

**UNIVERSIDADE ESTADUAL DO CENTRO-OESTE, UNICENTRO**

**CAMPUS DE IRATI - PARANÁ**

**DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DE ESPÉCIES DA  
FLORESTA OMBRÓFILA MISTA NA FLONA DE  
IRATI, PARANÁ**

**DISSERTAÇÃO DE MESTRADO**

**GUSTAVO SARTORI POTTKER**

**IRATI - PR**

**2012**

**GUSTAVO SARTORI POTTKER**

**DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DE ESPÉCIES DA FLORESTA OMBRÓFILA MISTA  
NA FLONA DE IRATI, PARANÁ**

Dissertação apresentada à Universidade Estadual do Centro-Oeste, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Ciências Florestais, área de concentração em Manejo Florestal, para a obtenção do título de Mestre.

Prof. Dr. Paulo Costa de Oliveira Filho

Orientador

Prof. Dr. Afonso Figueiredo Filho

Coorientador

IRATI - PR

2012

Catálogo na Fonte  
Biblioteca da UNICENTRO

P871d POTTKER, Gustavo Sartori.  
Distribuição Espacial de Espécies da Floresta Ombrófila Mista na  
Flona de Irati, Paraná / Gustavo Sartori Pottker. – Irati, PR :  
UNICENTRO, 2012.

96f.

Dissertação (Mestrado) - Universidade Estadual do Centro-  
Oeste, PR. Programa de Pós-Graduação em Ciências Florestais,  
área de concentração em Manejo Florestal  
Orientador: Prof Dr. Paulo Costa de Oliveira Filho  
Coorientador: Prof. Dr. Afonso Figueiredo Filho

1. Engenharia Florestal – função K de Ripley. 2. Estatística espacial.  
3. *Kernel*. 4. Processo Pontual. I. Oliveira Filho, Paulo Costa de.  
II. Figueiredo Filho, Afonso. III. Título.

CDD 20ª ed. 634.9



# Universidade Estadual do Centro-Oeste

Reconhecida pelo Decreto Estadual nº 3.444, de 8 de agosto de 1997

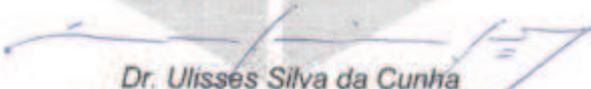
## PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO *STRICTO SENSU* EM CIÊNCIAS FLORESTAIS

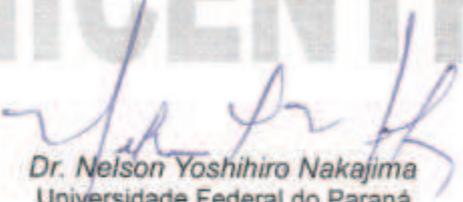
### PARECER

Defesa Nº 35

A Banca Examinadora instituída pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação *Stricto Sensu* em Ciências Florestais, do Setor de Ciências Agrárias e Ambientais, da Universidade Estadual do Centro-Oeste, Campus de Irati, após arguir o mestrando **Gustavo Sartori Pottker** em relação ao seu trabalho de dissertação intitulado "Distribuição espacial de espécies da Floresta Ombrófila Mista na FLONA de Irati, Paraná", é de parecer favorável à **APROVAÇÃO** do estudante, habilitando-o ao título de **Mestre em Ciências Florestais**, Área de Concentração em Manejo Sustentável de Recursos Florestais.

Irati-PR, 27 de abril de 2012.

  
Dr. Ulisses Silva da Cunha  
Universidade Federal do Amazonas  
Primeiro Examinador

  
Dr. Nelson Yoshihiro Nakajima  
Universidade Federal do Paraná  
Segundo Examinador

  
Dr. Paulo Costa de Oliveira Filho  
Universidade Estadual do Centro-Oeste  
Orientador e Presidente da Banca Examinadora

Home Page: <http://www.unicentro.br>

Aos amigos e mestres.

## AGRADECIMENTOS

Pela dedicação a este trabalho, paciência, e por me permitir liberdade na pesquisa, agradeço ao orientador Paulo Costa de Oliveira Filho.

Ao professor Afonso Figueiredo Filho, pelas preciosas contribuições e incentivo.

A todos os colegas, cuja amizade e bons momentos foram tão importantes para mim.

À secretária do programa de Mestrado Flávia Bühler dos Santos pela amizade e atenção.

Pelos exemplos de dedicação, tão necessários, agradeço a Fabiane Aparecida de Souza Retslaff e Rodrigo Otávio Veiga de Miranda.

Aos incentivos e auxílio no ingresso ao mestrado, agradeço a Flávio Augusto Ferreira do Nascimento e Andrea Nogueira Dias.

Ao professor Julio Eduardo Arce pela figura profissional exemplar e ao professor Luciano Farinha Watzlawick pelos conhecimentos compartilhados.

Ao colega Vagner Alex Pesck pelos dados altimétricos e Enrique Orellana pelos dados de solo gentilmente cedidos.

Ao dendrólogo Gerson Luiz Lopes pela amizade e auxílio.

Aos professores Ulisses Silva da Cunha, Nelson Yoshihiro Nakajima e Gabriel de Magalhães Miranda pelas minuciosas correções e sugestões apresentadas.

Ao colega Cilmar Antônio Dalmaso pelo companheirismo e auxílio na pesquisa.

Aos meus pais por todo apoio.

À CAPES pelo suporte financeiro.

E a Marcia, que com atenção e carinho me acompanhou nesta jornada.

O conhecido é finito. O desconhecido é infinito; intelectualmente, estamos em uma ilhota no meio de um oceano ilimitado de inexplicabilidade. Nossos afazeres em cada geração são reivindicar um pouco mais de terreno.

(T. H. Huxley, 1887)

## **BIOGRAFIA**

Gustavo Sartori Pottker, filho de Rosemary Sartori Pottker e Friedel Tealmo Pottker, nasceu no dia 05 de fevereiro de 1987, em Rolândia – PR.

No ano de 2004, completou o Ensino Médio no Colégio Estadual São Vicente de Paulo, em Irati – PR.

Em 2005, ingressou no Curso de Engenharia Florestal da Universidade Estadual do Centro-Oeste (UNICENTRO), em Irati, graduando-se em dezembro de 2008.

Em 2010, iniciou os estudos no curso de Pós-Graduação em Ciências Florestais, nível de mestrado, área de concentração em Manejo Sustentável de Recursos Florestais, também na UNICENTRO.

## RESUMO

POTTKER, Gustavo Sartori, M. Sc., Universidade Estadual do Centro-Oeste, maio de 2012. **Distribuição espacial de espécies da Floresta Ombrófila Mista na FLONA de Irati, Paraná.** Orientador: Paulo Costa de Oliveira Filho. Coorientador: Afonso Figueiredo Filho.

A análise do padrão espacial de árvores é uma forma lógica para o entendimento de fenômenos como competição e preferências ambientais de espécies florestais. O objetivo desta pesquisa foi desvendar fatores relacionados ao estabelecimento da floresta, assim como descrever e analisar preferências ambientais de algumas espécies arbóreas, com auxílio da Estatística Espacial. Para isso, utilizou-se dados do inventário da FLONA de Irati, contendo a posição das árvores em uma área de 25 hectares. Foram selecionadas sete espécies, para as quais o índice de agregação de McGuinnes foi utilizado como recurso tradicional para avaliação do padrão espacial de espécies. Em seguida, a estimativa da intensidade de primeira ordem de cada espécie foi obtida e confrontada com informações sobre altitude e tipos de solos. Em um segundo momento, as relações intraespecíficas foram estudadas com a função K de Ripley não homogênea, sendo estes resultados comparados com características ecológicas das espécies, como dispersão de sementes, tolerância a sombreamento e efeitos alelopáticos. Por meio da avaliação da intensidade das espécies, chegou-se à conclusão de que a distribuição espacial das espécies *Ocotea odorifera* e *Ocotea porosa* são afetadas claramente pela altitude. *Cedrela fissilis* e *Casearia decandra* demonstraram preferências por determinados tipos de solo. Finalmente, coincidências em relação à ocupação do espaço foram notadas para *Nectandra grandiflora* e *Araucaria angustifolia*, ocorrendo o contrário para *Ocotea odorifera* e *Ilex paraguariensis*, que ocuparam regiões distintas da área estudada. Com relação à função K de Ripley, verificou-se predominância de agregação para *Araucaria angustifolia*, *Ilex paraguariensis* e *Nectandra grandiflora*; uniformidade para *Ocotea porosa*; e aleatoriedade no padrão espacial de *Casearia decandra*, *Ocotea odorifera* e *Cedrela fissilis*. As técnicas utilizadas foram adequadas a descrever o padrão espacial de espécies, complementando o índice de McGuinnes, que é suscetível ao tamanho das parcelas.

**Palavras-Chave:** Função K de Ripley, padrão espacial, *kernel*, processo pontual.

## ABSTRACT

POTTKER, Gustavo Sartori, M. Sc., Universidade Estadual do Centro-Oeste, in may 2012. **Spatial distribution of species from the Mixed Rain Forest in FLONA de Irati, Paraná**  
Advisor: Paulo Costa de Oliveira Filho. Co-Advisor: Afonso Figueiredo Filho.

The analysis of trees spatial pattern is a logical way for understanding phenomena such as competition and environmental preferences of forest species. The objective of this research was to unveil factors related to the establishment of the forest, as well as describe and analyze the environmental preferences of some species employing Spatial Statistics. For this purpose, it was used data from the inventory of the protected area Irati's FLONA, containing the locations of the trees in an area of 25 hectares. Seven species were selected, for which the McGuinness aggregation index was presented as the traditional approach to assess the spatial pattern of species. Following this analysis, the estimate of first order intensity was obtained and confronted with altitude and soil types' information. In a second moment, the intra-specific relationships were studied with the inhomogeneous Ripley's K function, being these results compared with ecological characteristics of the species, such as seed dispersal, tolerance to shadowing and allelopathic effects. Through the study of species intensities, we could conclude that *Ocotea odorifera* and *Ocotea porosa* species were clearly affected by the altitude. *Cedrela fissilis* and *Casearia decandra* have demonstrated preferences for certain types of soil. Lastly, coincidences in the occupation of space were observed between *Nectandra grandiflora* and *Araucaria angustifolia*; the opposite was shown between *Ocotea odorifera* and *Ilex paraguariensis*, which tended to occupy distinct regions of the sampled area. With respect to the Ripley's K function, it was verified mostly aggregation for *Araucaria angustifolia*, *Ilex paraguariensis* and *Nectandra grandiflora*; regularity for *Ocotea porosa*; and randomness in the spatial pattern of *Casearia decandra*, *Ocotea odorifera* and *Cedrela fissilis*. The techniques were adequate to describe the spatial pattern of species, complementing the McGuinness index, which is susceptible to the size of sampling units.

