

Análise da distribuição espacial de áreas queimadas através da função K de Ripley

Spatial distribution analysis of burned areas through the K-Ripley function

Allan Arantes Pereira¹, Dalmo Arantes de Barros², Fausto Weimar Acerbi Junior³,
José Aldo Alves Pereira⁴ e Aliny Aparecida dos Reis⁵**Resumo**

O objetivo deste trabalho foi pesquisar o padrão espacial das queimadas ocorridas no norte de Minas Gerais com base na função K de Ripley entre 03 de setembro e 05 de outubro de 2008, período mais crítico do ano com relação à ocorrência de incêndios florestais. A área de estudo localiza-se no norte de Minas Gerais e perfaz um montante de 936.901 ha. Para a análise espacial utilizou-se uma base cartográfica com polígonos de queimadas mapeadas por meio de processamento das imagens do satélite LandSat5 TM. As queimadas foram divididas em classes de tamanho a fim de melhor ilustrar os padrões espaciais. Para a análise da distribuição espacial foi calculado a função K de Ripley para todas as queimadas mapeadas e para os grupos de queimadas por classes de tamanho. Foram mapeadas 194 queimadas que correspondem a uma área de 19.538 ha e representam 2,09% da área total de estudo. As queimadas totais e aquelas nas classes de tamanho inferiores a 100 ha rejeitaram a hipótese de Completa Aleatoriedade Espacial (CAE), ou seja, apresentaram algum padrão de distribuição agregado ao longo da escala de análise, indicando que algum aspecto antrópico, biótico ou abiótico, favorece o agrupamento destes sinistros. Já as classes de queimadas com áreas superiores a 100 ha atenderam à hipótese da CAE, ou seja, apresentaram padrão aleatório por toda extensão analisada. Nestas áreas, o fogo foi utilizado de maneira negligente, ignorando as técnicas de prevenção, tomando grandes proporções; este tipo de comportamento se repete aleatoriamente por toda área, o que torna difícil a previsão de ocorrência.

Palavras-Chave: Estatística espacial, focos ativos, incêndios florestais.

Abstract

The aim of this study was to evaluate the use of Ripley's K function to determine the spatial pattern of burned areas, which occurred in six Conservation Units from September 3 to October 5, 2008. The study area is located in the north of Minas Gerais state, Brazil, and measures a total of 936,901 ha. A cartographic data base was used for the spatial analysis; with burned polygons mapped through the Landsat5 TM image processing techniques. The burned areas were separated into size classes in order to highlight the spatial patterns. For the spatial pattern analysis Ripley's K function was calculated for all burned areas as well as for each size class. 194 burned areas were mapped, which corresponds to a total of 19,538 ha and represents 2.09% of the study area. For all burned areas and for those in class sizes smaller than 100 ha the hypothesis of Complete Spatial Randomness was rejected. In other words, these areas had some aggregated distribution pattern along the scale of analysis, indicating that anthropogenic, biotic or abiotic aspects could have contributed to these patterns. For burned areas larger than 100 ha the hypothesis of Complete Spatial Randomness was attended, which means that these areas showed a random spatial pattern. In these areas, fire was used carelessly, ignoring the prevention techniques and then widening into large proportions. This kind of behavior is common throughout the area, making it difficult to predict the spatial pattern of future burned areas.

Keywords: Spatial statistics, hotspots, forest fires.

¹Engenheiro Florestal, Doutorando em Engenharia Florestal. Professor do IFSULDEMINAS - Instituto Federal Sul de Minas, Campus Poços de Caldas, CEP 37.701-642, Poços de Caldas, MG. E-mail: allan.pereira@ifsuldeminas.edu.br.

²Engenheiro Florestal, Doutorando em Engenharia Florestal. UFLA - Universidade Federal de Lavras, Departamento de Ciências Florestais, CEP 37.200-000, CP. 3037, Lavras, MG. E-mail: dalmo.barros@uol.com.br.

³Engenheiro Florestal, Msc. em Engenharia Florestal. Professor do Curso de Engenharia Florestal. UFLA - Universidade Federal de Lavras, Departamento de Ciências Florestais, CEP 37.200-000, CP. 3037, Lavras, MG. E-mail: fausto@dcf.ufla.br.

⁴Engenheiro Florestal. Professor Doutor do Curso de Engenharia Florestal. UFLA - Universidade Federal de Lavras, Departamento de Ciências Florestais, CEP 37.200-000, CP. 3037, Lavras, MG. E-mail: jaldo@dcf.ufla.br

⁵Engenheira Florestal, Mestranda em Engenharia Florestal. UFLA - Universidade Federal de Lavras, Departamento de Ciências Florestais, CEP 37.200-000, CP. 3037, Lavras, MG. E-mail: alinyreis@hotmail.com

INTRODUÇÃO

Nas últimas décadas, os impactos socioambientais relacionados a ocorrências de incêndios florestais têm gerado uma importante discussão acerca das possibilidades metodológicas de avaliação, controle e mitigação desses eventos (COURA *et al.*, 2009; SOUSA *et al.*, 2010; TETTO *et al.*, 2010; TORRES *et al.*, 2010; CIPRIANI *et al.*, 2011; FALK *et al.*, 2011; JIANG, 2011; TORRES *et al.*, 2011; WESTERLINGA *et al.*, 2011; PEREIRA *et al.*, 2012).

O mapeamento das ocorrências de incêndios e a análise da distribuição espacial dos mesmos se apresentam como um novo instrumento no auxílio ao controle de um dos principais vetores modificadores da paisagem (RIBEIRO *et al.*, 2012; TETTO *et al.*, 2012). Diferentemente da grande maioria dos estudos conduzidos no território nacional, que atuam apenas na detecção dos focos de calor, o uso das técnicas de análise espacial se destaca por possibilitar a construção de cenários que apontem áreas suscetíveis à sua ocorrência (FERNANDES *et al.*, 2011).

Sá *et al.* (2009) estudando os padrões de distribuição espacial e temporal de fenômenos naturais, afirmaram que a utilização destas ferramentas tem sido cada vez mais incrementada pelos avanços tecnológicos, possibilitando progressivamente, uma maior difusão dos conhecimentos acerca do comportamento das variáveis que se objetiva, bem como fornecendo dados estatísticos fundamentais e confiáveis para possíveis implementações de medidas de prevenção.

