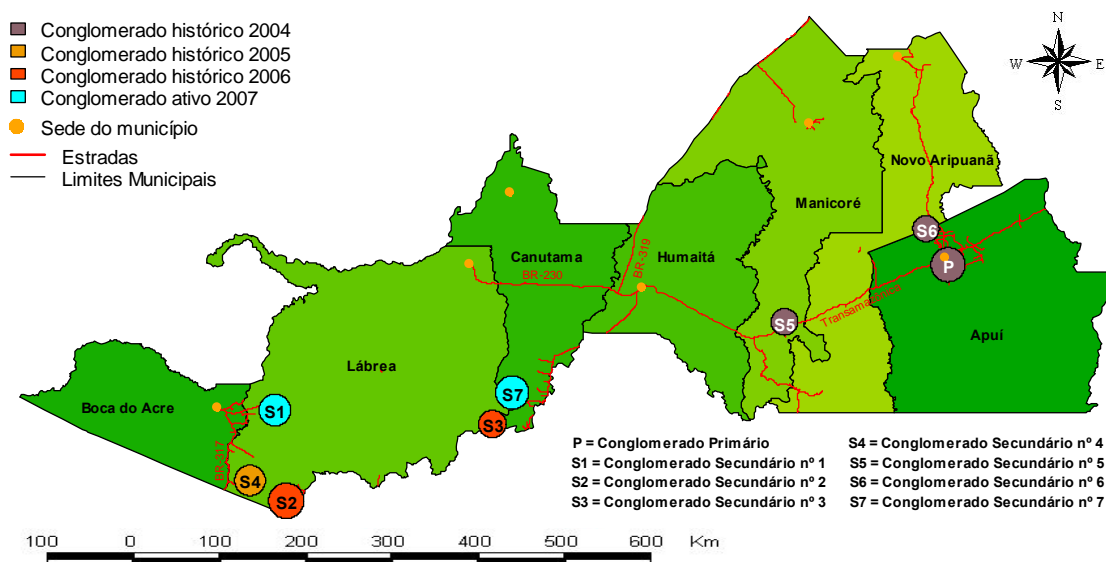


Figura 13: Mapa de alguns municípios da região sul do Amazonas, contendo os conglomerados detectados sem incorporar covariáveis, por ano, tamanho e hierarquia.

4.2.2 Análise retrospectiva considerando a covariável área desmatada

São apresentados, na Tabela 6, os conglomerados significativos ao usar a variável *número de alertas* e a covariável *área desmatada*. Nesta análise foi utilizado o modelo permutação espaço-temporal em uma abordagem retrospectiva. O intervalo temporal e raio espacial, máximo, de busca foi exatamente 1 ano e 20 km, respectivamente.

Em comparação com os conglomerados identificados, considerando apenas a variável *número de alertas*, observa-se que ao considerar a covariável *área desmatada* o conglomerado primário é o mesmo. Porém, houve alteração na ordem dos conglomerados secundários, bem como em suas localizações e área de abrangência. Por exemplo, ao considerar a *área desmatada*, o secundário 5 engloba uma área de raio 17,83 km centrado no ponto 7,83 S e 61,35 W localizando-se, portanto, nos municípios de Manicoré e Novo Aripuanã. Na análise anterior, ou seja, sem considerar a área desmatada, o conglomerado 5, centrado nas coordenadas 7,86 S e 61,55 W com raio de 15,18 km, não abrangendo o município de Novo Aripuanã (Tabela 5). A covariável *área desmatada* explicou parte do conglomerado ativo detectado nos municípios de Lábrea e Canutama, sua área, no modelo sem covariáveis, englobava um raio de 18,90 km centrado no ponto 8,59 S e 64,36 W passou a localizar-se na área com raio de 14,70 km centrado no ponto 8,57 S e 64,45 W. No geral, a covariável *área desmatada* pouco explica dos conglomerados detectados no modelo sem covariáveis.

Tabela 6: Conglomerados do número de alertas de desmatamento detectados nos municípios de Boca do Acre, Lábrea, Canutama, Humaitá, Manicoré, Novo Aripuanã e Apuí no período de 2004 a 2007, ao usar o modelo de permutação espaço-tempo em uma análise retrospectiva considerando a covariável área desmatada.

Conglomerado	Ano	Localização / raio	Nº de alertas observados	Nº de alertas esperados	RV G	p-valor
<i>Primário</i>	2004	(7,27 S; 59,86 W) / 19,50 km <i>Apuí</i>	51	19,98	17,15	0,001
<i>Secundário 1</i>	2006	(8,92 S; 64,56 W) / 15,59 km <i>Lábrea, Canutama</i>	28	9,29	12,31	0,001
<i>Secundário 2</i>	2007	(8,77 S; 66,80 W) / 17,90 km <i>Lábrea</i>	52	25,18	11,18	0,001
<i>Secundário 3</i>	2005	(9,50 S; 67,06 W) / 17,36 km <i>Lábrea</i>	17	5,10	8,66	0,001
<i>Secundário 4</i>	2006	(9,71 S; 66,69 W) / 19,97 km	32	14,52	7,93	0,004

<i>Secundário 5</i>	2005	<i>Lábrea</i> (7,83 S; 61,35 W) / 17,83 km	24	10,15	6,87	0,023
<i>Secundário 6</i>	2007	<i>Manicoré, Novo Aripuanã</i> (8,57 S; 64,45 W) / 14,70 km	9	1,96	6,71	0,030
<i>Secundário 7</i>	2004	<i>Lábrea, Canutama</i> (6,90 S; 60,09 W) / 14,91 km	13	3,93	6,51	0,039
		<i>Apuí, Novo Aripuanã</i>				

Nota: O conglomerado foi considerado significativo quando o seu valor da RVG foi maior do que o valor crítico. Para esta análise os níveis de significância e os valores críticos foram 0,01 se $RVG > 7,47$ e 0,05 se $RVG > 6,24$, respectivamente.

4.2.3 Análise retrospectiva considerando a covariável áreas protegidas

A Tabela 7, apresenta os conglomerados significativos ao usar a variável *número de alertas* e a covariável *áreas protegidas*. Utilizou-se o modelo permutação espaço-temporal em uma abordagem retrospectiva. O intervalo temporal máximo foi 1 ano com raio espacial máximo de 20 km.

Com a inclusão das *áreas protegidas*, conforme revela a Tabela 7, não se verifica mudança no cenário em relação a não inclusão destas áreas (Tabela 5). Obviamente os valores esperados são alterados, porquanto, estes estão associados à covariável área protegida. Os *p-valores* também diferem dos apresentados na Tabela 5. Quando incorporamos a covariável *área protegida*, os conglomerados encontrados tendem a permanecer iguais àqueles encontrados quando não haviam sido incorporados covariáveis. Assim a covariável *área protegida* não explica os conglomerados detectados que foram detectados no modelo sem covariáveis. Este resultado pode estar associado ao fato de que a maioria dos alertas (97,25% - Tabela 12, APENDICE C) foram detectados fora das áreas protegidas.

Tabela 7: Conglomerados do número de alertas de desmatamento detectados nos municípios de Boca do Acre, Lábrea, Canutama, Humaitá, Manicoré, Novo Aripuanã e Apuí no período de 2004 a 2007, ao usar o modelo de permutação espaço-tempo em uma análise retrospectiva considerando a covariável existência de área protegida.

Conglomerado	Ano	Localização / raio	Nº de alertas observados	Nº de alertas esperados	RVG	p-valor
<i>Primário</i>	2004	(7,27 S; 59,86 W) / 19,50 km	51	20,26	16,72	0,001
		<i>Apuí</i>				
<i>Secundário 1</i>	2007	(8,77 S; 66,80 W) / 17,90 km	52	21,73	15,46	0,001
		<i>Lábrea</i>				
<i>Secundário 2</i>	2006	(9,71 S; 66,69 W) / 19,97 km	32	12,10	11,38	0,001
		<i>Lábrea</i>				
<i>Secundário 3</i>	2006	(8,92 S; 64,56 W) / 15,59 km	28	10,52	10,05	0,001
		<i>Lábrea, Canutama</i>				

<i>Secundário 4</i>	2005	(9,50 S; 67,06 W) / 17,36 km <i>Lábrea</i>	17	5,08	8,68	0,001
<i>Secundário 5</i>	2004	(7,86 S; 61,55 W) / 15,18 km <i>Manicoré</i>	29	13,03	7,33	0,014
<i>Secundário 6</i>	2004	(6,90 S; 60,09 W) / 14,91 km <i>Apuí, Novo Aripuanã</i>	13	3,99	6,38	0,038
<i>Secundário 7</i>	2007	(8,59 S; 64,36 W) / 18,90 km <i>Lábrea, Canutama</i>	18	6,90	6,20	0,050

Nota: O conglomerado foi considerado significativo quando o seu valor da RVG foi maior do que o valor crítico. Para esta análise os níveis de significância e os valores críticos foram 0,01 se $RVG > 7,39$ e 0,05 se $RVG > 6,17$, respectivamente.

4.2.4 Análise retrospectiva considerando a covariável distância de estradas

Na Tabela 8, são apresentados os conglomerados significativos ao usar a variável *número de alertas* e a covariável *distância de estradas*. Esta análise utilizou o modelo permutação espaço-temporal em uma abordagem retrospectiva. A varredura utilizou intervalo temporal máximo de 1 ano com raio espacial máximo de 20 km. A localização destes conglomerados é ilustrada na Figura 14.

Tabela 8: Conglomerados do número de alertas de desmatamento detectados nos municípios de Boca do Acre, Lábrea, Canutama, Humaitá, Manicoré, Novo Aripuanã e Apuí no período de 2004 a 2007, ao usar o modelo de permutação espaço-tempo em uma análise retrospectiva considerando a covariável distância de estradas.

Conglomerado	Ano	Localização / raio	Nº de alertas observados	Nº de alertas esperados	RVG	p-valor
<i>Primário</i>	2007	(8,74 S; 66,89 W) / 7,12 km <i>Lábrea</i>	25	6,50	15,30	0,001
<i>Secundário 1</i>	2006	(9,71 S; 66,69 W) / 19,97 km <i>Lábrea</i>	32	11,12	13,12	0,001
<i>Secundário 2</i>	2004	(7,27 S; 59,86 W) / 19,50 km <i>Apuí</i>	51	20,26	12,36	0,001
<i>Secundário 3</i>	2007	(8,68 S; 64,12 W) / 14,11 km <i>Canutama</i>	22	8,54	7,43	0,005
<i>Secundário 4</i>	2005	(9,50 S; 67,06 W) / 17,36 km <i>Lábrea</i>	17	5,84	7,05	0,011
<i>Secundário 5</i>	2005	(7,83 S; 61,35 W) / 17,83 km <i>Manicoré, Novo Aripuanã</i>	24	10,47	6,45	0,023

Nota: O conglomerado foi considerado significativo quando o seu valor da RVG foi maior do que o valor crítico. Para esta análise os níveis de significância e os valores críticos foram 0,01 se $RVG > 7,25$ e 0,05 se $RVG > 6,18$, respectivamente.