**Keywords:** Ripley's K function, spatial pattern, kernel, point process.

## LISTA DE FIGURAS

<b>Figura 1.</b> Funcionamento de uma janela móvel sobre um padrão pontual espacial. ....	29
<b>Figura 2.</b> Visada transversal de um <i>kernel</i> quadrático (exemplo). ....	30
<b>Figura 3.</b> Exemplo da função K de Ripley transformada. Padrão agregado (a). Padrão aleatório (b). Padrão regular (c). ....	35
<b>Figura 4.</b> Correção de borda por amostra reduzida. ....	37
<b>Figura 5.</b> Correção toroidal - processo de repetição do padrão pontual. ....	37
<b>Figura 6.</b> Correção de efeitos de borda por translação (o fator de correção é a razão entre a área $A$ e a área hachurada $A \cap \theta_A$ ). ....	39
<b>Figura 7.</b> Localização e formato das parcelas permanentes. ....	46
<b>Figura 8.</b> Modelo Digital de Elevação. ....	47
<b>Figura 9.</b> Classificação de solos segundo sistema Embrapa (2006). ....	48
<b>Figura 10.</b> Número de árvores por hectare por classe de <i>DAP</i> das espécies amostradas na Floresta Ombrófila Mista. ....	50
<b>Figura 11.</b> Esquema de um bloco - divisões em parcelas e faixas. ....	51
<b>Figura 12.</b> Exemplificação de um <i>kernel</i> gaussiano (visada lateral). ....	53
<b>Figura 13.</b> Classificação da vegetação pelo atributo Valor de Cobertura. ....	54
<b>Figura 14.</b> Classificação da vegetação por meio de índices de diversidade e variáveis dendrométricas. ....	55
<b>Figura 15.</b> Número de árvores por hectare por classe de <i>DAP</i> das principais espécies na Floresta Ombrófila Mista. ....	58
<b>Figura 16.</b> Padrão pontual (a) e estimativa da intensidade (b) para o conjunto de espécies. ...	59
<b>Figura 17.</b> Intensidade da floresta (a). Modelo Digital de Elevação (b). ....	60
<b>Figura 18.</b> Padrão pontual (a) e estimativa da intensidade (b) para <i>Araucaria angustifolia</i> . .	62
<b>Figura 19.</b> Função K de Ripley para <i>Araucaria angustifolia</i> . ....	63
<b>Figura 20.</b> Padrão pontual (a) e estimativa da intensidade (b) para <i>Ocotea odorifera</i> . ....	66
<b>Figura 21.</b> Intensidade de <i>O. odorifera</i> (a) Modelo Digital de Elevação (b). ....	67
<b>Figura 22.</b> Função K de Ripley para <i>Ocotea odorifera</i> . ....	68
<b>Figura 23.</b> Padrão pontual (a) e estimativa da intensidade (b) para <i>Ilex paraguariensis</i> . ....	70
<b>Figura 24.</b> Intensidade de <i>I. paraguariensis</i> (a). Intensidade de <i>O. odorifera</i> (b). ....	71
<b>Figura 25.</b> Função K de Ripley para <i>Ilex paraguariensis</i> . ....	72
<b>Figura 26.</b> Padrão pontual (a) e estimativa da intensidade (b) para <i>Ocotea porosa</i> . ....	73
<b>Figura 27.</b> Intensidade de <i>O. porosa</i> (a). Modelo Digital de Elevação (b). Intensidade da floresta. (c). ....	74
<b>Figura 28.</b> Função K de Ripley para <i>Ocotea porosa</i> . ....	75
<b>Figura 29.</b> Padrão pontual (a) e estimativa da intensidade (b) para <i>Nectandra grandiflora</i> . ...	77
<b>Figura 30.</b> Intensidade de <i>N. grandiflora</i> (a). Classificação de solos (b). Intensidade de <i>A. angustifolia</i> (c). ....	78
<b>Figura 31.</b> Função K de Ripley para <i>Nectandra grandiflora</i> . ....	79
<b>Figura 32.</b> Padrão pontual (a) e estimativa da intensidade (b) para <i>Casearia decandra</i> . ....	80
<b>Figura 33.</b> Intensidade de <i>C. decandra</i> (a). Modelo Digital de Elevação (b). Classificação de solos (c). ....	81

<b>Figura 34.</b> Função K de Ripley para <i>Casearia decandra</i> .....	82
<b>Figura 35.</b> Padrão pontual (a) e estimativa da intensidade (b) para <i>Cedrela fissilis</i> . ....	83
<b>Figura 36.</b> Intensidade de <i>C. fissilis</i> (a). Classificação de solos (b). ....	84
<b>Figura 37.</b> Função K de Ripley para <i>Cedrela fissilis</i> .....	85

## LISTA DE TABELAS

<b>Tabela 1.</b> Estimativa dos parâmetros fitossociológicos das espécies selecionadas. ....	57
<b>Tabela 2.</b> Índice de McGuinnes para <i>Araucaria angustifolia</i> . ....	61
<b>Tabela 3.</b> Índice de McGuinnes para <i>Ocotea odorifera</i> . ....	65
<b>Tabela 4.</b> Índice de McGuinnes para <i>Ilex paraguariensis</i> . ....	69
<b>Tabela 5.</b> Índice de McGuinnes para <i>Ocotea porosa</i> . ....	73
<b>Tabela 6.</b> Índice de McGuinnes para <i>Nectandra grandiflora</i> . ....	76
<b>Tabela 7.</b> Índice de McGuinnes para <i>Casearia decandra</i> . ....	80
<b>Tabela 8.</b> Índice de McGuinnes para <i>Cedrela fissilis</i> . ....	83

## LISTA DE SÍMBOLOS E ABREVIATURAS

$D$	Domínio
$A$	Região contida em $D$
$ A $	Área da região $A$
$R^d$	Espaço euclidiano com $d$ dimensões
$s$	Localidade qualquer em $A$
$s_i$	Localidade de ocorrência do evento $i$
$E( . )$	Operador esperança matemática
$\#( . )$	Operador "número de eventos"
$\lambda$	Intensidade de primeira ordem, eventos por unidade de área
$\gamma(s_i, s_j)$	Intensidade de segunda ordem, eventos por unidade de área
$Pr( . )$	Operador probabilidade
$\lambda(A)$	Intensidade de primeira ordem na região $A$ , eventos por unidade de área
$CAE$	Completa Aleatoriedade Espacial ( <i>Complete Spatial Randomness</i> )
$r$	Distância ou raio, em metros.
$k( . )$	<i>Kernel</i> - função densidade de probabilidade
$\tau$	Raio de influência em <i>kernel</i> ( <i>bandwidth</i> ), metros
$\pi$	Valor PI
$IGA_i$	Índice de agregação de McGuinness da espécie $i$
$r_{ij}$	Distância entre os eventos $i$ e $j$ , dada em metros
$nsim$	Número de simulações
$K( . )$	Função K de Ripley
$L( . )$	Função K de Ripley transformada
$\alpha$	Nível alfa de probabilidade, em percentagem
$CAP$	Circunferência à altura do peito, em centímetros
$DAP$	Diâmetro à altura do peito, centímetros

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO.....</b>	<b>16</b>
1.1 Objetivo geral .....	17
1.2 Objetivos específicos.....	17
<b>2 REFERENCIAL TEÓRICO .....</b>	<b>18</b>
2.1 A Mata Atlântica e a Floresta Ombrófila Mista .....	18
2.2 A análise espacial.....	18
2.2.1 A Estatística Espacial .....	20
2.2.2 Tipos de análise em padrões pontuais .....	26
2.2.3 Janelas móveis e estimadores de intensidade .....	28
2.2.4 Índice de agregação de McGuinnes (IGA) .....	32
2.2.5 Função K de Ripley.....	32
2.3 A análise espacial aplicada a florestas .....	42
<b>3 MATERIAL E MÉTODOS .....</b>	<b>45</b>
3.1 Descrição da área de estudo.....	45
3.1.1 Localização .....	45
3.1.2 Clima .....	46
3.1.3 Relevo.....	47
3.1.4 Solos .....	47
3.1.5 Vegetação .....	49
3.2 Inventário florestal .....	50
3.3 Seleção de espécies .....	52
3.4 Estudo dos efeitos de primeira ordem.....	52
3.4.1 Índice de Agregação de McGuinnes (IGA) .....	52
3.4.2 Visualização de padrões pontuais e estimativa da intensidade.....	52
3.5 Estudo dos efeitos de segunda ordem - função K de Ripley .....	55
<b>4 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....</b>	<b>57</b>
4.1 Espécies selecionadas.....	57
4.2 Distribuição de Espécies na Floresta.....	58
4.2.1 Conjunto de espécies .....	59
4.2.2 <i>Araucaria angustifolia</i> .....	61

4.2.3 <i>Ocotea odorifera</i> .....	65
4.2.4 <i>Ilex paraguariensis</i> .....	69
4.2.5 <i>Ocotea porosa</i> .....	73
4.2.6 <i>Nectandra grandiflora</i> .....	76
4.2.7 <i>Casearia decandra</i> .....	80
4.2.8 <i>Cedrela fissilis</i> .....	83
<b>5 CONCLUSÕES</b> .....	<b>87</b>
<b>6 RECOMENDAÇÕES</b> .....	<b>89</b>
<b>REFERÊNCIAS</b> .....	<b>90</b>
<b>APÊNDICE A</b> .....	<b>95</b>
Rotina para geração da estimativa da intensidade no aplicativo Spatstat/R. ....	95
<b>APÊNDICE B</b> .....	<b>96</b>
Rotina para estimar a função K de Ripley transformada no aplicativo Spatstat/R. ....	96

## 1 INTRODUÇÃO

Nunca antes, a temática ambiental foi tão discutida. Se o crescimento populacional pressiona a expansão das fronteiras agrícolas, são creditados novos benefícios e razões para a preservação das florestas naturais. A revisão do código florestal brasileiro é um exemplo desse tema tão atual. As pesquisas científicas florestais têm papel fundamental para subsidiar as discussões que têm como fim a consolidação da legislação ambiental, ou seja, no esclarecimento de como as florestas remanescentes respondem a mudanças, e os benefícios que trazem.