Neste sentido, o estudo da análise espacial propicia uma percepção visual da distribuição da problemática abordada, permitindo a tradução dos padrões existentes, além de contribuir significativamente para a compreensão do fenômeno em questão (DRUCK *et al.*, 2004).

As análises de padrões espaciais são amplamente utilizadas em várias ramificações da ciência (ecologia, epidemiologia, saúde, economia e criminologia), no intuito de aumentar o entendimento do processo pontual estudado (ANJOS, 1998; LEVINE, 2002; ANJOS *et al.*, 2004; PEREIRA *et al.*, 2007). Ripley (1977) propôs um método para avaliar padrões espaciais de qualquer evento em determinado espaço baseado em processos de Poisson, denominando-o de função K.

A função K de Ripley consiste em um método baseado em contagem e distância, que utiliza as coordenadas (x, y) de cada evento ocorrido na área de estudo, e avalia a distribuição espacial em diferentes escalas simultaneamente, trazendo maior

flexibilidade em relação a outros métodos (RIPLEY, 1977; CAPRETZ, 2004; RODE *et al.*, 2010; MACHADO *et al.*, 2012). Por meio da estimativa da função univariada de K, é possível testar a hipótese de Completa Aleatoriedade Espacial (CAE), onde é investigada a possibilidade do padrão de distribuição espacial de um evento se comportar de forma agregada, aleatória ou regular.

Deste modo, o presente trabalho objetivou pesquisar o padrão espacial das queimadas ocorridas no norte de Minas Gerais com base na função K de Ripley entre 03 de setembro e 05 de outubro de 2008, período mais crítico do ano com relação à ocorrência de incêndios florestais.

MATERIAIS E MÉTODOS

Área de estudo

A área de estudo localiza-se na região norte do estado de Minas Gerais, a oeste do Rio São Francisco, abrangendo os municípios de Januária, Bonito de Minas, Chapada Gaúcha, Cônego Marinho e Urucuaia (Figura 1), sendo considerada uma área de transição entre os biomas da Catinga e Cerrado, com predomínio do Cerrado e suas variações (IGA, 2006).

A escolha da área de estudo justifica-se em decorrência da grande incidência de focos de calor nos últimos anos, bem como pela relevância ecológica da região, que contempla seis Unidades de Conservação (UCs) estaduais, sendo: uma Reserva de Desenvolvimento Sustentável (REDES), um Refúgio da Vida Silvestre (REVS), dois parques estaduais (PE), com zonas de amortecimento de cinco quilômetros e duas Áreas de Proteção Ambiental (APA), perfazendo um total de 936.901 ha (Tabela 1). Entende-se por zona de amortecimento a área no entorno das UCs, nas quais o uso e a intervenção do solo estão sujeitos a normas e a restrições específicas, com o propósito de minimizar os impactos negativos sobre o ecossistema local e regional. A zona de amortecimento é definida pelo plano de manejo da unidade de conservação ou, para UCs sem plano de manejo, a lei determina que seja estabelecida uma zona de 10 km ao entorno da unidade (BRASIL, 2000). Neste trabalho optou-se por considerar a zona de amortecimento nas unidades de proteção integral igual a 5 km, tendo em vista que algumas unidades possuem plano de manejo e outras não.

Segundo o mapeamento da vegetação nativa e de reflorestamento de Minas Gerais (CARVALHO; SCOLFORO, 2006), essas UCs se apresen-

tam em um mosaico vegetacional composto pelas seguintes fisionomias: Cerrado *Sensu Stricto*, Campo Cerrado, Campo, Vereda, Floresta Estacional Decidual e Floresta Estacional Semidecidual, além de cultivos de espécies exóticas.

Tabela 1. UCs abrangidas na área de estudo, suas categorias e respectivas áreas.

Table 1. Conservation Units; their categories and respective areas.

Unidade de Conservação	Categoria	Área (ha)
Serra das Araras	PE	11.137
Veredas do Peruaçu	PE	31.225
Rio Pandeiros	REVS	6.102
Veredas do Acari	REDES	60.975
Pandeiros	APA	393.060
Gibão e Cochá	APA	296.422
Área total com zona de amortecimento		936.901

O clima da região é classificado, segundo Köppen (1936), como tropical chuvoso - Awiq, onde a temperatura média de todos os meses é superior a 18 °C, com seca acentuada e precipitação média anual de 750 mm, favorecendo, assim, a ocorrência dos incêndios na vegetação nativa.

Mapa das áreas queimadas

Foram analisadas as cicatrizes das queimadas mapeadas por meio de imagens do satélite Land-

Sat 5 TM. As cenas utilizadas foram as órbita/ponto: 219/71 e 219/70, datadas de 03 de setembro e 05 de outubro de 2008, ambas com 0% de cobertura de nuvens. O mapeamento das queimadas foi realizado com base nas etapas proposta por Gato et al. (2001) e utilizadas por Pereira et al. (2012): pré-processamento das imagens LandSat5 TM, segmentação e classificação semiautomática, refinamento e vetorização (PEREIRA et al., 2012).

As áreas atingidas pelo fogo foram divididas em 4 classes de tamanho para permitir a avaliação da influência do tamanho das áreas afetadas pelo fogo no seu padrão espacial de distribuição e a frequência por classe (Tabela 2), corroborando com os trabalhos de Ramsey e Higgins (1981); Lima e Soares (1992) e Medeiros e Fiedler (2003).

Análise da distribuição espacial das áreas queimadas

De acordo com Andersen (1992), para a caracterização da análise espacial são considerados três tipos de dados: eventos (ou padrões pontuais), superfícies contínuas (geoestatística) e áreas com contagens (ou taxas agregadas). A análise de padrões pontuais pode ser entendida como o conjunto de pontos distribuídos dentro de uma determinada região do espaço.