Os desmatamentos estão associados com a distância de estradas (Brandão Jr. et al., 2007; Silva, 2006). Este fato foi verificado com a inclusão desta covariável no modelo, ou seja, quatro conglomerados são explicados totalmente ou em parte pelas distâncias das estradas. Houve uma mudança no cenário anteriormente visto em relação à modelagem sem a presença da *distância de estradas* (Tabela 5). O primeiro fato constatado refere-se ao conglomerado primário. Este se encontra ativo abrangendo uma área de raio menor igual a 7,12 km e está localizado no município de Lábrea, ao passo que quando a distância de estradas não é considerada, o conglomerado primário é histórico, abrangendo uma área raio de 19,50 km e está localizado no município de Apuí (Tabela 5). Outro fato digno de menção é em relação ao menor número de conglomerados significativos. Verifica-se, ainda, que o outro conglomerado ativo está localizado no município de Canutama abrangendo uma área de raio 14,11 km centrado no ponto 8,68 S e 64,12 W. Neste local, o número de casos encontrados foi 22, esperando-se sob a hipótese nula o número de 8,54 alertas de desmatamento.

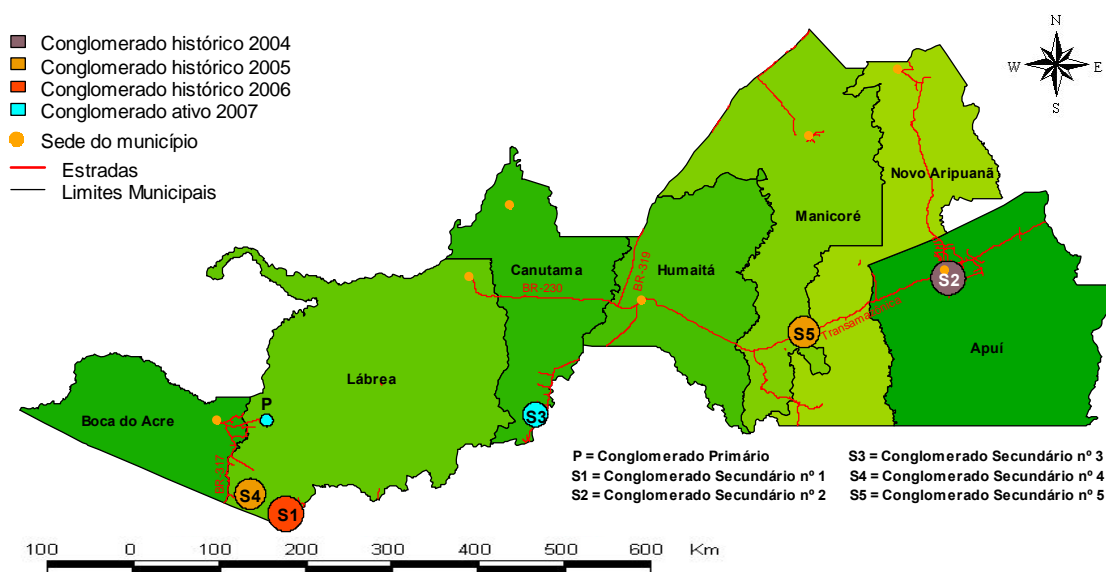


Figura 14: Mapa de alguns municípios da região sul do Amazonas, contendo os conglomerados detectados, a partir da inserção da covariável distância de estradas, por ano, tamanho e hierarquia.

Os dois conglomerados ativos estão nas proximidades de estradas oriundas dos estados vizinhos. No município de Lábrea o conglomerado ativo está localizado próximo as estradas conectadas com a BR-317 que fica no município de Boca do Acre.

A BR-317 segue em direção ao estado do Acre onde se coliga com a BR-364. No município de Canutama está localizada parte da BR-319 onde foi detectado o conglomerado ativo no trecho pavimentado desta rodovia que segue no sentido sul para o estado de Rondônia, especificamente para a capital do Estado, Porto Velho. Os resultados referentes à detecção destes conglomerados ativos nestas áreas podem estar relacionados às conjecturas de Arima et al. (2005) que apontavam para um estímulo da pecuária com a pavimentação destes trechos da BR-364 e BR-319 e, por conseguinte, novas fronteiras de pastagens seriam estabelecidas e conseqüentemente florestas seriam derrubadas, pois haveria um crescimento da demanda e facilidade de escoamento da produção.

4.2.5 Análise retrospectiva considerando as covariáveis área desmatada, áreas protegidas e distância de estradas

Os conglomerados significativos ao usar a variável *número de alertas* e as covariáveis *área desmatada*, *áreas protegidas* e *distância de estradas*, são apresentados na Tabela 9. Foi utilizado o modelo permutação espaço-temporal em uma abordagem retrospectiva. O intervalo temporal máximo foi de 1 ano e o raio espacial máximo de busca foi de 20 km. A localização destes conglomerados é apresentada na Figura 15.

Com a inserção de todas as covariáveis (Tabela 9) nota-se várias mudanças no cenário em relação ao modelo sem nenhuma covariável (Tabela 5). O que mais se destacou foi à forma como os conglomerados estão dispostos no que tange a suas ordens.

O conglomerado histórico localizado no município de Apuí, centrado no ponto 7,27 S e 59,86 W com raio de 19,50, na análise considerando apenas a covariável distância de estradas foi classificado como secundário (Tabela 8). Por outro lado, ao considerar todas as covariáveis este conglomerado foi classificado como primário (Tabela 9). Ao passo que o conglomerado ativo localizado no município de Lábrea, centrado no ponto 8,74 S e 66,89 W com raio de 7,12 km, na análise considerando apenas a covariável distância de estradas foi classificado como primário (Tabela 8). Já ao considerar todas as covariáveis este conglomerado foi classificado como secundário (Tabela 9) que na ordem geral passou a ocupar a segunda posição dos conglomerados de acordo com o valor da estatística RVG.

Tabela 9: Conglomerados do número de alertas de desmatamento detectados nos municípios de Boca do Acre, Lábrea, Canutama, Humaitá, Manicoré, Novo Aripuanã e Apuí no período de 2004 a 2007, ao usar o modelo de permutação espaço-tempo em

uma análise retrospectiva considerando as covariáveis área desmatada, área protegidas e distância de estradas.

Conglomerado	Ano	Localização / raio	Nº de alertas observados	Nº de alertas esperados	RVG	p-valor
<i>Primário</i>	2004	(7,27 S; 59,86 W) / 19,50 km <i>Apuí</i>	51	24,07	11,65	0,001
<i>Secundário 1</i>	2007	(8,74 S; 66,89 W) / 7,12 km <i>Lábrea</i>	25	8,06	11,47	0,001
<i>Secundário 2</i>	2006	(9,71 S; 66,69 W) / 19,97 km <i>Lábrea</i>	32	13,38	9,41	0,001
<i>Secundário 3</i>	2007	(8,68 S; 64,12 W) / 14,11 km <i>Canutama</i>	22	7,91	8,50	0,002
<i>Secundário 4</i>	2005	(9,50 S; 67,06 W) / 17,36 km <i>Lábrea</i>	17	5,84	7,06	0,014
<i>Secundário 5</i>	2005	(7,83 S; 61,35 W) / 17,83 km <i>Manicoré, N. Aripuanã</i>	24	10,65	6,21	0,042

Nota: O conglomerado foi considerado significativo quando o seu valor da RVG foi maior do que o valor crítico. Para esta análise os níveis de significância e os valores críticos foram 0,01 se $RVG > 7,35$ e 0,05 se $RVG > 6,15$, respectivamente.

Outro que mudou sua ordem foi o conglomerado histórico localizado no município de Lábrea, centrado no ponto 9,71 S e 66,69 W com raio de 19,97, na análise considerando apenas a covariável distância de estradas foi classificado como secundário (Tabela 8), que na ordem geral ocupava a segunda posição. Ao considerar todas as covariáveis este conglomerado passou a ocupar a terceira posição na ordem geral. Contudo, em termos gerais os conglomerados detectados ao usar todas as covariáveis se assemelham muito aos obtidos usando apenas a covariável *distância de estradas*. Este resultado indica que a covariável *distância de estradas* é a que mais explica os conglomerados detectados, pois dois conglomerados detectados, no modelo sem covariáveis, desaparecem, ou seja, a distância das estradas começou a explicá-los, o conglomerado ativo localizado em Lábrea diminui seu tamanho e o conglomerado localizado parte em Lábrea e Canutama passou a pertencer somente ao município de Canutama.

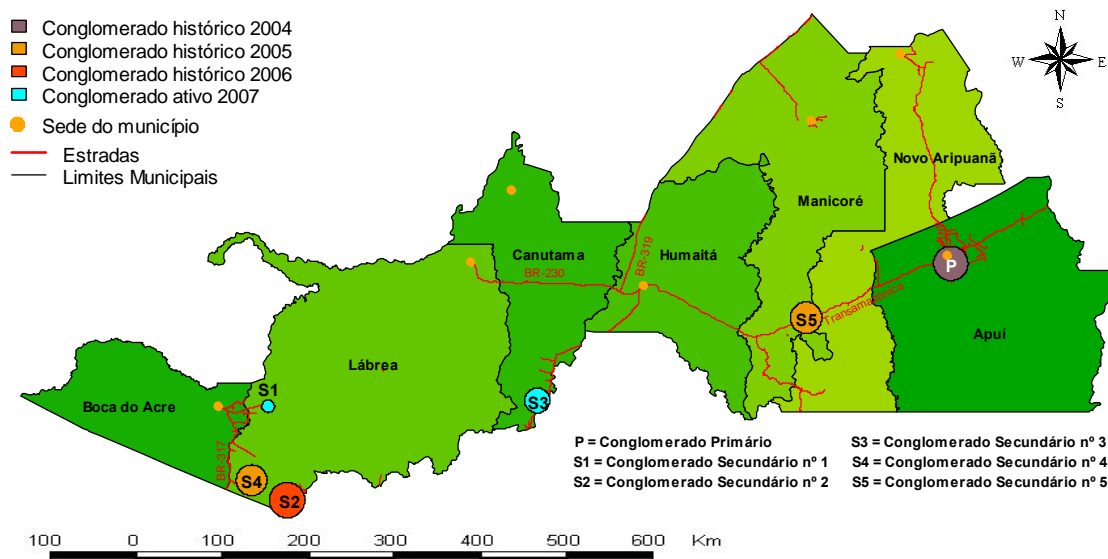


Figura 15: Mapa de alguns municípios da região sul do Amazonas, contendo os conglomerados detectados, a partir da inserção das covariáveis área desmatada, área protegida e distância de estradas, por ano, tamanho e hierarquia.