Só recentemente, com a era da computação e da tecnologia, determinados processos ecofisiológicos começaram a ser esclarecidos. Enquanto os processos de árvores individuais são razoavelmente bem compreendidos, ainda não está claro como as propriedades de cada árvore compõem, interagem e afetam a unidade agregada da floresta (CHEN e BRADSHAW, 1999).

Para conhecer a influência de cada indivíduo na floresta, é preciso antes de tudo situar esse indivíduo em relação aos demais, descrevendo a estrutura espacial da floresta sob alguma forma de representação simplificada.

Acredita-se que os padrões espaciais da distribuição das árvores e suas interações determinam de forma significativa a regeneração, o crescimento, a mortalidade, o desenvolvimento do sub-bosque, a propagação de distúrbios (como doenças) e outras características ecológicas manipuladas pelo manejo florestal, como desbastes, colheitas e enriquecimento (LUDWIG e REYNOLDS, 1988; CHEN e BRADSHAW, 1999).

Assim, informações espaciais não podem ser descartadas em qualquer estudo que busque explicar a floresta com máximo realismo. Com isso, surgem os modelos ecofisiológicos, para explicar o crescimento florestal, e a Estatística Espacial, com potencial para esclarecer temas tais como associações e repulsão entre espécies, preferências ambientais, ingresso e mortalidade.

Toda a complexidade de relações existentes nas florestas nativas pode ser abordada de formas diferentes, tanto em níveis de subjetividade e poder de realização de inferências, quanto pela própria complexidade da análise. Este trabalho teve como enfoque a caracterização da floresta pela posição dos fustes das árvores, e logo, sua compreensão como um padrão pontual. Embora seja um modelo simplificado, tem-se a disposição um grande

repertório de técnicas avançadas, e os resultados possibilitam o desenvolvimento de novas hipóteses, a serem estudadas por outra abordagem.

Assim, com as técnicas de Estatística Espacial adotadas, buscou-se entender e relacionar as características do ambiente que interferem na distribuição de espécies florestais, bem como investigar relações entre espécies e indivíduos da mesma espécie. Os assuntos tratados possuem repercussão prática nos inventários florestais, pela melhoria nas técnicas de amostragem, e na recomposição da floresta nativa, pelo melhor planejamento das espécies a serem plantadas em determinados locais.

### 1.1 OBJETIVO GERAL

Identificar fatores relacionados ao estabelecimento da floresta, bem como analisar e descrever preferências ambientais de algumas espécies arbóreas com auxílio da estatística espacial.

### 1.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS

- Investigar a influência de algumas variáveis ambientais na distribuição espacial das espécies;
- Confrontar o método de parcelas com métodos de distância na avaliação do padrão espacial observado;
- Distinguir ambiente e interação intraespecífica como mecanismos de interferência sobre o padrão espacial de espécies, com uso de técnicas da Estatística Espacial;
- Verificar a existência de nexos entre as características da espécie e os resultados obtidos.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

### 2.1 A MATA ATLÂNTICA E A FLORESTA OMBRÓFILA MISTA

A Mata Atlântica é uma floresta tropical distribuída ao longo do litoral brasileiro, sofrendo influência do oceano atlântico, tais como a formação de bolsões de umidade e calor que penetram o continente arrastados pelas correntes atmosféricas (BACKES e IRGANG, 2004). A Mata Atlântica abrange também a Floresta Ombrófila Mista (FOM), na região sul do Brasil.

A expressão Floresta Ombrófila Mista (FOM) foi originalmente proposta por Veloso e Goés Filho (1982), e posteriormente adotado pelo IBGE em 1991, em sua Classificação da Vegetação Brasileira. A floresta abrange as porções planálticas do estado do Paraná (em média entre 800 e 1200 m de altitude), e apesar de não receber influência direta do oceano, possui um regime de chuvas bem distribuídas ao longo do ano. A composição florística é fortemente influenciada pelas baixas temperaturas e pela ocorrência regular de geadas no inverno (RODERJAN *et al.* 2002).

### 2.2 A ANÁLISE ESPACIAL

Segundo Druck *et al.* (2004), a ênfase da análise espacial é a consideração de forma explícita da localização espacial de fenômenos, ao mensurar relações e propriedades.

As possibilidades proporcionadas pela análise espacial a fazem presente em diversas áreas da ciência, como Geologia, Ciência do Solo, Processamento de Imagens, Epidemiologia, Agronomia, Ecologia, Engenharia Florestal, Astronomia e basicamente qualquer disciplina que colete dados em diferentes localidades (CRESSIE, 1993; BAILEY e GATRELL, 1995; DRUCK *et al.*, 2004).

A análise de dados espaciais envolve a descrição precisa dos dados relacionados a um processo que opera no espaço, a exploração de padrões e relacionamentos em tais dados, e a busca por explicações dos padrões e relações encontradas (BAILEY e GATRELL, 1995). Para tanto, tal tema envolve uma coleção de métodos de análise voltados à descoberta de padrões e relações espaciais dos dados.

Dada a grande quantidade de áreas do conhecimento e aplicações, existe também uma miríade de tipos de dados espaciais, estruturas e cenários (SCHABENBERGER e GOTWAY, 2005). Cressie (1993) classificou os dados espaciais em dados geoestatísticos, em grade e padrões pontuais.

*a) Dados geoestatísticos*

Neste caso, o domínio  $D$  é um conjunto fixo, contínuo. Contínuo, pois o valor do fenômeno avaliado pode ser observado em qualquer local dentro de  $D$ , ou seja, entre duas localidades amostradas é possível alocar um número infinito de outras amostras. Por conjunto fixo, entende-se que os pontos em  $D$  são não-estocásticos. Outra ressalva é que a continuidade está relacionada ao domínio, e não ao atributo que está sendo mensurado (SCHABENBERGER e GOTWAY, 2005).

Exemplos de fenômenos que envolvem dados geoestatísticos são as variações na temperatura dentro de um país, ou o teor de argila encontrado em diferentes locais de uma propriedade. Teoricamente, em ambas as situações, a mensuração da variável de interesse pode ser realizada em qualquer ponto dentro do país ou da propriedade.

*b) Dados em grade (lattice data)*

Uma grade de localidades traz a ideia de pontos regularmente espaçados, conectados aos seus vizinhos mais próximos, segundos vizinhos mais próximos e assim por diante (CRESSIE, 1993). Para o autor, este tipo de dado espacial é o mais próximo análogo de séries temporais observadas em intervalos regulares de tempo.

O tamanho de cada localidade, ou célula, é escolhido para representar a menor unidade espacial de interesse, em relação ao problema analisado. Dentro de cada célula, os efeitos espaciais são ignorados; as interações espaciais ocorrem somente entre células vizinhas (BERGER e HILDENBRANDT, 2000).

Exemplos deste tipo de dados são as imagens obtidas por sensoriamento remoto, modelos digitais de terreno e estimativas de intensidade geradas por *kernel*.

### *c) Padrões pontuais*

Este tipo de dado pode representar fenômenos identificados como um conjunto de localizações pontuais ( $s_1, s_2, \dots, s_n$ ), em que eventos do fenômeno ocorreram, em uma área de estudo  $R$  com dimensão  $d$ . Embora considerem-se trabalhos com  $d$  maior que 2, como por exemplo a representação pontual de galáxias no espaço, a maior parte dos trabalhos se restringem a casos bidimensionais. Como exemplos pode-se citar a representação de cidades em uma escala continental e a ocorrência de árvores em uma floresta.

Ao conjunto de dados, dá-se o nome de padrão pontual espacial, em que as localidades dos fenômenos são chamadas eventos  $s_i$ , distinguindo-os de pontos arbitrários  $s$  da região em questão (DIGGLE, 2003).

Bailey e Gatrell (1995) reconheceram que tal abordagem está condicionada à escala de observação do fenômeno, ou seja, enquanto as realizações do fenômeno podem possuir área ou volume, a representação pontual é possível porque o tamanho físico dos eventos é muito pequeno em relação à distância entre eles e a extensão do espaço em que ocorrem.

Na análise de padrões pontuais, a preocupação é normalmente avaliar a configuração espacial dos dados (eventos), ao invés dos valores associados (LLOYD, 2007). Frequentemente, a primeira questão a ser respondida é se o padrão pontual exibe completa aleatoriedade espacial, agrupamento ou regularidade (CRESSIE, 1993).

#### 2.2.1 A Estatística Espacial

A análise espacial nem sempre está vinculada à estatística. A simples visualização de padrões pontuais observados para determinado fenômeno e a percepção de processos associados, ou consultas realizadas em Sistemas de Informações Geográficas, podem trazer informações importantes à pesquisa, contudo, geralmente não permitem maiores discussões e carecem da objetividade proporcionada pela Estatística.

A Estatística Espacial reúne métodos exploratórios de análise e modelagem de dados espaciais. Os métodos exploratórios tratam da descrição dos dados, facilitando a identificação de padrões e relacionamentos, podendo subsidiar o desenvolvimento de hipóteses a serem testadas.

Uma boa escolha de métodos exploratórios combinados com métodos de visualização apropriados podem responder de forma satisfatória as questões levantadas inicialmente pelo pesquisador. Em outros casos, é preciso testar hipóteses de maneira formal, ou estimar com certa precisão a extensão e forma das relações de interesse (BAILEY e GATRELL, 1995). Esta necessidade força a consideração explícita de um modelo estatístico para os dados.

Antes da descrição dos métodos que compõem a Estatística Espacial, é importante entendermos determinadas hipóteses e conceitos referentes ao tema. As análises estatísticas ou estão condicionadas a determinadas propriedades dos dados, ou então buscam testar estas propriedades.