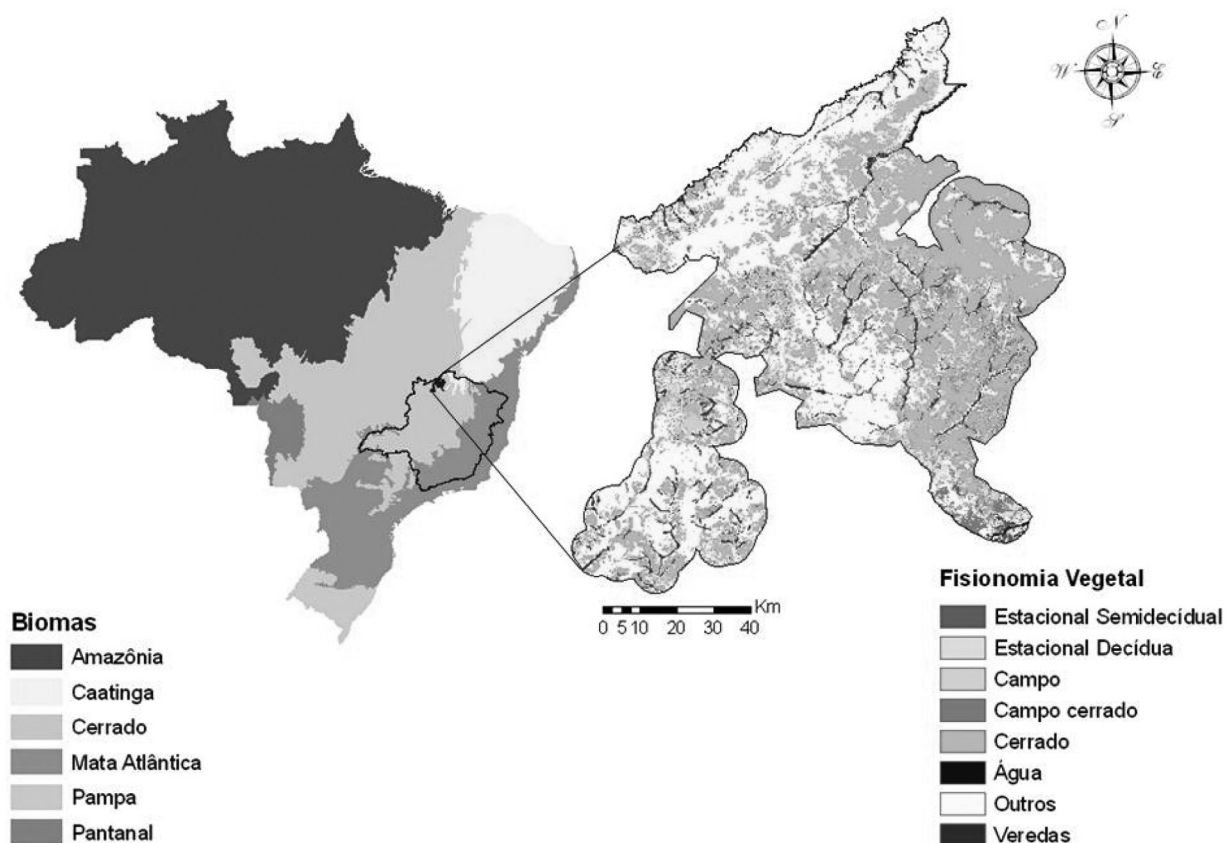


Figura 1. Mapa de biomas do Brasil e contorno com o limite estadual de Minas Gerais e detalhe do mapa da cobertura vegetal na área de estudo.

Figure 1. Brazil's biomes map and the boundary of Minas Gerais State shown; the zoom shows the map of the land cover of the studied area.

Tabela 2. Classes de tamanho das áreas queimadas mapeadas.

Table 2. Size classes of the mapped burned areas.

Classes	Área (ha)
I	< 10
II	10,01 a 100
III	100,01 a 1.000
IV	>1.000

O conjunto de dados deste trabalho consiste em uma série de coordenadas de pontos referentes aos eventos dentro da área estudada. Neste caso, o evento consiste no centroide de cada polígono de área queimada. O termo evento pode referir-se a qualquer tipo de fenômeno localizado no espaço que, dentro da escala de investigação, possa estar associado a uma representação pontual (DRUCK et al., 2004).

Função K de Ripley

A função K de Ripley utiliza uma medida de primeira ordem, assumindo o pressuposto que não há tendências na intensidade de um evento, no caso das áreas queimadas, a uma distância "x", e partindo do princípio de que a intensidade em que o evento ocorre é constante em toda área e indicada pela frequência média ocorrente a uma distância "x" (princípio da estacionariedade), em outras palavras, a realização dos eventos segue um processo de Poisson homogêneo com intensidade λ.

A medida de primeira ordem pode ser representada pela função λ(x), em que λ representa a intensidade média do número de eventos que ocorrem em uma área com um raio "x".

$$\hat{\lambda} = \frac{N}{A}$$

Onde:

N = número de pontos em uma área A;

A = área considerada a um raio "x".

A função \hat{K} pode ser estimada como:

$$\hat{K}(x) = \hat{\lambda}^{-1} \cdot E$$

Onde:

E = operador de estimativa;

$\hat{\lambda}$ = intensidade ou média de eventos por unidade de área.

A estimativa de K é calculada em função de um raio "x" e é resultante da intensidade em que ocorrem os eventos contidos nessa área. O estimador \hat{K} pode ser representado pela seguinte fórmula:

$$\hat{K}(x) = \hat{\lambda}^{-1} \cdot N^{-1} \cdot \sum_{j=1}^N \sum_{j \neq i} K_{ij}$$

Onde:

$\hat{\lambda}$ = intensidade ou a média de eventos por unidade de área;

x = raio centrado em cada evento com incremento até a distância máxima;

N = número de pontos em uma área de raio "x";

i = evento no qual é centrado o raio "x";

j = evento que ocorre dentro do círculo de raio "x" centrado em i;

$K_{ij} = 1$; quando a distância entre i e j ≤ "x";

$K_{ij} \neq 0$; quando a distância entre i e j > "x".

Basicamente, um círculo de raio "x" é centrado em cada evento, sendo calculada a frequência em que ocorrem outros eventos na área deste círculo (ANJOS et al., 2004). Deste modo, a análise foi feita na área de um círculo de raio "x", crescente com um incremento constante até a escala máxima de análise.