Dos três conglomerados detectados dentro do município de Lábrea, apenas dois ficam localizados na fronteira estadual (Figura 15). Em relação aos modelos com e sem a presença das covariáveis constata-se que os município de Canutama e Lábrea são os atuais focos de alertas de desmatamento.

4.2.6 Análise prospectiva

São apresentados, na Tabela 10, os conglomerados significativos ao usar a variável *número de alertas* e as covariáveis *área desmatada*, *áreas protegidas* e *distância de estradas*. Como nas análises anteriores foi utilizado o modelo permutação espaço-temporal, no entanto, a abordagem foi prospectiva, ou seja, nesta análise somente os conglomerados ativos são detectados. O intervalo temporal e raio espacial, máximos, de busca foram 1 ano e 20 km, respectivamente. A localização destes conglomerados é ilustrada na Figura 16.

O conglomerado dito primário localizado no município de Lábrea, centrado no ponto 8,77 S e 66,80 W com raio de 17,90, na análise sem a presença de covariáveis não alterou sua localização nos modelos quando foi considerada somente a covariável área desmatada e somente a covariável áreas protegidas (Tabela 10). Neste local, o número de casos encontrados foi 52, e o valor esperado sob a hipótese nula para cada modelo foram 22,22, 25,18 e 21,73 alertas de desmatamento, respectivamente. Por outro lado, ao considerar a covariável distância de estradas e todas as covariáveis, este conglomerado alterou seu tamanho e localização (Tabela 10). Este conglomerado ativo

localizado no município de Lábrea, centrado no ponto 8,74 S e 66,89 W com raio de 7,12 km, nestas análises foi classificado como primário (Tabela 10). Outro fato que se destacou foi em relação ao número observado de alertas de desmatamento no conglomerado primário. O número de alertas de desmatamento observado foi 25, esperando-se sob a hipótese nula o número de 6,50 alertas no modelo com a covariável distancia de estradas e 8,06 considerando todas as covariáveis. Adicionalmente surgiu outro conglomerado classificado como secundário. Este se localizou no município de Canutama, centrado no ponto 8,68 S; 64,12 W com raio de 14,11 km. O número de alertas de desmatamento observado foi 22, sob a hipótese nula o número esperado de alertas foi de 8,54 no modelo com a covariável distância de estradas e 7,91 considerando todas as covariáveis.

Tabela 10: Conglomerados do número de alertas de desmatamento detectados nos municípios de Boca do Acre, Lábrea, Canutama, Humaitá, Manicoré, Novo Aripuanã e Apuí no período de 2004 a 2007, ao usar o modelo de permutação espaço-tempo em uma análise prospectiva considerando as covariáveis área desmatada, áreas protegidas e distância de estradas.

Conglomerado	Localização / raio	Nº de alertas observados	Nº alertas esperados	RVG	p-valor
Sem Covariáveis <i>Primário</i>	(8,77 S; 66,80 W) / 17,90 km <i>Lábrea</i>	52	22,22	14,79	0,001
Área Desmatada <i>Primário</i>	(8,77 S; 66,80 W) / 17,90 km <i>Lábrea</i>	52	25,18	11,18	0,001
Áreas Protegidas <i>Primário</i>	(8,77 S; 66,80 W) / 17,90 km <i>Lábrea</i>	52	21,73	15,46	0,001
Distância de Estradas <i>Primário</i>	(8,74 S; 66,89 W) / 7,12 km	25	6,50	15,30	0,001

<i>Secundário 1</i>	<i>Lábrea</i> (8,68 S; 64,12 W) / 14,11 km	22	8,54	7,43	0,002
	<i>Canutama</i>				
Com todas Covariáveis					
<i>Primário</i>	(8,74 S; 66,89 W) / 7,12 km	25	8,06	11,47	0,001
	<i>Lábrea</i>				
<i>Secundário 1</i>	(8,68 S; 64,12 W) / 14,11 km	22	7,91	8,50	0,002
	<i>Canutama</i>				

Os resultados da análise prospectiva, em relação aos conglomerados ativos, se assemelham bastante com os obtidos na retrospectiva. Ou seja, A ordem do conglomerado ativo localizado em Lábrea, na análise retrospectiva nos modelos considerando nenhuma covariável (Tabela 5), *área desmatada* (Tabela 6), *área protegida* (Tabela 7), *distâncias das estradas* (Tabela 8) e todas as covariáveis (Tabela 9), era sempre na frente do localizado em Canutama. Este padrão se manteve na análise prospectiva (Tabela 10).

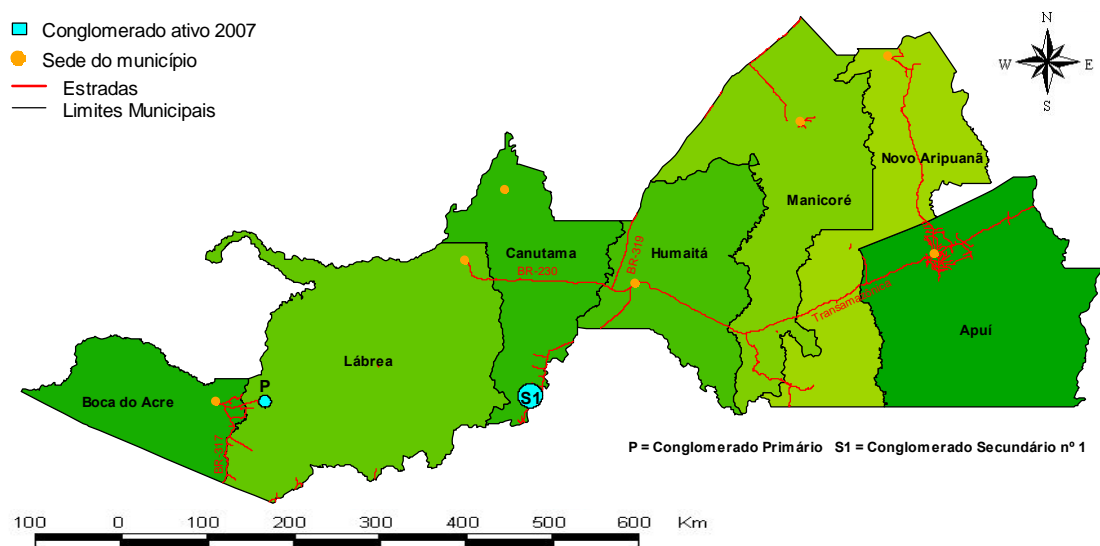


Figura 16: Mapa de alguns municípios da região sul do Amazonas, contendo os conglomerados ativos detectados, a partir da inserção das variáveis de risco, por tamanho e hierarquia.

Em termos gerais os conglomerados detectados ao usar todas as covariáveis se assemelham muito aos obtidos usando apenas a covariável distância de estradas e este fato foi observado, tanto na análise retrospectiva, quanto na prospectiva. Este resultado sustenta o que foi observado anteriormente, ou seja, a covariável que mais explica os conglomerados é à *distância de estradas*.

5. DISCUSSÕES

Levando em consideração que a região sul do estado do Amazonas, compreendendo os municípios de Boca do Acre, Lábrea, Canutama, Humaitá, Manicoré, Novo Aripuanã e Apuí no contexto de área prioritária afirmar que esta região contém a maior parte dos alertas de desmatamento ocorridos no Amazonas nos últimos 4 anos e que as estradas, são os meios de ligação das atividades antrópicas com a floresta e os resultados deste presente trabalho: Há evidências de que os alertas de desmatamento apresentam conglomerados espaço-temporal significativos ao nível de 5% de probabilidade, sendo que, parte destes conglomerados é explicada pela distância que se encontram das estradas que cortam as florestas.

Conjectura-se que a maioria dos conglomerados detectados não são explicados por sua área desmatada e nem a presença ou ausência das áreas protegidas. Em outras palavras, o número esperado de alertas de desmatamento, nos municípios de Boca do Acre, Lábrea, Canutama, Humaitá, Manicoré, Novo Aripuanã e Apuí no período de 2004 e 2007, que geraram os conglomerados, apenas uma pequena parte deste valor esperado é explicado pela área desmatada e presença de área protegida.

No contexto prático, para as ações de combate aos desmatamentos, independente das possíveis causas dos conglomerados, propõe-se o uso de um modelo sem covariáveis. Isto porque, o desmatamento deve ser combatido independente das causas. Por outro lado, num combate ao desmatamento visando controlar também as possíveis causas, os conglomerados deveriam ser identificados considerando covariáveis. Vale lembrar que as covariáveis identificadas como importantes numa área, podem não ser importantes em outras áreas.

Nos resultados obtidos por Coulston e Riitters (2003), os autores discutem que o conglomerado de desflorestamento mais verossímil (dito primário), no oeste dos EUA, estava próximo de uma estrada. De fato as estradas tem se apresentado como covariável significativa no que tange ao desmatamento (como no trabalho de Alves, 2006), porém como verificado por Brandão Jr. et al. (2007) as estradas tanto oficiais (registradas nos mapas do DNIT) quanto não oficiais (não registradas nos mapas do DNIT) exercem contribuição com o desmatamento Amazônico, sendo que, segundo Brandão Jr. et al. (2007) as influências maiores advêm das estradas não oficiais.

A importância da detecção de conglomerados históricos, no contexto de desmatamento, está ligada ao combate de novos alertas na região em estudo. Os fatores que levaram ao desmatamento numa determinada área poderão pressionar a expansão do desmatamento em outras áreas próximas com florestas. Por exemplo, o cultivo de

soja em áreas usadas anteriormente para pastagens (Silva, 2006). Primeiro são feitas pastagens através da derrubada da floresta, posterior a esta fase de pastagem vem o plantio da soja o que vai impulsionar novos desmatamentos para uso com pastagens, e assim por diante.

As fronteiras dos conglomerados reais segundo, Kulldorff e Nagawalla (1995) são incertas, pois estas localizações são estimadas e estão limitadas ao valor estabelecido para raio espacial.