### 2.2.1.1 Conceitos gerais em Estatística Espacial

#### 2.2.1.1.1 Estacionariedade

Segundo Lloyd (2007), o conceito de estacionariedade é chave na análise com variações espaciais ou temporais. Um processo espacial é dado como **estacionário** caso a dependência entre as medidas de uma variável ao longo do espaço seja a mesma em todas as localidades da área de estudo (PFEIFFER *et al.*, 2008). Isto significa que a média e a variância de uma variável em um processo espacial estacionário não deve variar sob translação de suas coordenadas, o que faz com que a localização absoluta de um ponto não tenha importância para a análise. Caso a média, a variância, ou ainda, a estrutura de covariância sofram variação ao longo da área de estudo, então o processo espacial é chamado de não estacionário, ou heterogêneo (BAILEY e GATRELL, 1995).

Estacionariedade é um conceito amplo. Para Schabenberger e Gotway (2005), é tão importante para dados espaciais quanto o é para análise de séries temporais. Este é o caso das matrizes de transição utilizadas na projeção da dinâmica florestal, em que se assumem probabilidades invariantes para a ocorrência de crescimento, mortalidade e ingresso ao longo do tempo.

Além disso, o conceito possui significado tanto na caracterização de padrões pontuais, quanto na de dados geostatísticos. Em padrões pontuais, implica que todas as localidades na área de estudo apresentam a mesma probabilidade de conterem eventos, ou seja, a intensidade

do processo é homogênea ao longo da área de estudo, conforme Cunha (2003). Quando o interesse é a distribuição espacial de uma variável geoestatística, o termo estacionariedade passa a ser usado para caracterizar estabilidade desta variável dentro da área estudada, em oposição à variação sistemática de suas médias ou variâncias (tendência).

Um modelo estacionário possui os mesmos parâmetros em todas as localidades, enquanto que em um modelo não estacionário, os parâmetros podem variar localmente. Portanto, não há razões para utilizar um modelo não estacionário se ele não propicia maior habilidade para caracterizar a variação espacial ou mapear mais acuradamente uma propriedade particular. Assim sendo, seria útil a capacidade de testar a estacionariedade. No entanto, isso não é possível (LLOYD, 2007).

Para Ripley (1988), alguma suposição de estacionariedade possui um papel crucial em todas as formas de estatística espacial. A maior parte dos problemas espaciais é baseada em um conjunto de dados e a repetição só é igualada pela hipótese de estacionariedade. A inferência estatística é impossível se esta hipótese é totalmente rejeitada.

#### 2.2.1.1.2 Isotropia

Uma forma de entender tal propriedade é considerar que a isotropia está para o círculo (efeito onidirecional) assim como a anisotropia (o oposto de isotropia) está para a elipse (efeito unidirecional).

A **isotropia** pode ser entendida como uma derivação de estacionariedade, quando as propriedades do processo espacial se mantêm em diferentes direções (CUNHA, 2003).

#### 2.2.1.2 Conceitos relacionados à análise de padrões pontuais

##### 2.2.1.2.1 Processos espaciais pontuais

Um padrão pontual é uma realização de um processo espacial pontual, o mecanismo que deu origem ao padrão pontual observado. Normalmente, o padrão pontual é relacionado a um mecanismo estocástico, sendo chamado de processo pontual estocástico.

Processo estocástico é uma família de variáveis aleatórias cujos membros podem ser identificados ou localizados de acordo com alguma métrica (SCHABENBERGER e

GOTWAY, 2005). Quando se trata de processos pontuais estocásticos, Okabe (2000) os definiu como uma geração probabilística de pontos em um espaço, seguindo uma função de densidade de probabilidade definida sobre este espaço. Assume-se que esta função governa a localização dos eventos na área de estudo (CRESSIE, 1993).

A distribuição espacial de um fenômeno natural normalmente é o resultado de uma combinação de fatores que podem ser entendidos como efeitos de primeira ou de segunda ordem.

#### 2.2.1.2.2 Efeitos de primeira e segunda ordem

Os efeitos de primeira ordem são globais ou de larga escala, correspondendo a variações do valor médio do processo no espaço. Já os efeitos de segunda ordem resultam da estrutura de correlação espacial, ou da dependência espacial em um processo; em outras palavras, é a tendência de os valores em uma localidade seguir os valores de sítios vizinhos – efeitos locais e de pequena escala (BAILEY e GATRELL, 1995). Um exemplo claro é dado pelos mesmos autores:

Imagine que nós espalhamos, inteiramente ao acaso, limalha de ferro em uma folha de papel marcada com uma grade fina. O número de limalhas de ferro que aterrissam nos diferentes quadrados demarcados pela grade pode ser pensado como uma realização de um processo espacial estocástico. Desde que o mecanismo pelo qual nós espalhamos a limalha seja puramente aleatório, deve existir a ausência tanto de efeitos de primeira quanto de segunda ordem no processo – diferentes números de limalhas irão ocorrer em cada quadrado, mas estas diferenças surgem puramente ao acaso. Agora imagine que um número pequeno de ímãs fracos é alocado abaixo do papel em diferentes pontos e que nós espalhamos a limalha novamente. O resultado será um processo com um padrão espacial decorrente de um efeito de primeira ordem – agrupamento nos valores em quadrados da grade ocorrerão globalmente e em torno dos locais com ímãs. Agora removemos os ímãs, ao invés disso magnetizamos fracamente a limalha de ferro e a espalhamos novamente. O resultado é um processo com padrão espacial advindo de um efeito de segunda ordem – algum grau de agrupamento local ocorrerá devido à tendência das limalhas se atraírem mutuamente. Caso os ímãs fossem realocados sob o papel e a limalha magnetizada fosse espalhada novamente, nós teríamos um padrão espacial decorrente tanto de efeitos de primeira ordem quanto de segunda ordem. (BAILEY e GATRELL, 1995, p. 32-33).

Os efeitos de primeira ordem são descritos pela intensidade  $\lambda$  de um processo pontual espacial, que mensura o número médio de eventos por unidade de área. Formalmente, a intensidade é definida matematicamente como um limite, já que pode ser considerada uma

função de pontos no domínio com base em uma área (SCHABENBERGER e GOTWAY, 2005).

$$\lambda(s) = \lim_{ds \rightarrow 0} \left\{ \frac{E(\#(ds))}{ds} \right\} \quad (1)$$

Em que,  $\#(.)$  é o operador número de eventos,  $E(.)$  é a esperança matemática, e  $ds$  denota uma área infinitesimal em  $R^d$  centrada no ponto  $s$ .

As propriedades de segunda ordem, ou dependência espacial do processo pontual, envolvem o relacionamento entre o número de eventos em pares de áreas em  $R$ . Elas podem ser formalmente descritas como intensidade de segunda ordem,  $\gamma(s_i, s_j)$ , do processo, que também envolve eventos por unidade de área e é formalmente definida como o limite matemático (BAILEY e GATRELL, 1995):

$$\gamma(s_i, s_j) = \lim_{ds_i, ds_j \rightarrow 0} \left\{ \frac{E(\#(ds_i)\#(ds_j))}{ds_i ds_j} \right\} \quad (2)$$

Com notação similar a da equação anterior.

O estudo de padrões espaciais pontuais tem por objetivo o conhecimento do mecanismo gerador dos padrões pontuais observados. Para tanto, investiga-se a existência de algum relacionamento entre eventos, ou outros fatores subjacentes que afetam suas localizações. Comprovada a existência, o próximo passo é examinar que tipo de relacionamento existe e porque ele ocorre, além de quais fatores subjacentes governam a localização dos eventos.

Quando não há qualquer força atuante, espera-se que os eventos possuam a mesma chance de ocorrerem em qualquer parte da área de estudo, formando um processo espacial completamente aleatório.

#### 2.2.1.2.3 Completa Aleatoriedade Espacial (CAE)

Segundo Cressie (1993), a completa aleatoriedade espacial se caracteriza pela ausência de estrutura (ou sinal) nos dados. Desta forma, é comumente a hipótese nula em um teste

estatístico para determinar se existe estrutura espacial em um dado padrão pontual. A manifestação matemática da completa aleatoriedade espacial é o processo homogêneo de Poisson.

Bailey e Gatrell (1995) explicaram que em um processo homogêneo de Poisson, o número de eventos em uma determinada área  $A_i$  é independente do número de eventos em uma área  $A_j$ , para quaisquer escolhas de  $A_i$  e  $A_j$ , e que além disso, a distribuição de probabilidade de  $\#(A)$  é uma distribuição de Poisson com um valor médio igual a  $\lambda|A|$ , em que  $|A|$  é a área de  $A$ . Assim sendo, a distribuição de probabilidade de  $\#(A)$  é:

$$\Pr(\#(A) = x) = \frac{(\lambda|A|)^x}{x!} e^{-\lambda|A|} \quad x = 0, 1, 2 \dots \quad (3)$$

São quatro as propriedades dos processos homogêneos de Poisson, conforme explicaram Okabe *et al.*, 2000:

- Se uma região  $A$  possui área maior que zero, então a probabilidade de um ponto ser alocado em  $A$  não é zero;
- $\Pr(\#(A)=x)$  não depende da localidade de  $A$ , mas apenas de sua área. Não há tendência de os pontos ocuparem qualquer região em  $\mathbb{R}$ ;
- Não existe interação entre os eventos, tal propriedade é chamada de espalhamento independente; e
- A quarta propriedade implica que o processo é simples, ou seja, que a probabilidade de dois pontos serem coincidentes é zero. Matematicamente, esta propriedade é dada por:

$$\lim_{|A| \rightarrow 0} \left\{ \frac{\Pr(\#(A) \geq 1)}{\Pr(\#(A) = 1)} \right\} = 1 \quad (4)$$

Apesar da inquestionável aplicabilidade do processo homogêneo de Poisson, a hipótese de estacionariedade nem sempre pode ser aceita, o que gera a necessidade de formulação de um modelo mais abrangente, não suscetível às variações locais de intensidade. Este modelo, que contempla tais variações, é chamado de processo não homogêneo de Poisson. Okabe *et al.* (2000) também chamaram tal processo de processo pontual de Poisson generalizado, que se manifesta matematicamente pela seguinte função:

$$\Pr(\#(A) = x) = \frac{(\lambda(A)|A|)^x}{x!} e^{-\lambda(A)|A|} \quad (5)$$

Onde:

$$\lambda(A) = \int_A \lambda(s) ds \quad (6)$$

Mesmo que a função de intensidade  $\lambda(s)$  varie espacialmente, o número de eventos em duas regiões disjuntas em  $R$  pode continuar independente, caracterizando o processo não homogêneo de Poisson (SCHABENBERGER e GOTWAY, 2005). Este tipo de processo também é denominado processo pontual de Poisson generalizado. Segundo Okabe *et al.* (2000), este processo é reduzido a um processo homogêneo de Poisson caso  $\lambda(s) = \lambda$  (uma constante). Já que  $\lambda$  indica a densidade de pontos na equação (3),  $\lambda(s)$  implica que a densidade depende de onde  $A$  se situa. Portanto, a densidade de pontos pode variar conforme a localidade em um processo pontual de Poisson generalizado.