Para analisar os dados graficamente, foram construídos intervalos de confiança pelas simulações de Monte Carlo, realizadas através do modelo de CAE, que representa um padrão espacial aleatório. Em seguida, foi calculada a função K para os resultados das simulações, armazenando-se os valores máximos e mínimos da estimativa de \hat{K} , utilizados para gerar o intervalo de confiança (CAPRETZ, 2004).

É comum utilizar a função transformada $\hat{L}(x)$ para facilitar a interpretação gráfica da função K de Ripley:

$$\hat{L}(x) = \left(\frac{\hat{K}(x)}{\Pi} \right)^{1/2} - x$$

Onde:

$\hat{L}(x)$ = função $\hat{K}(x)$ transformada;

x = raio centrado em cada evento com incremento até a distância máxima.

Valores positivos de $\hat{L}(x)$ representam uma atração espacial entre os eventos, ou agrupamento na escala considerada. Assim, se todos os valores de $\hat{L}(x)$ forem positivos e acima do intervalo de confiança, o agrupamento está em toda a escala do estudo. Já valores negativos e abaixo do intervalo de confiança evidenciam a repulsão espacial ou regularidade entre os eventos nessa escala. Valores dentro do intervalo de confiança são considerados aleatórios.

Para evitar interpretações confusas, foram realizadas correções de bordas utilizando a correção proposta por Ripley (1977). Esta verifica se, para todos os pontos, o limite da área de estudo

está próximo do evento. Se estiver, a área utilizada para cálculo da frequência se limita apenas à área analisada (DIGGLE, 2003).

O estimador da função K com a correção de borda proposto por Ripley (1977) pode ser representado pela seguinte fórmula:

$$\hat{K}(x) = \hat{\lambda}^{-1} \cdot N^{-1} \cdot \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N w_i^{-1}(y_i, y_j) \cdot I(\|y_i - y_j\| < x)$$

Onde:

$\hat{\lambda}$ = intensidade ou a média de eventos por unidade de área;

x = raio centrado em cada evento com incremento até a distância máxima;

N = número de pontos em uma área de raio " x ";
 y_i e y_j são as coordenadas dos pontos no mapa;

$\|y_i - y_j\|$ é a distância euclidiana entre as localizações y_i e y_j

$w_i^{-1}(y_i, y_j)$ = função de correção isotrópica de bordadura, a qual representa a proporção da circunferência com centro em y_i e com raio $\|y_i - y_j\|$ que está fora da região de estudo; essa função é definida para qualquer polígono convexo;

$I(U)$ é uma função indicadora que assume o valor 1 (um) sempre que a condição U for verdadeira, e zero quando a condição for falsa;

i = evento no qual é centrado o raio " x ";

j = evento que ocorre dentro do círculo de raio " x " centrado em i ;

As estimativas de $\hat{K}(x)$ foram feitas com um incremento de 1 km até a distância máxima de 100 km, distância esta no qual toda a área de estudo seria contemplada pelas análises. A frequência média das ocorrências das áreas queimadas foi calculada na área circular, centrada em cada evento com um incremento fixo de 1 km.

Foram realizadas 99 simulações utilizando o modelo de CAE e calculada a estimativa de \hat{K} , construindo os intervalos de confiança com os resultados máximos e mínimos. Portanto, o erro admitido foi dado por $(1/(m+1))$, em que " m " é o número de simulações. Assim, este estudo utilizou um nível de confiança de 1% de erro.

Utilizou-se a função $\hat{L}(x)$ para analisar os dados graficamente. Desta forma, foram calculados $\hat{L}(x)$ para os dados observados e para os dados simulados, visando a construção dos grá-

ficos de limites no intervalo de confiança definido. O eixo " x " representa a escala da análise e o eixo " y " o $\hat{L}(x)$ estimado.

A análise da distribuição espacial foi realizada através do cálculo da função K de Ripley utilizando o módulo *Spatial Analyst* do software ArcGis 9.3 (ESRI, 2006) para todas as áreas queimadas mapeadas e para três classes de tamanho, pois a última classe não possuía áreas queimadas suficientes para o cálculo e então passou a fazer parte da classe inferior.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Mapeamento das áreas queimadas

Foram mapeadas 194 cicatrizes de queimadas em um intervalo de 32 dias (Figura 2). Observa-se que as maiores queimadas foram localizadas a nordeste da área de estudo.

As 194 cicatrizes correspondem a uma área de 19.538 ha e representam 2,09% da área total de estudo. A menor e a maior área queimada apresentaram, respectivamente, 1 ha e 2.324 ha.

A UC com maior número de registros de ocorrências e áreas queimadas foi a APA Pandeiros, correspondendo também, a maior em extensão territorial. Entretanto, as maiores áreas queimadas ocorreram na região noroeste da APA Gibão Cochá. Segundo relatos de moradores da região e dados históricos de focos de calor, esta região é caracterizada por grandes incêndios recorrentes. Um fator que contribui para as grandes áreas queimadas nessa região é a falta de pontos de apoio dentro dos limites da UC, com infraestrutura adequada para o aumento da eficiência das ações de combate.

As atividades agropecuárias e o uso do fogo são proibidas por lei em áreas pertencentes às UCs; dentre as UCs estudadas a REDES Veredas do Acari foi a mais afetada por essas atividades. O PE Serra das Araras teve quatro pequenas áreas queimadas internas que representam 20 ha. Não foram detectadas ocorrências de incêndios no PE Veredas do Peruaçu e REVS Rio Pandeiros. No entanto, nas respectivas zonas de amortecimento, foi verificada uma área queimada de mais de 1.000 ha. Uma peculiaridade se deu no PE Veredas do Peruaçu, no qual apenas um incêndio foi responsável por toda a área atingida pelo fogo.