Sabe-se que o intervalo de tempo e o raio máximo utilizado podem contribuir com o tamanho do conglomerado e sua forma, estes valores (intervalo de tempo e raio) são maleáveis no *SATSCAN*. Nesse trabalho foi estabelecido o raio de 20 km para garantir que grandes conglomerados não circulares, no sentido espacial, fossem divididos em pequenos conglomerados homogêneos e compactos (Riitters e Coulston, 2005). Segundo Kulldorff e Nagawalla (1995), a escolha do tamanho do raio de busca não pode ser por tentativas e erros, mas estabelecido antes das análises serem executadas.

O intervalo máximo de varredura temporal, por sua vez, foi de 1 ano, este era o tempo mínimo permitido pelo *SATSCAN*, uma vez que os dados foram agregados por ano e não por meses, pois não havia dados em todos os meses do ano, apenas alguns meses, e além disso, estavam em meses não seqüenciais. A razão prática da escolha do intervalo de 1 ano, está ligado ao fato de ser o menor tempo, disponível no presente trabalho, para ação dos órgãos tomadores de decisão, mesmo que este período represente uma defasagem temporal grande para as ações de tomada de decisão.

6. CONCLUSÕES

Os desmatamentos são constantes na região Amazônica. Os sistemas de vigilância, referente ao desmatamento, estão em desenvolvimento contínuo. O INPE através do PRODES e DETER têm sido pioneiro nas metodologias de detecção dos desmatamentos. Os resultados do DETER, constando as localizações dos alertas de desmatamento são enviados para o IBAMA. Ao IBAMA cabe a tarefa de combater os desmatamentos, que a partir das informações do DETER, prioriza as ações de combate. No entanto, as metodologias de priorização das áreas de maior incidência são baseadas em análise descritiva.

O objetivo geral deste trabalho foi empregar uma metodologia que testasse a existência de conglomerados espaço-temporais de alertas de desmatamento em alguns

municípios da região sul do Amazonas que deveriam ser priorizadas utilizando teste de hipótese. Para isto, foi proposto à estatística *scan*, através do modelo permutação espaço-temporal.

A modelagem espaço-temporal do número de alertas de desmatamento em alguns municípios da região sul do Amazonas permitiu:

- Identificar conglomerados ativos de desmatamentos nos quais os órgãos fiscalizadores podem concentrar as suas ações para evitar que este conglomerado não aumente a sua área;
- Identificar conglomerados históricos, nos quais os órgãos fiscalizadores podem realizar fiscalizações periódicas para evitar que eles voltem a ficar ativos;
- Verificar que a distância dos alertas de desmatamento as estradas foi à única covariável que mais explicou os conglomerados significativos.

A principal limitação do estudo foi referente à periodicidade dos dados, pois o modelo seria muito mais informativo, se os dados do DETER contivessem informações de todos os meses do período estudado sem um número excessivo de perdas contínuas.

Objetivo de verificação de conglomerados utilizando modelo espaço-temporal, geralmente usado em dados epidemiológicos, foi capaz de modelar espaço-temporalmente os alertas de desmatamento em alguns municípios da região sul do estado do Amazonas. Esta modelagem permitiu identificar, na área pesquisada, regiões onde o agrupamento dos alertas é significativamente maior do que em outras regiões que, apesar de também apresentarem alertas de desmatamento, o agrupamento nestas outras regiões não é tão intenso. Os agrupamentos, ou conglomerados significativos detectados, indicam onde os órgãos fiscalizadores poderiam envidar esforços para coibir o desmatamento na região pesquisada seguindo a ordem dos ativos ou a ordem dos históricos.

Para trabalhos futuros da modelagem espacial do número de alertas de desmatamento, visto como o modelo permutação espaço-temporal se mostrou capaz de detectar conglomerados, recomenda-se usar os dados do DETER (INPE) mensalmente utilizando a modelagem prospectiva para identificar surtos de alertas de desmatamento. É sabido, no entanto, que as informações por meses ficam comprometidas em função da cobertura de nuvens, fenômeno que se verifica por quase todo ano na Amazônia. Contudo, o software *SATSCAN* permite tratar tais casos como valores perdidos, não representando assim problema na modelagem, desde que não se observe um número excessivo de perdas, principalmente seqüenciais.

A proposta consistiria em adotá-lo como uma ferramenta de vigilância tal como se faz uso na epidemiologia, para prevenção de surtos de doenças graves. No contexto do problema apresentado nesta dissertação equivale a vigilância de alertas de desmatamento.

Recomenda-se que se avalie o uso de outras covariáveis, como por exemplo, a disposição da área afetada e a distâncias de rios.

Poderá ser estabelecido, nos trabalhos futuros, um limiar para o intervalo de tempo de acordo com as informações obtidas, e referente ao raio este limiar poderá ser posto de acordo com área abrangida pela Base de Operação do IBAMA mais próximo ou segundo as dificuldades existentes referente ao acesso ao local encontrado, visto que a floresta Amazônica com a presença freqüente de rios e igarapés não é um lugar de fácil acesso.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AAMODT, G., SAMUELSEN, S. O., SKRONDAL, A. **A simulation study of three methods for detecting disease clusters**. International Journal of Health, vol. 5, 4p. 2006.

ABRAMS, A., KULLDORFF, M., KLEINMAN, K. **Empirical/assymptotic p-values for Monte Carlo based hypothesis testing: an application to cluster detection using the scan statistics**. Syndrome Surveillance Conference. 2005.

AGUIAR, A. P. D., CÂMARA, G., ESCADA, M. I., AMARAL, S., CARNEIRO, T., MONTEIRO, A. M. V., ARAÚJO, R., VIEIRA, I., BECKER, B. **Amazon deforestation models: challenging the only-roads approach**. Disponível em <http://www.dpi.inpe.br/gilberto/lucc/amazon_deforestation_not_only_roads.pdf> Acesso em: 10 de maio de 2008.

ALENCAR, A. A. C., SOLÓRZANO, L. A., NEPSTAD, D. C. **Modeling forest understory fires in an eastern amazonian landscape**. Ecological Applications, vol. 14(4) Supplement, p. S139–S149. 2004.

ALVES, M. S., CARNEIRO, C. L., SILVA, D. A., FERNANDES, M. M., SILVA, J. I. **Análise do desmatamento nas Unidades de Conservação da categoria de Proteção Integral da Amazônia Legal**. Anais XII Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto, Florianópolis, Brasil, 21-26 abril 2007, INPE, p. 6581-6583.

ANDERSON, L. O., SHIMABUKURO, Y. E., DEFRIES, R. S., MORTON, D. **Assessment of Deforestation in Near Real Time Over the Brazilian Amazon Using Multitemporal Fraction Images Derived From Terra MODIS**. IEEE Geoscience and Remote Sensing Letters, vol. 2, no. 3, july, p. 315-318, 2005.

ARAGÃO, L. E., GRAÇA, P. M. L. A., RIVERA-LOMBARDI, R. J., KRUG, T. **Utilização de técnicas de classificação digital de imagens landsat tm-5 na identificação de áreas florestais afetadas pela extração seletiva de madeira: parte**

- baixa do rio capim, PA.** Anais X SBSR, Foz do Iguaçu, 21-26 abril 2001, INPE, p. 1509-1512, Sessão Pôster.
- ARIMA, E. Y. Loggers and forest fragmentation: behavioral and computational models of road building in the Amazon basin.** A dissertation Submitted to Michigan State University in partial fulfillment of the requirements for the degree of DOCTOR OF PHILOSOPHY Department of Geography. 2005.
- ARIMA, E., BRITO, M., BARRETO, P. Pecuária e desafios para a conservação ambiental na Amazônia.** O estado da Amazônia, nº 5. Belém: Imazon. 4p. 2005.
- ASSUNÇÃO, R. M. Estatística Espacial com Aplicações em Epidemiologia, Economia e Sociologia.** São Carlos, SP, Universidade Federal de São Carlos, 2001. Disponível em <<http://www.est.ufmg.br/~asuncao>> Acesso em: 11 de dezembro de 2007.
- BRANDÃO-JUNIOR, A. O., SOUZA-JUNIOR, C. M., RIBEIRO, J. G. F., SALES, M. H. R. Desmatamento e estradas não-oficiais da Amazônia.** Anais XIII Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto, Florianópolis, Brasil, 21-26 abril 2007, INPE, p. 2357-2364.
- BRANDÃO-JUNIOR, A. O. e SOUZA-JUNIOR, C. M. Desmatamento nos assentamentos de reforma agrária na Amazônia.** O estado da Amazônia, nº 7. Belém: Imazon. 4p. 2006.
- BRAGA, A. L. Identificação de extensas áreas de culturas agrícolas numa abordagem espectro-temporal utilizando imagens MODIS.** 124 f. Dissertação (Mestrado – Programa de Pós-graduação em Engenharia Civil) –Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2007.
- CALDAS, M. M., Desmatamento na Amazônia: uma análise econométrica de autocorrelação espacial combinando informações de sensoriamento remoto com dados primários.** 126 f. Tese (Doutorado em Economia) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, SP, 2001.
- CÂMARA, G., SOUZA, R. C. M., FREITAS, U. M., GARRIDO J. SPRING: Integrating remote sensing and GIS by object-oriented data modeling.** Computers e Graphics, 20: (3) 395-403, may-jun 1996.
- CÂMARA, G., VALERIANO, D. M., SOARES, J. V. Metodologia para o cálculo da taxa anual de desmatamento na Amazônia Legal.** INPE, São José dos Campos – SP. 2006.
- COSTA, M. A. e ASSUNÇÃO, R. M. A fair comparison between the spatial scan and Besag-Newell disease clustering tests.** Environmental and Ecological Statistics, 12:301-319, 2005.
- CORREA, T. R. Sistema de vigilância espaço-temporal para a detecção de conglomerados emergentes em processos pontuais.** 70 f. Dissertação (Mestrado em Estatística) – Departamento de Estatística, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, MG, 2005.

CORREA, T. R. e ASSUNÇÃO, R. M. **Shiryayev-Roberts Method to Detect Space-Time Emerging Clusters**. In: Davis, C.A Jr. and Monteiro, A.M.V. (eds.) *Advances in GeoInformatics*, Heidelberg: Springer, 283–291. 2007.

CORREIA, A. H., PIROMAL, R. A. S., QUEIROZ, G. R., SOUZA, R. C. M. **Modelagem de um banco de dados espaço-temporal para desmatamentos e queimadas**. Anais XII Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto, Goiânia, Brasil, 16-21 abril 2005, p. 2619-2627.

COULSTON, J. W., RIITTERS, K. H. **Geographic analysis of forest health indicators using spatial scan statistics**. *Environmental Management*, v. 31(6), p. 764-773, 2003.

CRESSIE, N. A. C. **Statistics for spatial data**. Wiley, New York, 1993.