### 2.2.2 Tipos de análise em padrões pontuais

Bailey e Gatrell (1995) fizeram distinção entre os métodos que concernem à visualização dos dados, daqueles que são essencialmente exploratórios, preocupados em resumir e investigar padrões e relacionamentos em mapas, e por último, dos que dependem da especificação de um modelo estatístico e a estimativa de parâmetros.

Os mesmos autores defenderam a visualização de um padrão pontual como equivalente ao *scatterplot* em dados não espaciais. Obviamente, a simples observação de um processo pontual mapeado permite a identificação de padrões, quando estes se apresentam claramente. Outra justificativa para esta etapa da análise espacial é a verificação de erros de amostragem.

Os métodos exploratórios podem ser divididos de acordo com o foco do estudo, seja a investigação de efeitos de primeira ou de segunda ordem. Isto significa que determinados métodos são mais eficientes na distinção de padrões advindos de variações locais da intensidade, enquanto outros são eficientes na definição de dependência espacial.

As estatísticas descritivas de padrões pontuais amostrados foram desenvolvidas sob a luz do processo pontual homogêneo de Poisson, ou seu caso não homogêneo. Normalmente, compara-se o padrão observado com o que se espera caso o processo siga um destes modelos. Conforme Cressie (1993), o objetivo geral das análises é reduzir os dados espaciais a estatísticas descritivas, que podem auxiliar na elucidação de modelos que podem ser ajustados a um padrão pontual complexo. O mesmo autor diferencia dois métodos, considerando-se o tipo de amostragem e análise. O primeiro tem como base a amostragem em parcelas e o segundo necessita das coordenadas dos eventos em uma região de interesse.

### 2.2.2.1 Métodos de parcelas

Os métodos de parcelas envolvem a alocação de parcelas de área fixa, nas quais os eventos são contados. Compara-se o índice obtido com aquele que se espera em um processo homogêneo de Poisson, sendo que qualquer desvio representa regularidade ou agrupamento. Quando o processo pontual é agrupado, encontrar-se-á parcelas com número de eventos maior que o esperado, enquanto outras apresentarão baixa frequência de eventos em relação ao caso de completa aleatoriedade espacial. Quando a regularidade é verificada, o número de eventos não varia tanto de parcela para parcela quanto sob *CAE*.

Sob completa aleatoriedade espacial, o número de eventos na parcela  $A_I$ , de área  $|A_I|$  tem uma distribuição de Poisson com média  $\lambda|A_I|$ , em que  $\lambda$  é a intensidade do processo de Poisson. Portanto, um teste para *CAE* é o teste de ajustamento  $X^2$  de Pearson (CRESSIE, 1993). Outros índices populares são os índices de McGuinness (1934) e o de Morisita (1959).

Se por um lado a amostragem é facilitada, já que não são demandadas as coordenadas exatas dos eventos, tal abordagem também resulta da perda de informação sobre o processo pontual, agravada pelo uso de parcelas maiores. Quando a escolha repousa sob o uso de parcelas menores, Bailey e Gatrell (1995) ressaltaram que neste caso a variância se eleva na contagem de eventos, degenerando em um mosaico com muitas parcelas vazias, quando qualquer interpretação significativa se torna impossível.

Para Baddeley (2010), a crítica principal em relação aos métodos de parcelas é a falta de informação. Para ele, estes são testes de aderência em que a hipótese alternativa é simplesmente a rejeição da Hipótese de Completa Aleatoriedade Espacial ( $H_{CAE}$ ), ou seja, que

o processo não é homogêneo de Poisson. Mas isto pode ocorrer tanto pela violação da propriedade de intensidade homogênea, quanto pela dependência entre eventos. Existem muitas formas de rejeição da  $H_{CAE}$ .

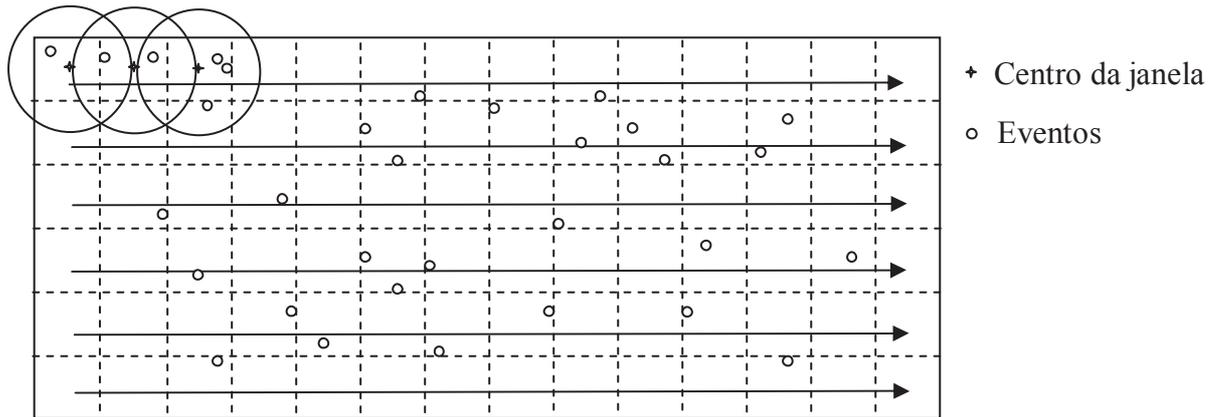
#### 2.2.2.2 Métodos de distância

Os métodos de distância fazem uso das coordenadas precisas dos eventos, sendo necessário que todos os eventos dentro de uma região  $A$  tenham sido mapeados. Assim, é possível ir muito além dos testes de  $CAE$ , por exemplo, com a consideração de modelos matemáticos para formalizar as ideias de agrupamento, inibição e heterogeneidade observadas em padrões pontuais (RIPLEY, 1988).

Segundo Cressie (1993), os métodos de distância são subdivididos em métodos de vizinhos mais próximos e métodos de contagem e distância, tal como a função  $K$  de Ripley. No primeiro caso, as distâncias entre eventos ou as distâncias de pontos aleatórios para eventos são utilizadas como informação a ser comparada com um processo pontual de Poisson, conferindo indícios de agrupamento, aleatoriedade ou regularidade. A função  $K$  de Ripley tem como informação a contagem do número de eventos dentro de uma distância  $r$  de um evento qualquer.

#### 2.2.3 Janelas móveis e estimadores de intensidade

Janelas móveis podem ser entendidas como janelas de análise, centradas ora em determinado ponto, ora em outro. O centro da janela é equivalente ao centro da célula de uma grade (*grid*) que subdivide  $A$ . O resultado da análise em cada célula atribui a ela um valor, formando um arquivo matricial (Figura 1).



**Figura 1.** Funcionamento de uma janela móvel sobre um padrão pontual espacial.

Fonte: O autor (2012).

Este conceito é aplicado na estimativa de intensidade, também chamada por alguns autores como estimador por *kernel*, que em inglês significa núcleo ou cerne. O objetivo é a verificação de como a intensidade varia em toda a área de estudo, isto é, conferindo uma estimativa da densidade de probabilidade univariada ou multivariada a partir das observações; em outras palavras, um histograma suavizado (BAILEY e GATRELL, 1995). O resultado é uma imagem com a estimativa da intensidade, cuja análise é feita de forma subjetiva, porém com maior facilidade de identificação de padrões do que a simples visualização de um padrão pontual mapeado. A utilização da imagem gerada também pode ser estendida à função K de Ripley, permitindo o uso desta função em padrões pontuais não homogêneos.

O estimador de intensidade por *kernel* verifica, para cada localidade da área de estudo, o número e disposição dos indivíduos que ocorrem em um raio previamente estabelecido pelo pesquisador. A formulação matemática é dada como:

$$\hat{\lambda}(s) = \frac{1}{\delta_{\tau}} \sum_{i=1}^n \frac{1}{\tau^2} k\left(\frac{(s-s_i)}{\tau}\right) \quad (7)$$

Aqui,  $\hat{\lambda}(s)$  é a densidade de eventos por unidade de área;  $n$  é o número de indivíduos observados;  $s$  representa uma localidade qualquer da área de estudo;  $s_i$  é a localidade dos  $n$  eventos observados;  $k(\ )$  é uma função de densidade de probabilidade bivariada, simétrica em relação à origem; O parâmetro  $\tau$  é chamado de raio de influência (*bandwidth*) e é essencialmente o raio do círculo que terá como centro cada localidade; por último, o fator  $\delta_{\tau}$  corrige distorções de bordadura, sendo determinado como segue (DIGGLE, 1985):

$$\delta_{\tau}(s) = \int_A \tau^{-2} k\left(\frac{(s-u)}{\tau}\right) du \quad (8)$$

Em que  $\delta_{\tau}(s)$  constitui o volume sob o *kernel* centrado em  $s$  que se situa dentro de  $A$  (BAILEY e GATRELL, 1995).