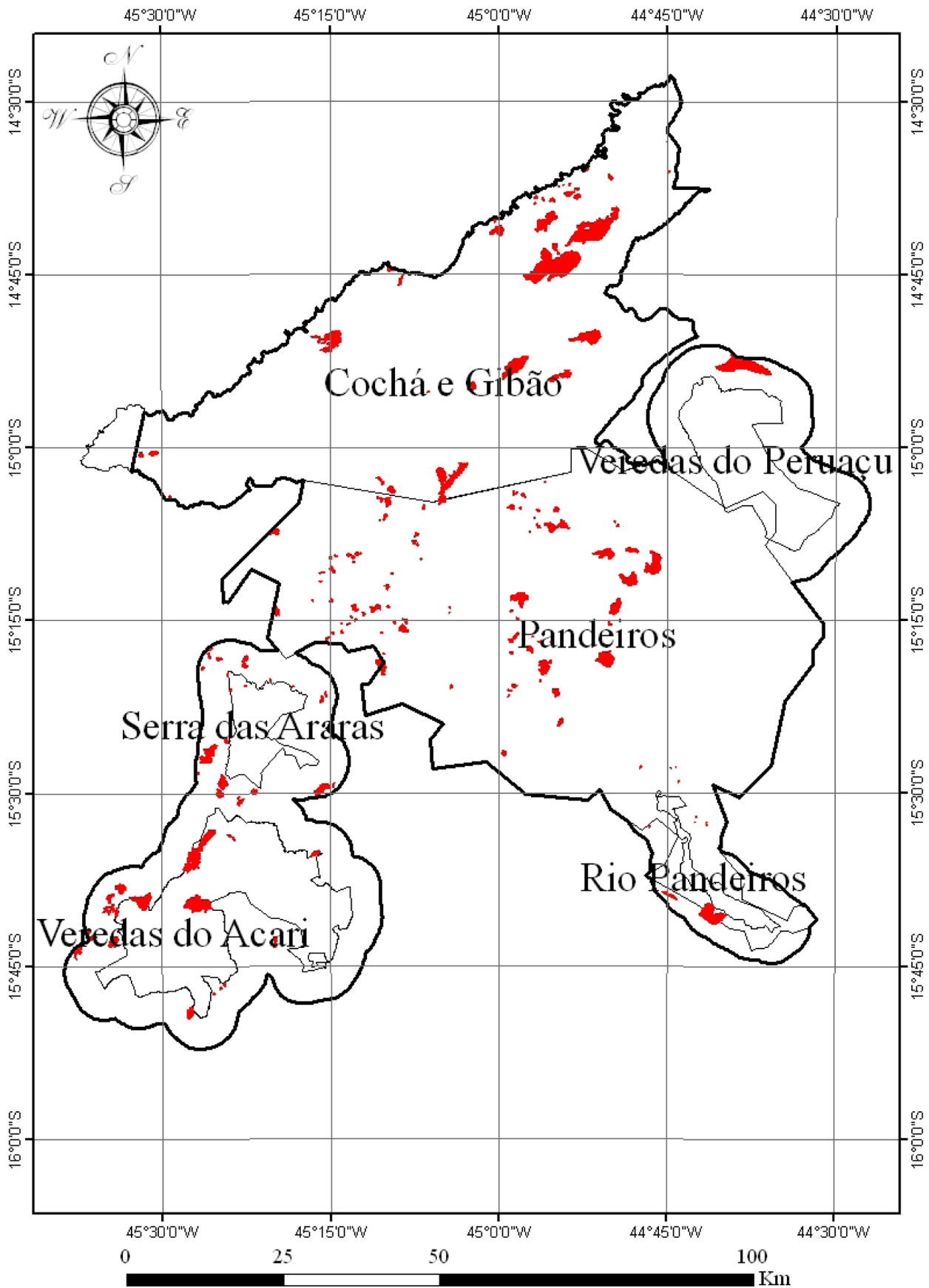


Figura 2. Áreas queimadas nas seis UCs no período de 03/09/2008 a 05/10/2008.

Figure 2. Burned areas in the six Conservation Units in the period from September 3 to October 5, 2008.

Classificação das áreas queimadas por classes de tamanho

Na Tabela 3 encontra-se a distribuição das áreas queimadas por classe de tamanho. Observa-se uma maior concentração de ocorrências de áreas queimadas nas classes de menor tamanho, fato este que pode indicar a eficiência do controle das áreas atingidas pelo fogo na área de estudo, indo de encontro aos resultados obtidos por Soares e Santos (2002).

A maior frequência de áreas queimadas está situada na classe II, com tamanho variando de 10,01 a 100 ha, apresentando 44,80% do total de ocorrências, seguida pelas áreas queimadas situadas na classe I, correspondente as áreas menores que 10 ha, e 38,70% do total de cicatrizes das áreas queimadas. Portanto, 83,50% das cicatrizes das áreas queimadas mapeadas apresentaram dimensões com até 100 ha.

Tabela 3. Áreas queimadas mapeadas nas seis UCs no período de 03/09/2008 a 05/10/2008, separadas por classes de tamanho.

Table 3. Burned areas mapped in the six Conservation Units during the period from September 3 to October 5, 2008, separated by size classes.

Classes de tamanho	Nº de polígonos	% de polígonos	Área queimada (ha)	% da área queimada
<10 ha	75	38,70	348	1,80
10,01 a 100 ha	87	44,80	3205	16,40
100,01 a 1000 ha	29	14,90	10849	55,50
>1000 ha	3	1,50	5136	26,30
Total	194	100	19538	100