CZAPLEWSKI, R., REICH, R., AMBROSE, M. A. **Spatial autocorrelation in growth of undisturbed natural pine stands across Georgia**. *Forest Science*, 40:314-328, 1994.

DUCZMAL, L., KULLDORFF, M., HUANG, L., **Evaluation of Scan Statistics for Irregularly Shaped Spatial Clusters**. *Journal Computation Graphics Statistical*, 2(15):1-15, 2006.

DRUCK, S., CARVALHO, M. S., CÂMARA, G., MONTEIRO, A. V. M. **Análise espacial de dados geográficos**, Planaltina, DF, EMBRAPA Cerrados, 2004.

DUARTE, V., MARTINI, P. R., SHIMABUKURO, Y. E., FREITAS, R. M., ARAI, E. **Monitoramento do desflorestamento em escala global: uma proposta baseada nos projetos PRODES Digital e DETER**. Anais XIII Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto, Florianópolis, Brasil, 21-26 abril 2007, INPE, p. 6687-6694.

FEARNSIDE, P.M. **Queimadas e desmatamentos na Amazônia**. p. 21-27 In: M.F.S. Faria (ed.) *Meio Ambiente e Sociedade (Série Estudos Contemporâneos 1)*. Serviço Nacional de Aprendizagem Comercial (SENAC), Rio de Janeiro, 1995.

FEARNSIDE, P.M. **Fogo e emissão de gases de efeito estufa dos ecossistemas florestais da Amazônia brasileira**, *Estudos Avançados* v. 16(44), p. 99-123, 2002.

FERREIRA, L. V., VENTICINQUE, E., ALMEIDA, S., **O desmatamento na Amazônia e a importância das áreas protegidas**. *Estudos Avançados*, São Paulo, v. 19, nº 53, 2005.

FLATER, C., KNOWLES, M., KENDALL, I. **Threatened and endangered species geography**. *BioScience*, 48:365-375, 1998.

GANDU, A. W., COHEN, J. C. P., SOUZA, J. R. S. **Simulation of deforestation in eastern Amazonia using a high-resolution model**. *Theoretical and Applied Climatology*. v78, p. 123–135, 2004.

GARCIA, R. A., SOARES-FILHO, B. S., MORO, S. **Modelagem espacial do desmatamento Amazônico**. Trabalho apresentado no XIV Encontro Nacional de Estudos Populacionais, ABEP, realizado em Caxambu - MG – Brasil, de 20-24 de

- Setembro de 2004. Disponível em: <http://www.abep.nepo.unicamp.br/encontro2006/docspdf/ABEP_2006_319.pdf> Acesso em: 27 de novembro de 2006.
- GOMES, L. F. **Código penal – Código de processo penal – Constituição Federal**. 6 ed. rev. atual. E ampl. São Paulo: RT, 2004.
- HUANG, L., KULLDORFF, M., GREGORIO, D. **A spatial scan statistic for survival data**. Biometrics, 2006
- IBAMA. **Unidades de Conservação**. Disponível em: <<http://www.ibama.gov.br>> Acesso em: 10 de março de 2008.
- IBGE. **Download – Geociências – Mapas – Malha digital**. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/servidor_arquivos_geol/> Acesso em: 10 de março de 2008.
- INPE-DETER. Disponível em: <<http://www.obt.inpe.br/deter/>> Acesso em: 10 de março de 2008.
- INPE. **Dados de Satélites**. 2008b. Disponível em: <<http://www.inpe.br/>>.
- JUNG, I., KULLDORFF, M., KLASSEN, A. **A spatial scan statistic for ordinal data**. Statistics in Medicine, 2006.
- KAIMOWITZ, D., MENDEZ, P., PUNTODEWO, A., VANCLAY, J. **Spatial regression analysis of deforestation in Santa Cruz, Bolívia**. In: C. Woods and R. Porro, Eds. Pattern and Process of Land use and Forest Change in Amazon. University of Florida, Gainesville. p. 41-65, 2002.
- KAMPEL, S. A. e CÂMARA, G. **Análise exploratória das relações espaciais do desflorestamento na Amazônia legal brasileira**. 2000. Disponível em: <http://www.dpi.inpe.br/gilberto/papers/silvana_gisbrasil2000.pdf> Acesso em: 28 de novembro de 2006.
- KULLDORFF, M. e NAGARWALLA, N. **Spatial disease cluster: detection and inference**. Statistics in Medicine. v. 14, p. 799-810. 1995.
- KULLDORFF, M. **A spatial scan statistic**. Communications in Statistics. – Theory and Methods. v. 26, p.1481 – 1496, 1997.
- KULLDORFF, M., ATHAS, W., FEUER, E., MILLER, B., KEY, C. **Evaluating cluster alarms: A space-time scan statistic and brain cancer in Los Alamos**. American Journal of Public Health, 88:1377-1380, 1998.
- KULLDORFF, M. **Prospective time-periodic geographical disease surveillance using a scan statistic**. Journal of the Royal Statistical Society, A164:61-72, 2001.
- KULLDORFF, M., HEFFERNAN, R., HARTMAN, J., ASSUNÇÃO, R. M., MOSTASHARI, F. **A space-time permutation scan statistic for the early detection of disease outbreaks**. PLoS Medicine, 2:216-224, 2005.
- KULLDORFF, M. and Information Management Services, Inc. **SatScan™ v7.0: Software for the spatial and space-time scan statistics**. <http://www.satscan.org/>, 2006a.

KULLDORFF, M. **SaTScan™ User Guide for version 7.0**, <http://www.satscan.org/>, 2006b.

LIMA, A., e LIESENBERG, V. **Uma abordagem inicial do potencial de detecção de mudanças dos dados do sensor MODIS/EOS-AM1 em relação aos dados ETM+/Landsat-7**. Anais XII Simpósio de Sensoriamento Remoto, Goiânia, Brasil, 16-21 abril 2005, INPE, p. 1601-1603.

LIU, W. T. H., Aplicações de sensoriamento remoto. Campo Grande: Ed. UNIDERP, 2006.

MAGULIS, S. **Causas do desmatamento da Amazônia brasileira**. 1ª ed. Brasília: Banco Mundial, 2003. 100p.

MESQUITA JR, H. N., SILVA, M. C., WATANABE, N. Y., ESTEVES, R. L. **Aplicações de sensoriamento remoto para monitoramento do desmatamento da Amazônia**. Anais XIII Simpósio de Sensoriamento Remoto, Florianópolis, Brasil, 21-26 abril 2007, INPE, p. 6835-6842.

MOURA, F. R. **Detecção de Clusters Espaciais via Algoritmo Scan Multi-Objetivo**. 2006 51 p. Dissertação (Mestrado em Estatística) – Departamento de Estatística da Universidade Federal de Minas Gerais. Belo Horizonte – MG.

MONTEIRO, A. M. V., RENNÓ, C. D., ALMEIDA, C. A., VALERIANO, D. M., SOARES, J. V., MAURANO, L. E. P., ESCADA, M. I. S., AMARAL, S., PINHEIRO, T. F. **Monitoramento da cobertura florestal da Amazônia por satélites. Relatório Técnico-científico**. INPE – Coordenação Geral de Observação da Terra – São José dos Campos, 20 de maio de 2008.

Portal Oficial do Governo do Estado do Amazonas – **Municípios**. Disponível em: <http://www.amazonas.am.gov.br/pagina_interna1.php?cod=35> Acesso em: 30 junho de 2008.

NOGUERA, S. P. **Modelagem da dinâmica de desmatamento a diferentes escalas espaciais na região nordeste do Estado de Mato Grosso**. 128 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Biológicas) – Programa de Pós-graduação em Biologia Tropical e Recursos Naturais do convênio INPA/UFAM, Manaus, AM, 2006.

NEIL, D. B., MOORE, A. W., COOPER, G. F. **A bayesian spatial scan statistic**. Disponível em: <<http://www.cs.cmu.edu/~neill/papers/sss-nips05.pdf>> Acesso em: 10 de março de 2008.

NEIL, D. B. e LINGWALL, J. **A nonparametric scan statistic for multivariate disease surveillance**. Disponível em: <[http://www.isdsjournal.org/article/view File/2002/1560](http://www.isdsjournal.org/article/view/File/2002/1560)> Acesso em: 10 de março de 2008.

O'NEILL, R. V., GARNER, R. H., TURNER, M. G. ROMME, W. H., **Epidemiology theory and disturbance spread on landscapes**. *Landscape Ecology*, 7:19-26, 1992.

PATIL, G. P., BROOK, R. P., MYERS, W. L., RAPPORT, D., TAILLIE, C. **Ecosystem health and its measurement at landscape scale: Toward the next generation of quantitative assessments**. *Ecosystem Health* 7:307-316. 2001.

PEDLOWSKI, M. A., MATRICARDI, E.A.T., SKOLE, D., CAMERON, S.R., CHOMENTOWSKI, W., FERNANDES, C. AND LISBOA, A. **Conservation units: a new deforestation frontier in the Amazonian state of Rondônia, Brazil.** Environmental Conservation vol. 32 (2): 1-7, 2005.

RIITTERS, K. H., COULSTON, J. W. **Hot spots of perforated forest in the eastern United States.** Environmental Management vol. 35(4), p. 483-492. 2005.

R Development Core Team (2008) **R: A language and environment for statistical computing.** R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>, version 2.7.1.

SHIMABUKURO, Y. E., DUARTE, V., MOREIRA, M. A., ARAI, E., RUDORFF, B. F. T., ANDERSON, L. O., SANTO, F. D. B. E., FREITAS, R. M., AULICINO, L. C. M., MAURANO, L. E. P., ARAGÃO, J. R. L. **Detecção de áreas desflorestadas em tempo real: conceitos básicos, desenvolvimento e aplicação do projeto DETER.** INPE, São José dos Campos, SP, 2005.

SISCOM – Sistema Compartilhado de Informações Ambientais, Centro de Sensoriamento Remoto – CSR, Centro de Monitoramento Ambiental do IBAMA – CEMAM. Disponível em: < <http://siscom.ibama.gov.br/shapes/> > Acesso em: 20 de março de 2008.

SILVA, A. N. **Análise das relações entre o desflorestamento e o potencial agropecuário das terras na Amazônia.** 55 f. Dissertação (Mestrado em Sensoriamento Remoto) – Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, São José dos Campos, SP, 2006.

SOARES-FILHO, B. S. **Modelagem da dinâmica de paisagem de uma região de fronteira de colonização amazônica.** Tese (doutorado) – Escola Politécnica da Universidade de São Paulo, São Paulo, SP, 1998.