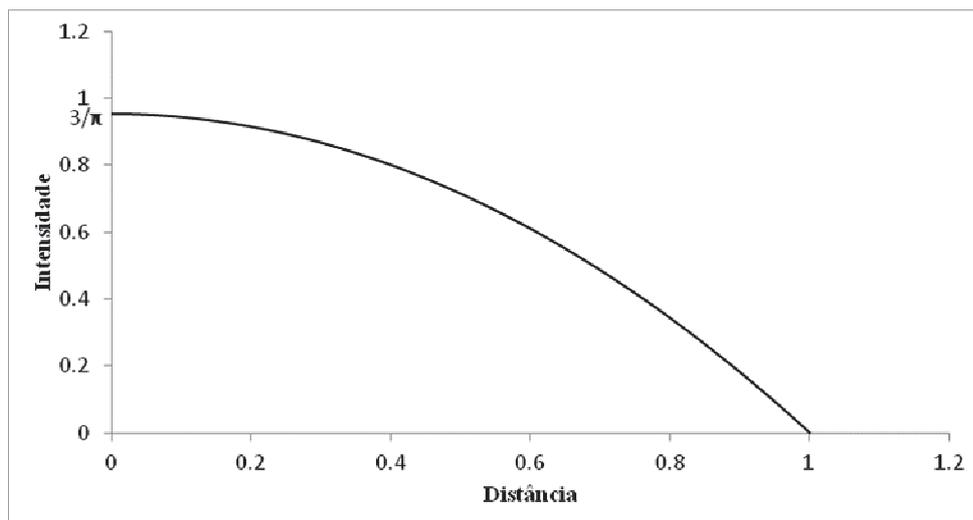
Na estimativa da intensidade, os principais fatores de interferência do pesquisador são quanto à função *kernel* (função densidade de probabilidade) propriamente dita e o valor  $\tau$ . Comumente, a função densidade de probabilidade usada pode ser uma função de terceira ou quarta ordem, como:

$$k(r) = \frac{3}{\pi} (1 - r^2) \quad (9)$$

Ou então uma função gaussiana:

$$k(r) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{\left(-\frac{r^2}{2}\right)} \quad (10)$$

Note que a contribuição de cada evento no valor obtido é função apenas da distância do evento em relação à localidade de interesse (Figura 2).



**Figura 2.** Visada transversal de um *kernel* quadrático (exemplo).

Fonte: O autor (2012).

Apesar das diferentes funções que podem ser utilizadas, para qualquer escolha razoável, a intensidade estimada será muito similar, para um mesmo raio de influência (DIGGLE, 1985; CRESSIE, 1993; BAILEY e GATRELL, 1995). O mesmo não ocorre quando são utilizados raios de influência diferentes, já que serão produzidas imagens bastante diferentes, mais ou menos suavizadas. A escolha de um raio muito pequeno ressaltará detalhes ao custo de uma variância mais elevada. O contrário provocará perda de informação, com peculiaridades locais desaparecendo paulatinamente, tornando-se menos variável, e a estimativa será mais enviesada (SCHABENBERGER e GOTWAY, 2005). A busca por um parâmetro  $\tau$  ótimo levou ao desenvolvimento de metodologias distintas.

Alguns autores recomendaram  $\tau = 0,68n^{-0,2}$  para a estimativa do raio de influência em uma área de estudo quadrada, em que  $n$  é o número de eventos do padrão espacial pontual. Cressie (1993) utilizou  $\tau = 0,715n^{-0,2}$  em seu estudo em uma floresta de *Pinus* spp.

Outras possibilidades mais complexas foram sugeridas. O método da verossimilhança por validação cruzada foi sugerido por Silverman (1986). Consiste em um método iterativo em que os eventos são removidos um a um, o padrão resultante é estimado pelo *kernel* com raio de influência  $\tau$ , e por fim,  $\tau$  é alterado e testado de acordo com critérios de verossimilhança de forma a otimizar sua escolha. Este método, no entanto, frequentemente resulta em valores muito pequenos para o raio de influência, o que gerou a necessidade de modificação, com a inclusão de funções de penalidade, garantindo resultados mais suavizados (STOYAN e STOYAN, 1994). Outra tentativa foi a de Berman e Diggle (1989)<sup>1</sup>, citados por Stoyan e Stoyan (1994), em que a escolha do parâmetro  $\tau$  procurou minimizar o erro médio quadrático das estimativas.

Apesar das recomendações, estas metodologias devem ser tomadas apenas como uma escolha inicial de raio de influência, estando a critério do pesquisador a escolha mais adequada para seus propósitos. Reforçando esta afirmação, Stoyan e Stoyan (1994) indicaram que a forma lógica de determinar  $\tau$  frequentemente é testar a função *kernel* com diferentes escolhas de  $\tau$ , e selecionar aquela cujo resultado for mais razoável.

---

<sup>1</sup> BERMAN, M.; DIGGLE, P.J. Estimating weighted integrals of the second-order intensity of spatial point process. **Journal of the Royal Statistical Society** B51. 1989, p. 81 - 92

### 2.2.4 Índice de agregação de McGuinnes ( $IGA$ )

O índice descrito em McGuinnes (1934) é um método de parcela utilizado especificamente na análise do padrão pontual de espécies vegetais. O índice avalia a presença ou ausência de determinada espécie ou família dentro de cada parcela, e compara o resultado ao que se espera em padrões aleatórios, agregados ou uniformes. Ele é dado por:

$$IGA_i = \frac{n_i/u_i}{\ln(1-FA_i)} \quad (11)$$

Em que:  $IGA_i$  = Índice de McGuinnes da  $i$ -ésima espécie;  $n_i$  = número de indivíduos da  $i$ -ésima espécie;  $u_i$  = número de parcelas em que a  $i$ -ésima espécie ocorre;  $FA_i$  = percentagem de parcelas em que a espécie ocorre;  $\ln$  = logaritmo neperiano.

A classificação do Índice de McGuinnes quanto à disposição espacial das espécies obedece à seguinte escala:

$IGA_i < 1$ : distribuição uniforme;  $IGA_i = 1$ : distribuição aleatória;  $1 < IGA_i \leq 2$ : tendência ao agrupamento; e  $IGA_i > 2$ : distribuição agregada.

### 2.2.5 Função K de Ripley

#### 2.2.5.1 Função K para Processos Pontuais Homogêneos

Apesar da existência de uma definição formal para os efeitos de dependência espacial, dada na equação (2), a interpretação da intensidade de segunda ordem é difícil, fazendo com que a dependência entre eventos seja estudada por meio de funções com interpretações mais acessíveis (SCHABENBERGER e GOTWAY, 2005). Exemplos são as funções do vizinho mais próximo e K de Ripley.

A função K de Ripley captura a dependência espacial entre diferentes regiões de um processo pontual, já que é fortemente relacionada com a intensidade de segunda ordem de um processo pontual estacionário e isotrópico (CRESSIE, 1993; BAILEY e GATRELL, 1995). É por este motivo que esta função também é denominada como medida do segundo momento reduzido por alguns pesquisadores. Sua definição é:

$$K(r) \equiv \frac{E(\#(r))}{\lambda} \quad (12)$$

Sendo:  $E(.)$  operador esperança matemática;  $\#(r)$  é o número de eventos dentro da distância  $r$  de um evento arbitrário, excluindo-se este;  $\lambda$  é a intensidade de primeira ordem, dada como constante.

De acordo com Baddeley (2010), para um padrão pontual homogêneo de Poisson, espera-se que a função  $K$  seja igual à parábola:

$$K(r) = \pi r^2, \text{ quando } r \geq \text{zero} \quad (13)$$

Em um padrão com agrupamentos, é provável que um evento esteja cercado por outros eventos do mesmo agrupamento. O número de eventos dentro de uma pequena distância será então elevado, ocorrendo o contrário para padrões regulares. É com base nesta característica que se dá a interpretação de  $K$ . Quando existem desvios positivos em relação à  $\pi r^2$  o padrão pontual é agrupado, e quando os desvios são negativos, a regularidade do padrão prevalece.

Como o estimador faz a contagem de eventos dentro de determinadas distâncias, deve-se ter o cuidado de mapear todos os eventos na área de estudo (CRESSIE, 1993). Um caso particular é quando parte dos eventos foram desconsiderados ou perdidos completamente ao acaso, em que a estimativa de  $K(r)$  não é afetada (SCHABENBERGER e GOTWAY, 2005). Segundo Pretzsch (2009) a função  $K$  de Ripley pode ser estimada por:

$$\hat{K}(r) = \frac{1}{\lambda} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \frac{P_{ij}(r)}{n-1} \quad (14)$$

Com a função indicadora  $P_{ij}$  dada por:

$$P_{ij}(r) = \begin{cases} 1 & \text{se } r_{ij} \leq r \\ 0 & \text{se } r_{ij} > r \end{cases} \quad (15)$$

Aqui,  $r_{ij}$  é a distância entre os eventos  $i$  e  $j$ .

O algoritmo da função  $K$  basicamente define um círculo de raio  $r$  ao redor de cada evento mapeado. O número de eventos localizados dentro deste círculo é contado, excluindo-

se o evento central. Então o raio é aumentado gradualmente, e o número de eventos é recontado após cada incremento. A média do número de eventos contados para cada distância  $r$  substitui  $E(\#(r))$  na equação 12.

O uso da função  $K$  de Ripley é vantajoso em relação aos métodos de vizinhos mais próximos, já que permite avaliar diferentes distâncias  $r$ . Segundo Bailey e Gatrell (1995), um dos problemas dos métodos de vizinhos mais próximos é que eles usam apenas distâncias dos eventos mais próximos e, portanto, consideram apenas as menores escalas do padrão. Informações em escalas maiores são ignoradas.

Conforme Getis e Franklin (1987), os pesquisadores devem examinar várias escalas em padrões pontuais, já que à medida que a escala de análise muda, ocorre o mesmo com o nível de resolução e novos padrões espaciais emergem. Isto justifica a escolha da função  $K$  de Ripley, por abranger várias escalas simultaneamente.