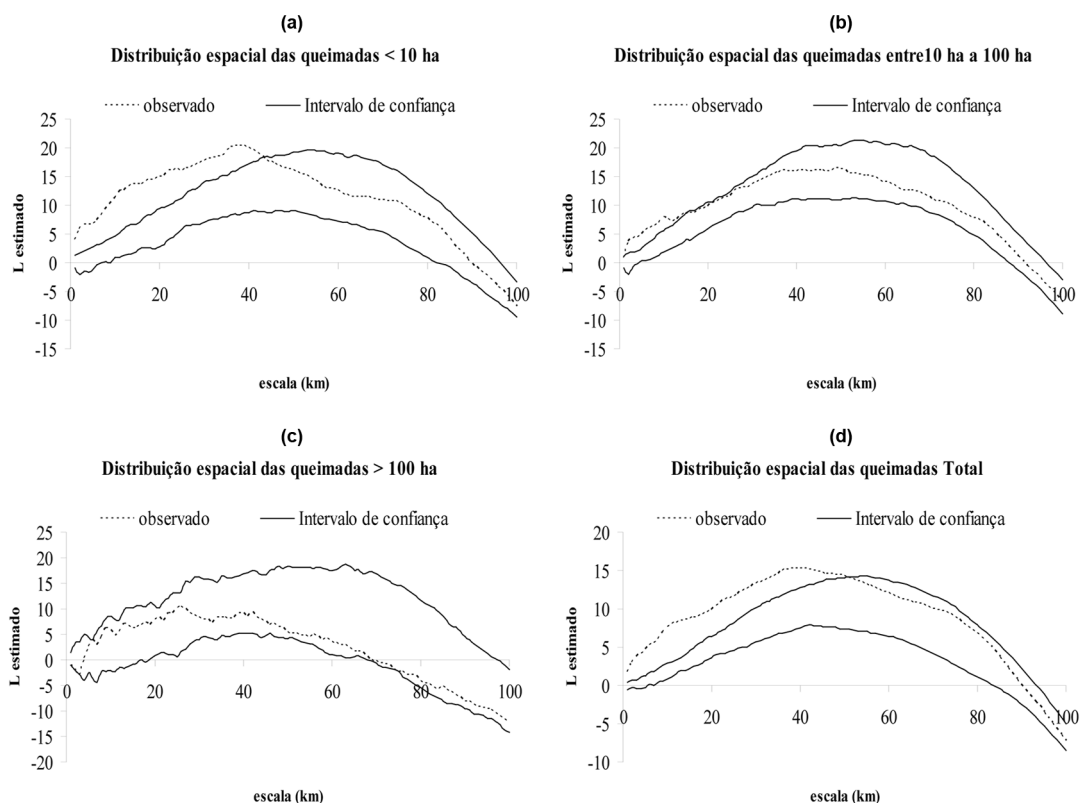


Figura 3. Função K de Ripley para áreas queimadas menores que 10 ha (a); função K de Ripley para áreas queimadas entre 10,01 a 100 ha (b); função K de Ripley para áreas queimadas acima de 100 ha (c) e função K de Ripley para o total de áreas queimadas (d).

Figure 3. Ripley's K function for burned areas smaller than 10 ha (a); Ripley's K function for burned areas between 10 and 100 ha (b); Ripley's K function for burned areas larger than 100 ha (c) and Ripley's K function for all areas burned (d).

As áreas queimadas com grandes dimensões (classe IV), apesar da baixa frequência, correspondem a 26,30% do total de área afetada pelo fogo, e a soma de todas as áreas queimadas na classe de tamanho III, equivale a 55,50% do total da área queimada, ou seja, 81,80% da área afetada pelo fogo são provenientes de incêndios maiores que 100 ha. Dessa forma, observa-se um grande número de ocorrências de incêndios de pequenas dimensões, bem como um número pequeno de ocorrências de incêndios responsáveis pela queima de grandes áreas.

Distribuição espacial das áreas queimadas através da função K de Ripley

Os resultados gráficos da função K para o total de áreas queimadas e por classes de tamanho estão apresentados na Figura 3.

Valores da linha tracejada acima do limite superior do intervalo de confiança indicam agrupamento, valores da linha tracejada abaixo do limite inferior do intervalo de confiança indicam regularidade e se a linha tracejada estiver dentro do intervalo de confiança indica aleatoriedade espacial.

A função K de Ripley calculada para todas as ocorrências de incêndios e para as classes de tamanho I e II rejeitaram a hipótese de CAE (Figuras 3 (a), (b) e (d)), embora as intensidades sejam diferentes, com picos de agregação observados entre as escalas de distâncias em todos os casos. Pela análise do intervalo de confiança (Figura 3 (c)), foi possível observar que a distribuição espacial dos incêndios com áreas superiores a 100 ha atende à hipótese da CAE, pois os valores de L observados permanecem dentro do intervalo de confiança, portanto, apresentam um padrão aleatório de distribuição espacial.

A síntese da análise espacial das áreas queimadas, total e por classe de tamanho, apresenta-se na Tabela 4.

Como caracterizado acima, observa-se que as queimadas menores que 10 ha apresentam um padrão agregado até a escala de 44 km. Se forem consideradas as pequenas queimadas controladas para fins agropecuários, pode-se inferir que este padrão pode estar associado às práticas de manejo e condições do uso do solo. Baseado nestas informações sugere-se estudos que correlacionem os agrupamentos encontrados com agrupamentos de comunidades de agricultores familiares.

Já as áreas queimadas entre 10,01 e 100 ha apresentaram um padrão agregado até a escala de 14 km. Este padrão pode estar associado ao mesmo caso das áreas queimadas da classe inferior, porém de forma mais pontual, pois as propriedades rurais da região possuem grandes extensões territoriais, e na maioria dos casos ultrapassam 100,01 ha. A provável diferença entre as classe de tamanho pode estar associada ao tipo de atividade agropecuária, onde as áreas

queimadas menores possivelmente estão relacionadas a cultivos agrícolas, enquanto as maiores aos processos de renovação de pastagens.

As áreas queimadas maiores que 100 ha apresentaram padrão aleatório por toda extensão analisada. Estas áreas queimadas são derivadas daquelas de classes inferiores, que tomaram proporções maiores quando encontraram condições propícias de propagação (baixa umidade relativa do ar, maior velocidade do vento e vegetação com baixo teor de umidade intrínseca), porém deve se destacar que outros fatores podem influenciar a proporção de um incêndio, sendo que a sua complexidade permite explicar o padrão aleatório de ocorrência, como no caso da maior queimada mapeada com 2.324 ha.

Quando analisado o padrão de todas as áreas queimadas, observa-se um agrupamento em maior escala quando comparada a análise das classes de tamanho, alcançando a escala de 51 km. Segundo Câmara *et al.* (2002), uma distribuição espacial que difere da aleatoriedade, merece ser objeto de uma análise minuciosa. Assim, os resultados obtidos nesse estudo sugerem, também, uma investigação sobre as interações socioambientais que possam favorecer os agrupamentos das ocorrências de incêndios encontrados, subsidiando programas de prevenção de incêndios.