SOARES-FILHO, B., NEPSTAD D. C., CURRAN, L. M., CERQUERIA, G. C., GARCIA, A., RAMOS, C. A., VOLL, E., MCDONALD, A., LEFEBVRE, P. e SCHLESINGER, P. **Modelling conservation in the Amazon basin nature** vol. 440/23, p. 520-523. 2006.

TRANCOSO, R., SCHIETTI, J., CARNEIRO-FILHO, A. **Padrões de desflorestamento na Amazônia Legal: diferenças espaciais e temporais das mudanças na cobertura da terra.** Anais XIII Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto, Florianópolis, Brasil, 21-26 abril 2007, p. 3187-3194.

TONI, F. e KAIMONWITZ, A. S. **Municípios e gestão florestal na Amazônia.** Natal, RN. 2003.

8. APÊNDICE A

Nesta seção, serão apresentados os passos para as entradas dos dados no SATSCAN. O *software* SATSCAN foi desenvolvido por Martin Kulldorff, este *software* está disponível gratuitamente no site <http://www.satscan.org/>. O SATSCAN analisa dados no espaço, tempo e a interação espaço-temporal usando a estatística de varredura espaço-temporal estatística *scan*.

Primeiramente são construídos os arquivos de textos para os casos. Neste arquivo deve conter a identificação do ponto, para dados pontuais, ou da área, para dados agregados em área, o número de casos observados em cada localização e o tempo em que ocorreu o caso. No item identificação, pode ser usados números ou nomes. Estes dados são inseridos em colunas distintas de acordo com a seguinte ordem: Identificação, número de casos, tempo, covariável(1), covariável(2), ..., covariável(n). Estas covariáveis devem ser categóricas. A Figura 17 ilustra os dados desta dissertação.

Arquivo de texto sem a covariável	Arquivo de texto com a covariável
-----------------------------------	-----------------------------------

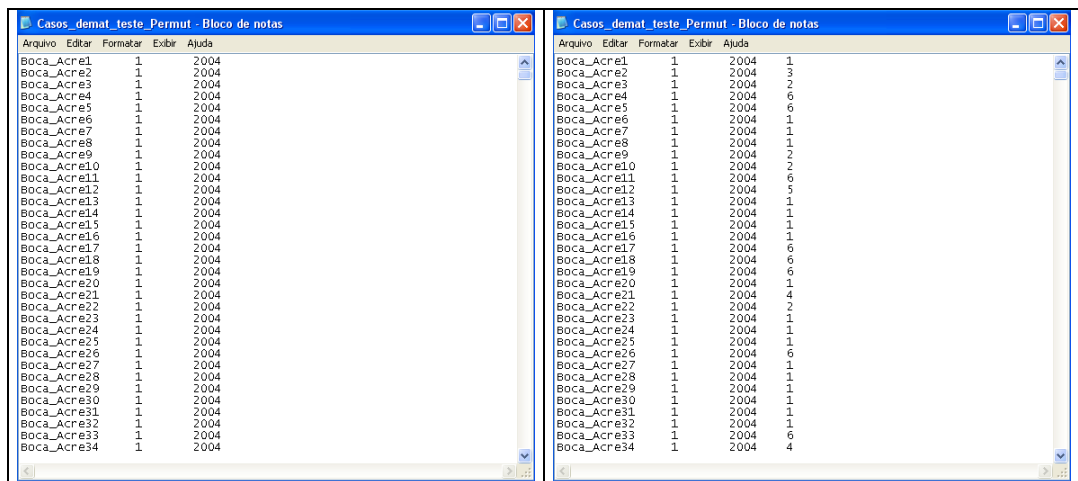


Figura 17: Exemplo do arquivo de texto dos casos e as covariáveis para entrada no SATSCAN.

Deve ser construído um arquivo para as coordenadas, o formato é idêntico ao feito nos arquivos anteriores, ou seja, arquivo de texto. Na primeira coluna são inseridas as identificações, nas colunas seguintes são inseridas as coordenadas conforme ilustra a Figura 18. Necessita-se de um arquivo para as saídas dos resultados das análises. Este arquivo tem que ser criado antes das análises para ser usado quando o programa for utilizado.

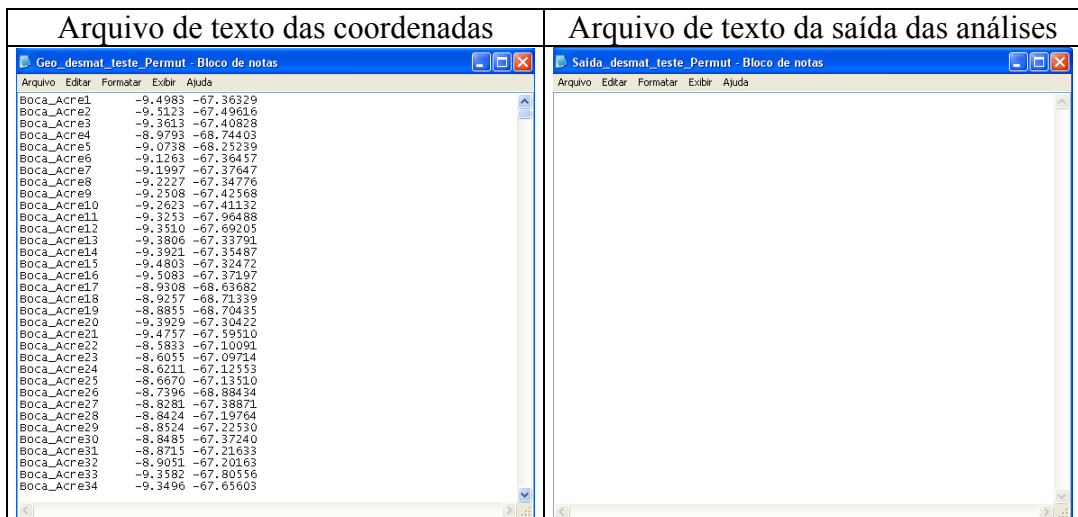


Figura 18: Exemplo do arquivo de texto das coordenadas e do arquivo de saída das análises para entrada no SATSCAN.

Logo após serem criados os arquivos de textos para os casos, coordenadas e saída das análises é inicializado o programa SATSCAN. Na Figura 19 ilustra a tela inicial do SATSCAN, na janela de diálogo que aparece no centro, utilize a opção “create

new sessaion” este comando abrirá uma nova janela de diálogo que permitirá ao usuário inserir os arquivos de texto criados anteriormente.

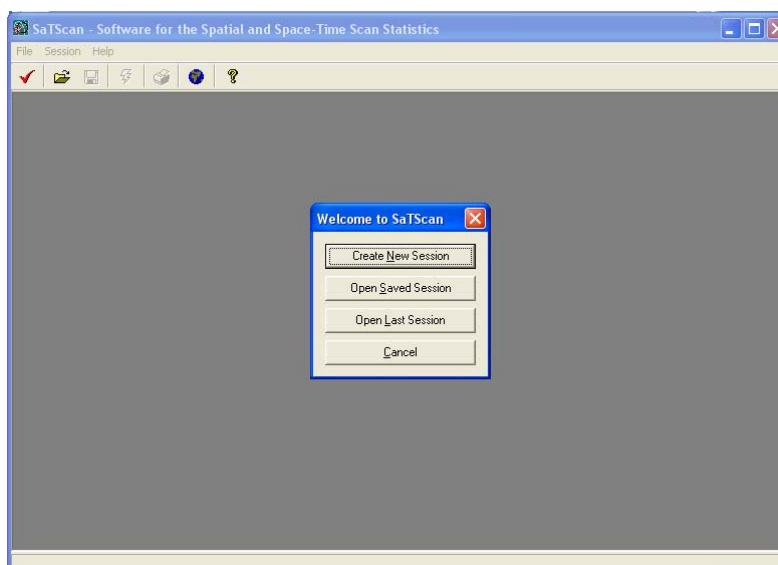


Figura 19: Passo 1 para analisar os dados no *software* SATSCAN.

Após o passo feito para criar uma nova sessão, aparece à janela de diálogo, de acordo como na Figura 20, na opção “*input*” o usuário deve inserir os arquivos de texto de “casos” na opção “*case file*”, em seguida é inserido o arquivo de coordenadas na opção “*coordinates file*”. Então é definido o período do estudo na opção “*study period*”. O usuário deve definir qual o tempo de agregação dos dados na opção “*time precision*”, bem como o tipo de coordenadas que estão sendo utilizadas, cartesianas ou latitude/longitude, na opção “*coordinates*”.

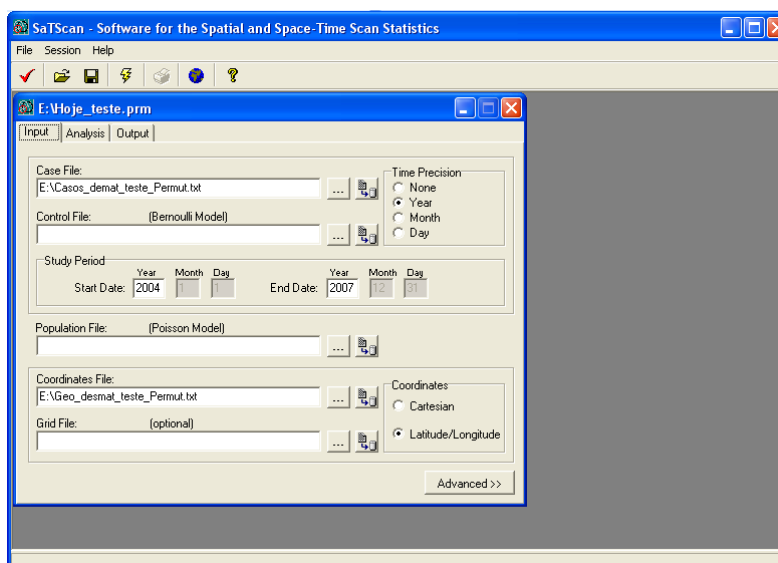


Figura 20: Passo 2 para analisar os dados no *software* SATSCAN.

O passo seguinte se refere ao tipo de análise que vai ser realizada. Na Figura 21 verifica-se na janela de diálogo “*Analysis*” que o usuário tem a opção da escolha da análise retrospectiva ou prospectiva na opção “*type of analysis*”, assim como o tipo de varredura, espacial, temporal ou espaço-temporal. Referente ao modelo permutação espaço-temporal a opção é somente espaço-temporal.

O modelo de probabilidade deve ser escolhido na opção “*probability model*”. O usuário pode definir a varredura para encontrar somente áreas de risco elevado, risco baixo ou ambos na opção “*scan for areas with*”. Na opção “*time aggregation*” é estabelecido unidade temporal. Em seguida define-se o número de replicações de Monte Carlo, usualmente utiliza-se 999 simulações.