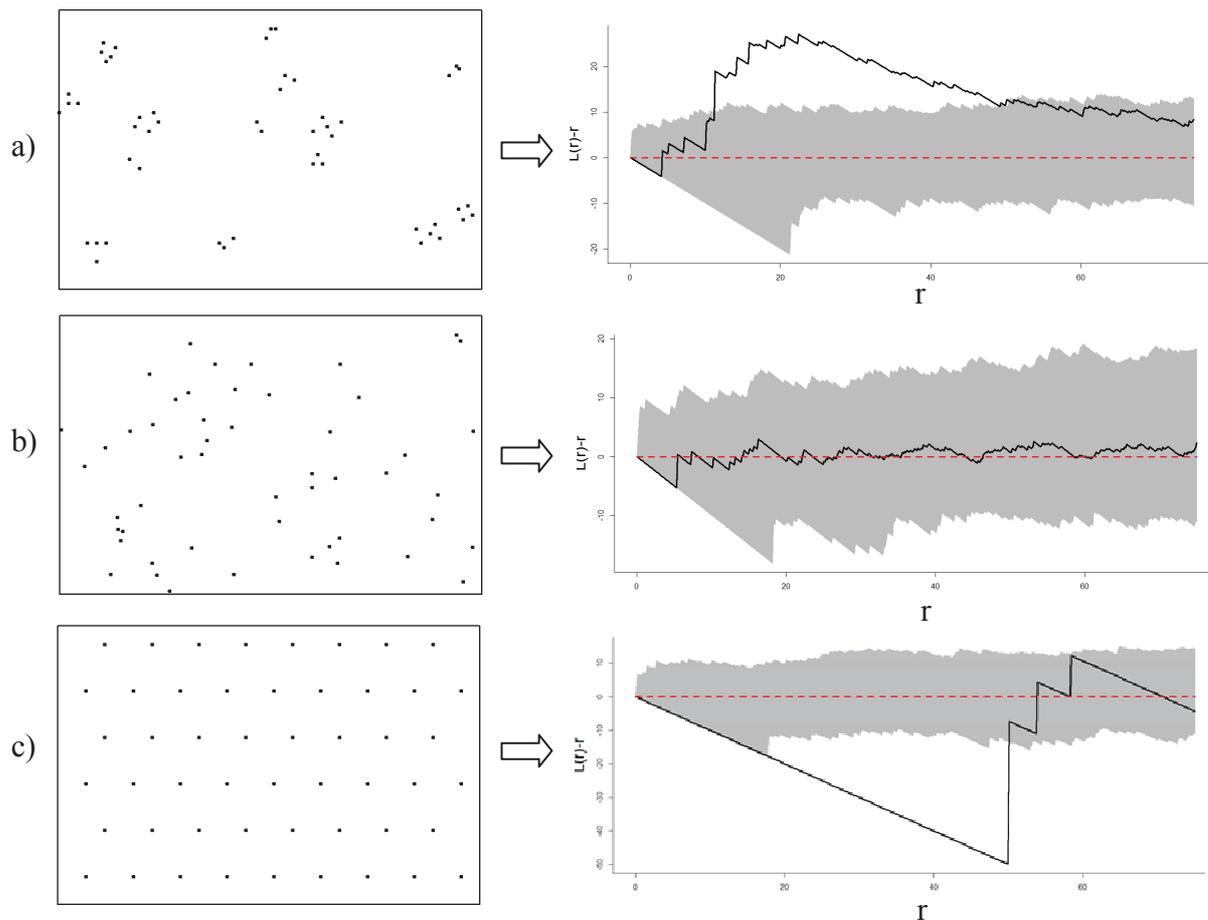
Desvios importantes entre os valores teóricos (sob  $CAE$ ) e os valores empíricos do comportamento de segunda ordem são muitas vezes difíceis de determinar quando  $\hat{K}(r)$  e  $K(r)$  são sobrepostos graficamente. Além disso, a variância da função  $K$  estimada aumenta rapidamente para grandes distâncias  $r$  e seu comportamento pode parecer errático (SCHABENBERGER e GOTWAY, 2005). Esses problemas resultaram na ampla adoção de uma estimativa derivada, chamada de função  $L$ , dada pela expressão 16. A função  $L$  também possui melhores propriedades estatísticas quando comparada à  $K$ .

$$\hat{L}(r) = \sqrt{\hat{K}(r)/\pi} \quad (16)$$

Essa função, descrita em Besag (1977) possui interpretação mais simples que a função  $K$ , por ser linear. Popularmente, a transformação  $\hat{L}(r) - r$  é efetuada para sua visualização gráfica. Nessa forma modificada da função  $L$ , o valor teórico para completa aleatoriedade espacial é zero para todas as distâncias consideradas. Valores positivos serão resultantes de agrupamentos dos eventos e valores negativos indicarão regularidade.

Para esclarecer melhor sobre a função  $K$  de Ripley e sua transformação, é dado um exemplo, com base nos padrões básicos de distribuição espacial de eventos, encontrados em Odum (2010, p. 218). Para o exemplo, foi aplicada a função  $\hat{L}(r) - r$ , com envelopes a um nível  $\alpha$  de 0,1% de probabilidade (Figura 3).

Na Figura 3, a linha pontilhada vermelha é chamada de valor teórico, que corresponde a zero na função  $\hat{L}(r) - r$ , a área sombreada é corresponde aos limites para a hipótese de completa aleatoriedade espacial, e a linha contínua é a função calculada para o padrão pontual observado. Percebe-se que em padrões agregados a função K observada supera os limites superiores dos envelopes (a); em padrões aleatórios mantém-se próxima ao valor teórico (b); e com depressões ultrapassando os envelopes inferiores em distribuições uniformes (c).



**Figura 3.** Exemplo da função K de Ripley transformada. Padrão agregado (a). Padrão aleatório (b). Padrão regular (c).

Fonte: O autor (2012).

Além da função  $\hat{L}(r) - r$ , outra transformação possível para a função K, utilizada por Diggle (2005) consiste na subtração do valor de CAE teórico  $\pi r^2$  do valor da estimativa  $K(r)$ . Neste caso, a interpretação segue a mesma regra que  $\hat{L}(r) - r$ .

### 2.2.5.2 Correções aos efeitos de borda em processos pontuais espaciais

É importante notar que quando o raio  $r$  definido na função  $K(r)$  se estende além da área mapeada, faz-se necessária a adoção de um método para correção de efeitos de borda. Isto ocorre, pois aos eventos próximos aos limites da área de estudo é negada parte da possibilidade de terem eventos vizinhos, causando distorções em  $\hat{K}(r)$ .

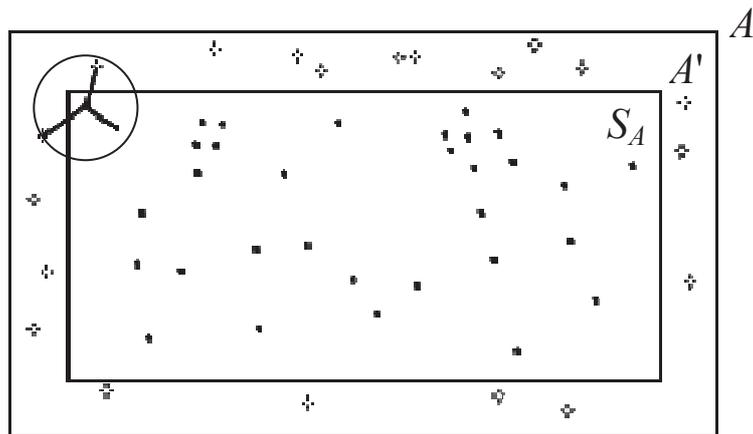
Os efeitos de borda são generalizados, afetando grande parte dos métodos de análise espacial de forma crítica. Devido a isso, foram desenvolvidos diversos métodos de correção dos efeitos de borda, tratados em detalhes em Ripley (1988).

O efeito de borda é severo em áreas com formato complexo. No passado, este fato levou os pesquisadores à adoção de áreas de formato simples (retangulares, circulares e quadradas) tanto para a redução dos efeitos de bordadura, quanto para facilitar a computação das correções. No presente, a escolha do formato da amostra já não é necessária, dado os equipamentos computacionais e as técnicas disponíveis (RIPLEY, 1988).

O mesmo autor cita as formas mais comuns para correção aos efeitos de borda: Criação de uma zona de *buffer* ou amostra reduzida, correção toroidal, correção isotrópica, correção translacional, correção do movimento rígido, e por fim, agrupamento. Em seguida são descritas as formas mais populares.

#### 2.2.5.2.1 Correção por zona de *buffer*

Esta é talvez a forma mais simples de correção, além de ser não tendenciosa. Define-se uma área  $S_A$  contida na área de estudo  $A$ , em que o estimador (14) é aplicado. Os eventos em  $A'$  podem ser contabilizados como vizinhos dos eventos localizados em  $S_A$ , mas não atuarão como centros de análise (Figura 4).



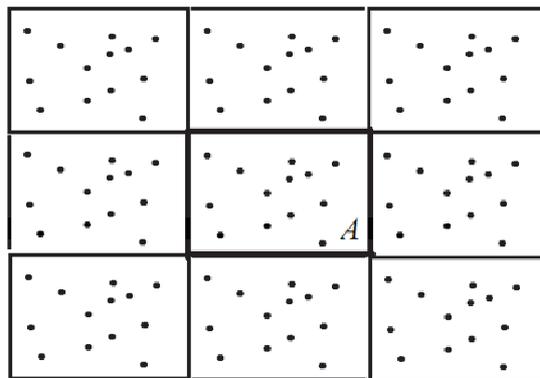
**Figura 4.** Correção de borda por amostra reduzida.

Fonte: O autor (2012).

Segundo Baddeley (2011a) este método é o menos eficiente sob o ponto de vista estatístico, porém com a vantagem de ser o mais rápido para computar, podendo ser aplicado em áreas de estudo com formato qualquer.

#### 2.2.5.2.2 Correção toroidal

Esta forma de correção depende do formato da área de estudo, que deve ser retangular ou quadrada. Assim, torna-se possível repetir o padrão pontual observado nos extremos da área de estudo, criando artificialmente uma área de *buffer*, sem os inconvenientes da redução dos dados disponíveis (Figura 5).



**Figura 5.** Correção toroidal - processo de repetição do padrão pontual.

Fonte: O autor (2012).

Isto é equivalente à união dos limites inferiores e superiores e dos limites direito e esquerdo da área de estudo. O efeito obtido, conforme Ripley (1988), é a eliminação das bordas, e, por conseguinte, dos efeitos de borda. A operação descrita corresponde a “enrolar” a janela de análise em um torus.

A correção *toroidal* deve ser aplicada com cautela. Este é um dos métodos de correção aos efeitos de borda mais afetados pela heterogeneidade do processo pontual, dada a possível variação na intensidade entre os extremos da área estudada. Portanto, de acordo com Ripley (1988), para qualquer processo que não o de Poisson, a aproximação do verdadeiro processo por um processo em um torus deve ser considerada, e isto parece impossível de ser quantificado analiticamente.