As análises espaciais, baseadas em ferramentas de geotecnologia, apresentam um potencial ainda pouco explorado pelas instituições governamentais responsáveis pela elaboração e execução de políticas públicas, no entanto, com a popularização dessas ferramentas, essas análises devem ser fomentadas (COUTINHO, 2009). A organização do registro das ocorrências em um banco de dados com informações sobre o combate, condições climáticas e características ambientais da área, pode propiciar séries históricas que possibilitem um melhor entendimento desses fenômenos, auxiliando na diminuição da extensão das áreas queimadas.

Tabela 4. Padrões de distribuição espacial das áreas queimadas nas seis UCs no período de 03/09/2008 a 05/10/2008.
Table 4. Spatial pattern of the burned areas in the six Conservation Units from September 3 to October 5, 2008.

Tamanho das áreas queimadas	Nº de polígonos	Área queimada (ha)	Padrão de distribuição espacial
<10 ha	75	348	Agregado até a escala de 44 km, passando a aleatória até o final da análise.
10,01 a 100 ha	87	3.204	Agregado até a escala de 14 km, passando a aleatória até o final da análise.
>100,01 ha	32	15.985	Aleatório por toda a escala.
Total	194	19.538	Agregado até a escala de 51 km, passando a aleatória até o final da análise.

CONCLUSÕES

As áreas queimadas analisadas apresentaram um padrão agregado na escala de análise de 1 a 51 km. Isto pode indicar que algum aspecto antrópico, biótico ou abiótico, favorece a incidência de fogo nestas áreas.

O padrão aleatório por toda a escala de análise foi observado apenas na classe com áreas maiores que 100 ha. Presume-se que nestas áreas, o fogo foi utilizado de maneira negligente, ignorando as técnicas de prevenção, tomando grandes proporções. Este tipo de comportamento se repete aleatoriamente por toda área, o que torna difícil a previsão de ocorrência.

Estudos que consideram séries históricas de áreas queimadas mais extensas vêm complementar trabalhos referentes à distribuição espacial das áreas atingidas pelo fogo.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANDERSEN, M. Spatial analysis of two-species interactions. *Oecologia*, Berlin, Springer-Verlag, v. 91, p. 134-140, ago. 1992.
- ANJOS, A. **Análise do padrão de distribuição espacial do palmitreiro (*Euterpe edulis*) utilizando a função K de Ripley.** 1998. 113 p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1998.
- ANJOS, A.; MAZZA, M. C. M.; SANTOS, A. C. M. C.; DELFINI, L. T. Análise do padrão de distribuição espacial da araucária (*Araucaria augustifolia*) em algumas áreas do estado do Paraná, utilizando a função K de Ripley. *Scientia Forestalis*, Piracicaba, n. 66, p. 38-45, dez. 2004.
- BRASIL. Lei nº 9.985 de 18 de julho de 2000. Regulamenta o art. 225, § 1º, incisos I, II, III e VII da Constituição Federal, institui o Sistema Nacional de Unidades de Conservação da Natureza. **Diário Oficial da República Federativa do Brasil**. Brasília DF, 19 jul. 2000. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/LEIS/L9985.htm>. Acesso em: 10/03/2009.
- CÂMARA, G.; MONTEIRO, A. M.; DRUCKS, S.; CARVALHO, M. S. **Introdução à ciência da geoinformação.** São José dos Campos: INPE, 2002. 186 p.
- CAPRETZ, R. L. **Análise dos padrões espaciais de árvores em quatro formações florestais do estado de São Paulo, através de análises de segunda ordem, como a função K de Ripley.** 2004. 79 p. Dissertação (Mestrado em Ecologia de Agroecossistemas) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004.
- CARVALHO, L. M. T.; SCOLFORO, J. R. S. **Mapeamento e inventário da flora nativa e dos reflorestamentos de Minas Gerais.** Lavras: UFLA, 2006. 288 p.
- CIPRIANI, H. N.; PEREIRA, J. A. A.; SILVA, R. A.; FREITAS, S. G.; OLIVEIRA, L. T. Fire risk map for the Serra de São Domingos Park, Poços de Caldas, MG. *Cerne*, Lavras, v. 17, n. 1, p. 77-83, jan./mar. 2011.
- COURA, P. H. F.; SOUSA, G. M.; FERNANDES, M. C. Mapeamento geocológico da susceptibilidade à ocorrência de incêndios no maciço da Pedra Branca, município do Rio de Janeiro. *Anuário do Instituto de Geociências*, Rio de Janeiro v. 32, n. 2, p. 14-25, 2009.
- COUTINHO, A. C. Padrões da distribuição espacial de queimadas no Estado de Mato Grosso. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO, 14., 2009, Natal. *Anais...* São José dos Campos: INPE, 2009. 1 CD-ROM.
- DIGGLE, P. J. **Statistical analysis of spatial point patterns.** London: Arnold, 2003. 153 p.
- DRUCK, S.; CARVALHO, M. S.; CÂMARA, G.; MONTEIRO, A. M. V. **Análise espacial de dados geográficos.** Brasília: EMBRAPA, 2004. 209 p.
- ESRI – ENVIRONMENTAL SYSTEMS RESEARCH INSTITUTE. Inc. **ArcGIS Professional: Gis for the desktop, versão 9.3.** CA. 2006.
- FALK, D. A.; HEYERDAHL, E. K.; BROWN, P. M.; FARRIS, C.; FULÉ, P. Z.; MCKENZIE, D.; SWETNAM, T. W.; TAYLOR, A. H.; VAN HORNE, M. L. Multi-scale controls of historical forest-fire regimes: new insights from fire-scar networks. *Frontiers in Ecology and the Environment*, Washington, v. 9, n. 8, p. 446-454, out. 2011.
- FERNANDES, M. C.; COURA, P. H. F.; SOUSA, G. M.; AVELAR, A. S. Avaliação geocológica de susceptibilidade à ocorrência de incêndios no estado do Rio de Janeiro, Brasil. *Floram - Floresta e Ambiente*, Rio de Janeiro, v. 18, n. 3, p. 299-309, jul./set. 2011.