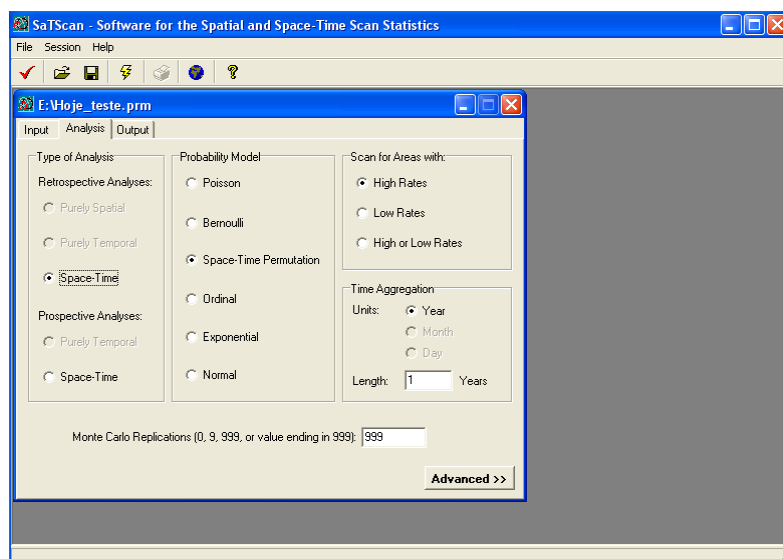


Figura 21: Passo 3 para analisar os dados no *software* SATSCAN.

Na Figura 22 na janela de diálogo no canto inferior direito clique na opção “*advanced*”. Esse comando abrirá a janela “*advanced analyses features*”, onde se define na opção “*spatial window*” o raio máximo de varredura em quilômetros conforme ilustra a Figura 22.

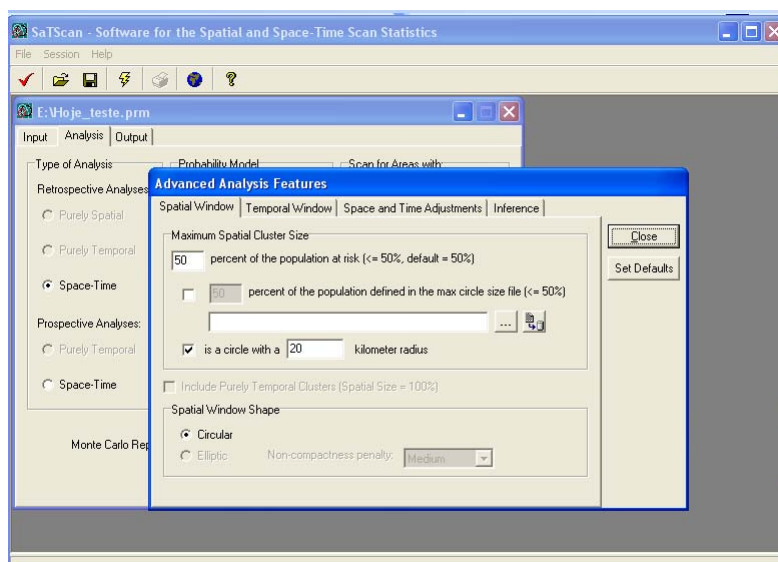


Figura 22: Passo 4 para analisar os dados no *software* SATSCAN.

Na janela “*advanced analyses features*”, clique na opção “*temporal window*” para definir o intervalo temporal máximo de varredura. Aparecem duas opções, a primeira em termos percentual, menor ou igual a 50%. A segunda opção, segundo a Figura 23, permite ao usuário definir em termos de unidade temporal, por exemplo, 1 ano. Este tempo não pode exceder 50% do período utilizado. Por exemplo, se o período é 4 anos então o intervalo máximo de varredura temporal será 2 anos.

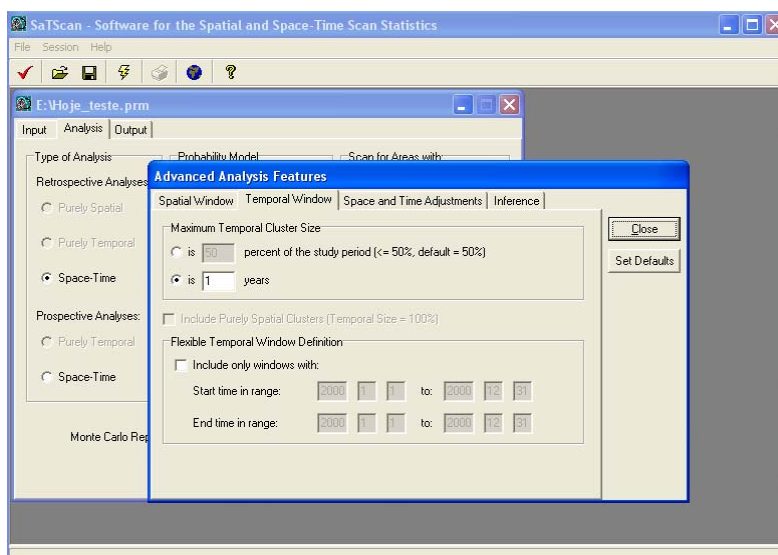


Figura 23: Passo 5 para analisar os dados no *software* SATSCAN.

Finalmente, depois de todos os passos anteriores executados, o usuário deve inserir o arquivo de texto, para saída das análises, construído no início, este arquivo tem como objetivo receber às saídas das análises que serão realizadas. Conforme ilustra a Figura 24 o arquivo para as saídas deve ser inserido na opção “*results file*”. Em seguida

o usuário executa as análises clicando no comando em forma de “raio amarelo” na parte superior da janela principal (4º ícone na segunda linha na barra de comandos).

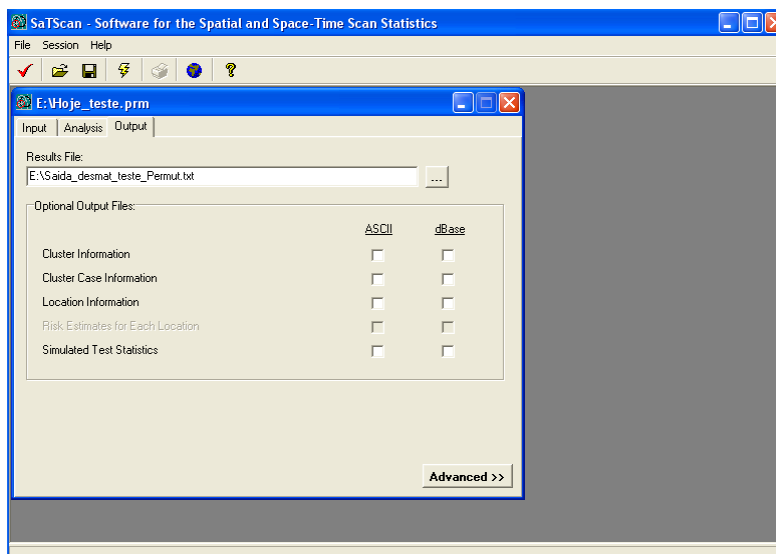


Figura 24: Passo 6 para analisar os dados no *software* SATSCAN.

O SATSCAN irá executar as análises e gerar uma saída com os resultados analisados conforme ilustra a Figura 25. Nestes resultados o SATSCAN estima a localização do conglomerado, assim como informa o período do conglomerado (histórico ou ativo), a quantidade de casos observados e esperados, a razão entre casos observados e esperados, o valor da estatística de teste (RVG), a ordem dessa estatística e o *p-valor* associado ao teste. Esta informação é dada para o conglomerado mais provável (primário) e os conglomerados secundários.

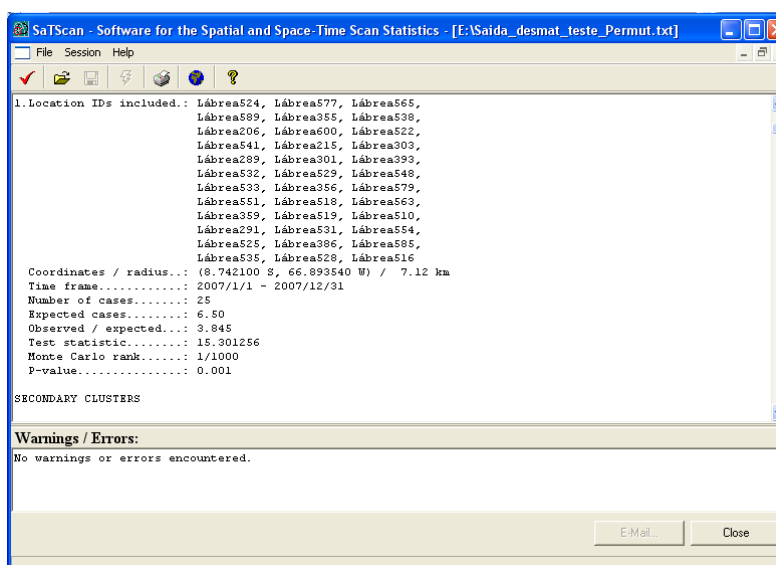


Figura 25: Resultado final da análise no *software* SATSCAN.

9. APÊNDICE B

Nesta seção será demonstrada a convergência da distribuição Hipergeométrica para Poisson.

Teorema: Para M e r suficientemente grandes em relação a n , a distribuição hipergeométrica converge para a distribuição Poisson com taxa $r.n/M$.