- GATO, H. E. R.; IMAI, N. N.; TOMMASELLI, A. M. G. Uma abordagem semi-automática para extração de feições cartográficas. *Revista Brasileira de Cartografia*, Rio de Janeiro, v. 1, n. 53, p. 16-28, dez. 2001.
- IGA (INSTITUTO DE GEOCIÊNCIA APLICADA). **Áreas de proteção ambiental no estado de Minas Gerais: demarcação e estudos para o pré-zoneamento ecológico**, APA Bacia do Rio Pandeiros. Belo Horizonte, 2006. 271 p.
- JIANG, B. **GIS-based multi-criteria analysis used in forest fire estimation: a case study of Northernmost Gävleborg county in Sweden**. University essay from Högskolan i Gävle/Avdelningen för Industriell utveckling, IT och Samhällsbyggnad. 2011. 38 p.
- KÖPPEN, W. **Das geographische system der klimate**. Berlin: Handbuch der Klimatologie, 1936. 240 p.
- LEVINE, N. **CrimeStat: a spatial statistics program for the analysis of crime incident locations**. Washington: National Institute of Justice; 2002.
- LIMA, G. S.; SOARES, R. V. Avaliação da eficiência de combate aos incêndios florestais no Brasil. *Floresta*, Curitiba, v. 22, n. 12, p. 25-38, jul. 1992.
- MACHADO, S. A.; SANTOS, A. A. P.; ZAMIN, N. T.; NASCIMENTO, R. G. M. Distribuição espacial de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista Montana. *Ciência Rural*, Santa Maria, v. 42, n. 6, p. 1013-1019, jun. 2012.
- MEDEIROS, M. B.; FIEDLER, N. C. Incêndios florestais no Parque da Serra da Canastra: desafios para a conservação da biodiversidade. *Ciência Florestal*, Santa Maria, v. 14, n. 2, p. 157-168, mar./abr. 2003.
- PEREIRA, A. A.; PEREIRA, L. C.; VALADARES, R. Monitoramento dos incêndios florestais no estado de Minas Gerais. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO, 13., 2007, Florianópolis. *Anais...* São José dos Campos: INPE, 2007. p. 4535-4540.
- PEREIRA, A. A.; PEREIRA, J. A.; MORELLI, F.; BARROS, D. A.; ACERBI-JR, F. W.; SCOLFORO, J. R. Validação dos focos de calor utilizados no monitoramento orbital de queimadas por meio de imagens TM. *Cerne*, Lavras, v. 18, n. 2, p. 335-343, abr./jun. 2012.
- RAMSEY, G. S.; HIGGINS, D. G. Canadian forest fire statistic. **Information Report PI-X**, Chalk River, n. 9, p. 1-71, 1981.
- RIBEIRO, L.; SOARES, R. V.; BEPLER, M. Mapeamento do risco de incêndios florestais no município de Novo Mundo, Mato Grosso, Brasil. *Cerne*, Lavras, v. 18, n. 1, p. 117-126, jan./mar. 2012.
- RIPLEY, B. D. Modelling spatial patterns. *Journal of the Royal Statistic Society*, London, v. 39, n. 2, p.172-212, 1977.
- RODE, R.; FIGUEIREDO FILHO, A.; MACHADO, S. A.; GALVÃO, F. Análise do padrão espacial de espécies e de grupos florísticos estabelecidos em um povoamento de *Araucaria angustifolia* e em uma Floresta Ombrófila Mista no centro-sul do Paraná. *Floresta*, Curitiba, v. 40, n. 2, p. 255-268, abr./jun. 2010.
- SÁ, L.; OLIVEIRA, E. T.; SANTOS, J. P.; SANTOS, G. J. VON G. Utilização de ferramentas de análise espacial no estudo de incidência de casos de dengue no município de Gurupi, TO. *Revista Cereus*, Gurupi, v. 1, n. 1, ago. 2009.
- SOARES, R. V.; SANTOS, J. F. Perfil dos incêndios florestais no Brasil de 1994 a 1997. *Floresta*, Curitiba, v. 32, n. 2, p. 219-225, jul. 2002.
- SOUSA, G. M.; COURA, P. H. F.; FERNANDES, M. C. Cartografia geocológica da potencialidade à ocorrência de incêndios: uma proposta metodológica. *Revista Brasileira de Cartografia*, Rio de Janeiro, v. 62, n. 1, p. 277-289, jul. 2010.
- TETTO, A. F.; BATISTA, A. C.; NUNES, J. R. S.; SOARES, R. V. Subsídios à prevenção e combate a incêndios florestais com base no comportamento da precipitação pluviométrica na Floresta Nacional de Irati, Paraná. *Ciência Florestal*, Santa Maria, v. 20, n. 1, p. 33-43, jan./mar. 2010.
- TETTO, A. F.; BATISTA, A. C.; SOARES, R. V. Zoneamento de risco de incêndios florestais para a Floresta Nacional de Irati, Estado do Paraná, Brasil. *Scientia Forestalis*, Piracicaba, v. 40, n. 94, p. 259-265, jun. 2012.
- TORRES, F. T. P.; RIBEIRO, G. A.; MARTINS, S. V.; LIMA, G. S. Correlações entre os elementos meteorológicos e as ocorrências de incêndios florestais na área urbana de Juiz de Fora, MG. *Revista Árvore*, Viçosa, v. 35, n. 1, p. 143-150, jan./fev. 2011.

TORRES, F. T. P.; RIBEIRO, G. A.; MARTINS, S. V.; LIMA, G. S. Determinação do período mais propício às ocorrências de incêndios em vegetação na área urbana de Juiz de Fora, MG. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 34, n. 2, p. 297-303, mar./abr. 2010.

WESTERLINGA, A. L.; TURNERB, M. G.; SMITHWICKC, E. A. H.; ROMMED, W. H.; RYANE, M. G. Continued warming could transform Greater Yellowstone fire regimes by mid-21st century. **PNAS**, Washington, v. 108, n. 32, p. 13165-13170, aug. 2011.

Recebido em 07/02/2013

Aceito para publicação em 22/08/2013