Demonstração:

A distribuição Hipergeométrica em questão é

$$P(X = x | M, n, r) = \frac{\binom{n}{x} \binom{M-n}{r-x}}{\binom{M}{r}}$$

Seja $(a)_b = a(a-1)(a-2)\dots(a-b+1)$. Notemos que

$$\begin{aligned} P(X = x | M, n, r) &= \frac{n!}{(n-x)!x!} \cdot \frac{(M-n)!}{(M-n-r+x)!(r-x)!} \cdot \frac{(M-r)!r!}{M!} \\ &= \frac{r!}{(r-x)!x!} \cdot \frac{n!}{(n-x)!} \cdot \frac{(M-n)!}{M!} \cdot \frac{(M-r)!}{(M-n-r+x)!} \end{aligned}$$

como

$$\frac{n!}{(n-x)!} = \frac{n(n-1)\dots(n-x+1)(n-x)!}{(n-x)!} = (n)_x$$

e analogamente,

$$\frac{(M-r)!}{M!} = \frac{(M-r)!}{M\dots(M-r+1)(M-r)!} = \frac{1}{(M)_r}$$

e

$$\frac{(M-n)!}{(M-n-r+x)!} = (M-n)\dots(M-n-r+x+1) = (M-n)_{r-x}$$

Teremos que

$$P(X = x | M, n, r) = \binom{r}{x} \frac{(n)_x (M-n)_{r-x}}{(M)_r}$$

Notemos que

$$(M)_r = M(M-1)\dots(M-x+1)(M-x+2)\dots(M-r+1) = (M)_x (M-x+1)_r$$

Fazendo $n/M \rightarrow p$, quando $M \rightarrow \infty$, temos que

$$\frac{(n)_x}{(M)_x} = \left(\frac{n}{M}\right)\left(\frac{n-1}{M-1}\right)\dots\left(\frac{n-x+1}{M-x+1}\right) \rightarrow p^x$$

e que

$$\frac{(M-n)_{r-x}}{(M-x+1)_r} = \left(\frac{M}{M-x+2} - \frac{n}{M-x+2}\right)\left(\frac{M-1}{M-x+1} - \frac{n}{M-x+1}\right)\dots\left(\frac{M-r+x+1}{M-r+1} - \frac{n}{M-r+1}\right)$$

como

$$\frac{M}{M+k} \rightarrow 1 \text{ e } \frac{n}{M+k} \rightarrow p, \text{ para } M \rightarrow \infty$$

temos que

$$\frac{(M-n)_{r-x}}{(M-x+1)_r} \rightarrow (1-p)^{r-x}$$

Portanto, temos que $P(X = x | M, n, r) \rightarrow \binom{r}{x} p^x (1-p)^{r-x}$ para M grande. Agora

temos que a função característica de $X \sim \text{Binomial}(r, p)$ é dada por

$$\phi_X(t) = \sum_{x=0}^r (pe^{it})^x (1-p)^{r-x} = (1-p + pe^{it})^r$$

Fazendo $p = \frac{\mu}{r}$, temos

$$\phi_X(t) = \left(1 - \frac{\mu}{r} + \frac{\mu}{r} e^{it}\right)^r = \left(1 - \frac{\mu}{r}(1 - e^{it})\right)^r \rightarrow \exp\{-\mu(1 - e^{it})\}$$

Quando $r \rightarrow \infty$. Como a função característica acima é da distribuição de Poisson, temos pelo teorema de caracterização que X converge em distribuição para uma Poisson (μ), Por último, notemos que $p = \frac{n}{M} = \frac{\mu}{r'}$ o que implica que $\mu = \frac{r.n}{M}$. Assim, para μ e r suficientemente grandes em relação a n , teremos que a Hipergeométrica se aproximará da distribuição de Poisson.

10. APÊNDICE C

Tabela 11: Número de alertas de desmatamento segundo sua área desmatada por município e ano.

Município	Ano	Área desmatada						Total
		6,25 ha ≤ Área < 100 ha		100 ha ≤ Área < 1000 ha		Área ≥ 1000 ha		
		n	%	n	%	n	%	n
Apuí	2004	84	63,6%	48	36,4%	-	0,0%	132
	2005	37	59,7%	25	40,3%	-	0,0%	62
	2006	8	21,6%	29	78,4%	-	0,0%	37
	2007	16	59,3%	11	40,7%	-	0,0%	27
Boca do Acre	2004	22	62,9%	13	37,1%	-	0,0%	35
	2005	14	73,7%	5	26,3%	-	0,0%	19
	2006	10	19,6%	40	78,4%	1	2,0%	51
	2007	14	70,0%	6	30,0%	-	0,0%	20
Canutama	2004	25	64,1%	14	35,9%	-	0,0%	39
	2005	17	68,0%	8	32,0%	-	0,0%	25
	2006	29	49,2%	30	50,8%	-	0,0%	59
	2007	37	69,8%	16	30,2%	-	0,0%	53
Humaitá	2004	16	69,6%	7	30,4%	-	0,0%	23
	2005	9	60,0%	6	40,0%	-	0,0%	15
	2006	3	60,0%	2	40,0%	-	0,0%	5
	2007		0,0%	4	100,0%	-	0,0%	4
Lábrea	2004	44	45,8%	43	44,8%	9	9,4%	96

	2005	67	58,3%	47	40,9%	1	0,9%	115
	2006	54	35,3%	97	63,4%	2	1,3%	153
	2007	111	81,6%	23	16,9%	2	1,5%	136
Manicoré	2004	30	71,4%	12	28,6%	-	0,0%	42
	2005	21	60,0%	14	40,0%	-	0,0%	35
	2006	10	34,5%	19	65,5%	-	0,0%	29
	2007	7	58,3%	5	41,7%	-	0,0%	12
Novo Aripuanã	2004	18	62,1%	11	37,9%	-	0,0%	29
	2005	19	61,3%	12	38,7%	-	0,0%	31
	2006	4	36,4%	7	63,6%	-	0,0%	11
	2007	5	33,3%	9	60,0%	1	6,7%	15
Total		731	55,8%	563	43,0%	16	1,2%	1310

Nota: n é a frequência absoluta e % é o percentual por linha.

Tabela 12: Número de alertas de desmatamento dentro e fora de áreas protegidas por município e ano.

Município	Ano	Áreas Protegidas				Total
		Fora das Áreas Protegidas		Dentro das Áreas Protegidas		
		n	%	n	%	n
Apuí	2004	129	97,7%	3	2,3%	132
	2005	56	90,3%	6	9,7%	62
	2006	36	97,3%	1	2,7%	37
	2007	26	96,3%	1	3,7%	27
Boca do Acre	2004	35	100,0%	-	0,0%	35
	2005	19	100,0%	-	0,0%	19
	2006	49	96,1%	2	3,9%	51
	2007	19	95,0%	1	5,00%	20
Canutama	2004	39	100,0%	-	0,0%	39
	2005	25	100,0%	-	0,0%	25
	2006	58	98,3%	1	17%	59
	2007	52	98,1%	1	1,9%	53
Humaitá	2004	22	95,7%	1	4,3%	23
	2005	14	93,3%	1	6,7%	15
	2006	5	100,0%	-	0,0%	5
	2007	4	100,0%	-	0,0%	4
Lábrea	2004	95	99,0%	1	1,0%	96
	2005	114	99,1%	1	0,9%	115
	2006	151	98,7%	2	1,3%	153
	2007	133	97,8%	3	2,2%	136
Manicoré	2004	42	100,0%	-	0,0%	42

	2005	35	100,0%	-	0,0%	35
	2006	25	86,2%	4	13,8%	29
	2007	12	100,0%	-	0,0%	12
Novo Aripuanã	2004	29	100,0%	-	0,0%	29
	2005	31	100,0%	-	0,0%	31
	2006	11	100,0%	-	0,0%	11
	2007	8	53,3%	7	46,7%	15
Total		1274	97,3%	36	2,7%	1310

Nota: n é a frequência absoluta e % é o percentual por linha.

Tabela 13: Número de alertas de desmatamento segundo sua distância das estradas por município e ano.

Município	Ano	Distância de estradas												Total n
		0 - 10 km		10 - 20 km		20 - 30 km		30 - 40 km		40 - 50 km		> 50		
		n	%	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%	
Apuí	2004	125	94,7%	7	5,3%	-	0,0%	-	0,0%	-	0,0%	-	0,0%	132
	2005	54	87,1%	8	12,9%	-	0,0%	-	0,0%	-	0,0%	-	0,0%	62
	2006	33	89,2%	4	10,8%	-	0,0%	-	0,0%	-	0,0%	-	0,0%	37
	2007	24	88,9%	3	11,1%	-	0,0%	-	0,0%	-	0,0%	-	0,0%	27
Boca do Acre	2004	18	51,4%	4	11,4%	1	2,9%	2	5,7%	1	2,9%	9	25,7%	35
	2005	8	42,1%	1	5,3%	1	5,3%	-	0,0%	2	10,5%	7	36,8%	19
	2006	17	33,3%	9	17,6%	6	11,8%	3	5,9%	2	3,9%	14	27,5%	51
	2007	8	40,0%	3	15,0%	2	10,0%	1	5,0%	1	5,0%	5	25,0%	20
Canutama	2004	34	87,2%	4	10,3%	1	2,6%	-	0,0%	-	0,0%	-	0,0%	39
	2005	20	80,0%	5	20,0%	-	0,0%	-	0,0%	-	0,0%	-	0,0%	25
	2006	36	61,0%	8	13,6%	8	13,6%	7	11,9%	-	0,0%	-	0,0%	59
	2007	33	62,3%	9	17,0%	8	15,1%	3	5,7%	-	0,0%	-	0,0%	53
Humaitá	2004	23	100,0%	-	0,0%	-	0,0%	-	0,0%	-	0,0%	-	0,0%	23
	2005	15	100,0%	-	0,0%	-	0,0%	-	0,0%	-	0,0%	-	0,0%	15
	2006	5	100,0%	-	0,0%	-	0,0%	-	0,0%	-	0,0%	-	0,0%	5
	2007	3	75,0%	1	25,0%	-	0,0%	-	0,0%	-	0,0%	-	0,0%	4
Lábrea	2004	34	35,4%	30	31,3%	16	16,7%	7	7,3%	5	5,2%	4	4,2%	96
	2005	34	29,6%	46	40,0%	23	20,0%	8	7,0%	2	1,7%	2	1,7%	115
	2006	79	51,6%	28	18,3%	17	11,1%	9	5,9%	11	7,2%	9	5,9%	153
	2007	64	47,1%	26	19,1%	19	14,0%	17	12,5%	5	3,7%	5	3,7%	136
Manicoré	2004	25	59,5%	14	33,3%	3	7,1%	-	0,0%	-	0,0%	-	0,0%	42
	2005	22	62,9%	11	31,4%	2	5,7%	-	0,0%	-	0,0%	-	0,0%	35
	2006	18	62,1%	5	17,2%	4	13,8%	2	6,9%	-	0,0%	-	0,0%	29

	2007	3	25,0%	2	16,7%	5	41,7%	1	8,3%	1	8,3%	-	0,0%	12
Novo Aripuanã	2004	25	86,2%	3	10,3%	1	3,4%	-	0,0%	-	0,0%	-	0,0%	29
	2005	25	80,6%	4	12,9%	2	6,5%	-	0,0%	-	0,0%	-	0,0%	31
	2006	7	63,6%	1	9,1%	2	18,2%	1	9,1%	-	0,0%	-	0,0%	11
	2007	7	46,7%	-	0,0%	6	40,0%	2	13,3%	-	0,0%	-	0,0%	15
Total	799	61,0%	236	18,0%	127	9,7%	63	4,8%	30	2,3%	55	4,2%	1310	

Nota: n é a frequência absoluta e % é o percentual por linha.