#### 2.2.5.2.3 Correção isotrópica

Este tipo de correção é fundamentado na isotropia (RIPLEY, 1988). Assim, é realizada a majoração dos efeitos de  $K(r)$ , na proporção em que a circunferência de análise se situa fora da área de estudo. Esta majoração é implementada pelo termo  $\frac{1}{w_{s_i s_j}}$ , que é a proporção do perímetro do círculo que se encontra dentro da área de estudo; para Bailey e Gatrell (1995),  $w_{s_i s_j}$  é efetivamente a probabilidade condicional que um evento seja observado em  $R$ , dado que ele esteja a uma distância  $r_{ij}$  do  $i$ -ésimo evento. A função  $K$  de Ripley com a correção isotrópica é:

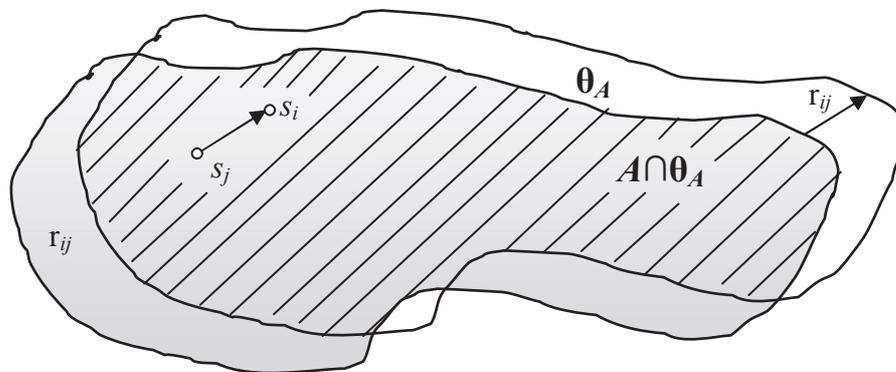
$$\hat{K}(r) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \frac{P_{ij}(r)}{w_{s_i s_j}} \quad (17)$$

A correção isotrópica pode ser usada tanto para áreas retangulares quanto para poligonais, no entanto, não é aplicável para janelas binárias (BADDELEY, 2011a).

#### 2.2.5.2.4 Correção translacional

Este método também assegura uma sobre-contagem dos eventos situados em regiões limítrofes da área de estudo, assim como a correção isotrópica e a do movimento rígido.

Na correção translacional, considere dois eventos,  $s_i$  (próximo ao limite e centro da análise) e  $s_j$  (evento qualquer em uma distância  $r_{ij}$ , menor que  $r$ ). Normalmente, um evento dentro da distância  $r$  de outro evento será contado apenas uma vez. Mas como  $s_i$  é limítrofe, a contagem de  $s_j$  será corrigida pelo fator  $\frac{1}{\theta(r_{ij})}$ ; em que  $\theta(r_{ij})$  é a razão entre a área de estudo e sua interseção com a área de estudo transladada uma distância  $r_{ij}$  (Figura 6).



**Figura 6.** Correção de efeitos de borda por translação (o fator de correção é a razão entre a área  $A$  e a área hachurada  $A \cap \theta_A$ ).

Fonte: O autor (2012).

#### 2.2.5.3 Construção de envelopes com valores probabilísticos críticos

Apesar de a esperança matemática de um processo pontual completamente aleatório ser de  $\pi r^2$  para a função  $\hat{K}(r)$  e zero para a função  $\hat{L}(r) - r$ , uma avaliação formal da significância dos picos e depressões exige o conhecimento da amostragem da distribuição destas funções sob CAE. Esta é uma tarefa desconhecida e complexa devido às correções dos efeitos de borda implementados nestas funções (BAILEY e GATRELL, 1995). Apesar disso, existe a possibilidade de utilização da técnica de Monte Carlo, isto é, a realização de simulações para a definição dos limites de significância para a hipótese de completa aleatoriedade espacial ( $H_{CAE}$ ).

As simulações podem ser realizadas de duas formas, pontualmente ou simultaneamente (BADDELEY, 2011b):

a) Por pontualmente, entende-se que o envelope é calculado para cada valor de distância  $r$ . Isto é feito pelo sortimento dos  $nsim$  valores simulados, para os quais são obtidos pontualmente os valores mínimos e máximos simulados, correspondendo respectivamente aos envelopes inferior  $[Tmin(r)]$  e superior  $[Tmax(r)]$ . Os valores de  $\hat{K}(r)$  observados são então comparados graficamente com os envelopes. Valores acima ou abaixo destes limites indicarão rejeição de  $H_{CAE}$  de acordo com um nível de probabilidade estabelecido.

Segundo Moller e Waagepetersen (2004), a probabilidade de  $Tmin(r)$  e  $Tmax(r)$  é dada por  $100/(nsim+1)\%$  e  $100nsim/(nsim+1)\%$ , respectivamente, para uma dada distância  $r > 0$ . Por exemplo, se  $nsim = 39$ , então se espera que 2,5% dos casos sejam inferiores ao envelope  $Tmin(r)$  e que 97.5% sejam inferiores a  $Tmax(r)$ .

Os envelopes para cada distância  $r$  não são faixas de confiança para o valor verdadeiro da função, apenas especificam os pontos críticos para um teste de Monte Carlo (RIPLEY, 1981).

O nível  $\alpha$  então é obtido por:

$$\alpha = \frac{2}{(1+nsim)} \quad (18)$$

b) Quando a simulação é realizada simultaneamente, são obtidos os valores teóricos médios para a estatística em questão, sob  $CAE$ , e então, para cada simulação são comparadas as curvas simuladas com a curva teórica, quando então são computadas as diferenças máximas absolutas (no intervalo especificado dos valores de  $r$ ). Isto confere um valor de desvio para cada simulação. Finalmente, o maior valor de desvio é chamado de  $dcrit$ . O valor  $dcrit$  é subtraído ou somado ao valor teórico da função, dando origem aos envelopes inferiores e superiores, respectivamente. Os envelopes críticos possuem largura constante, correspondente a  $2*dcrit$ .

Para este caso, a hipótese de completa aleatoriedade espacial é rejeitada se o valor observado da função se situar fora do envelope em qualquer distância  $r$ . O nível de significância é calculado por:

$$\alpha = \frac{1}{(1+nsim)} \quad (19)$$

O número de simulações deve ser escolhido conforme o nível de probabilidade desejado, resultando em um nível de confiança aproximado de 5% para 19 simulações e 1% para o caso de 99 simulações (CUNHA, 2003).

Qualquer das formas de simulação deve ser realizada para uma área com mesmo formato da área analisada e com o mesmo número de eventos que o padrão observado. Isto cria um problema prático em grandes padrões pontuais, porque o tempo de computação é, de forma grosseira, proporcional ao quadrado do número de eventos, multiplicado pelo número de simulações (LANG e MARCON, 2010).

#### 2.2.5.4 Função K para processos pontuais heterogêneos

A função K de Ripley no estado em que foi descrita resulta não enviesada para processos homogêneos de Poisson. Este não é o caso quando existem efeitos de primeira ordem em larga escala afetando o fenômeno analisado. Assim, pode-se assumir incorretamente a dependência espacial entre eventos, confundida pela heterogeneidade do processo pontual (BAILEY e GATRELL, 1995).

Os mesmos autores afirmaram que em parte das análises é possível diferenciar claramente quais efeitos estão presentes. No entanto, alguns modelos de agrupamento, marcados por eventos independentes e intensidade heterogênea não podem ser distinguidos de outros com dependência entre eventos e intensidade homogênea.

Em virtude das dificuldades em analisar padrões resultantes tanto de dependência espacial, quanto de efeitos de primeira ordem, a função K de Ripley foi generalizada, contemplando variações na intensidade de primeira ordem. Enquanto que na função K para processos homogêneos a intensidade é assumida constante em toda a área de estudo, no caso generalizado a intensidade é dada como homogênea apenas para determinada medida de área. Com efeito, para o caso generalizado,  $\lambda$  é substituída por  $\lambda(s)$ , que corresponde à intensidade em determinada região da área de estudo. O estimador da função K de Ripley não homogênea, desenvolvido por Baddeley, Moller e Waagepetersen (2000), é descrita por:

$$\hat{K}_{inhom}(r) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \frac{P_{ij}(r)}{\lambda(s_i)\lambda(s_j)} \quad (20)$$

Para o qual  $\lambda(s_i)$  e  $\lambda(s_j)$  expressam a intensidade de primeira ordem na localização dos eventos  $s_i$  e  $s_j$ ;  $P_{ij}(r)$  é a função indicadora como descrito na equação (15).

Isto torna necessário o conhecimento de como a intensidade do processo pontual varia sobre a área de estudo, este conhecimento é normalmente estimado por uma função densidade de probabilidade bivariada, conhecida como *Kernel*.

Para Baddeley (2011c), a função K para processos não homogêneos permite examinar interações entre eventos mesmo com a possibilidade do padrão pontual não ser homogêneo. Desta forma, seu uso se justifica em muitos casos, por exemplo, no estudo da vegetação, quando frequentemente a fertilidade do solo exibe variação espacial (CUNHA, 2003).

### 2.3 A ANÁLISE ESPACIAL APLICADA A FLORESTAS

O padrão espacial de plantas e animais é uma característica importante de comunidades ecológicas, e costumeiramente a primeira observada (LUDWIG e REYNOLDS, 1988). A variabilidade espacial é reconhecida como uma característica ecológica universal dos ecossistemas. É por este fato que a investigação de padrões espaciais e temporais de indivíduos, espécies, populações, comunidades e paisagens são um tópico atual na pesquisa (LIANG e DONG, 2004). Para Capretz (2004), investigar o padrão espacial das árvores, segundo suas classes de tamanho, e segundo suas espécies mais abundantes, pode fornecer evidências sobre a estrutura da comunidade vegetal.

É preciso notar que os padrões espaciais podem ser observados segundo perspectivas diferentes, tanto com relação à escala, quanto ao tipo de dados coletados e mecanismos de interferência. Sobre a escala, Hay *et al.* (2000) afirmaram que os padrões de distribuição espacial de espécies podem ser estudados em escala macro, em nível biogeográfico; meso, no estudo de comunidades; ou micro, referente à distribuição espacial dos indivíduos dentro da comunidade.

Devido ao fato dos dosséis das florestas serem compostos por inúmeras copas, uma abordagem razoável para compreender a estrutura espacial da floresta é estudar todas as copas, incluindo suas posições espaciais, tamanhos e formas (SONG *et al.*, 1997). Segundo os

mesmos autores, as pesquisas fundamentadas com esta abordagem promoveram o discernimento de numerosos fenômenos, incluindo as fases de crescimento, o vigor da floresta, e os efeitos de perturbações. Em contrapartida, devido à escassez de técnicas e ferramentas para trabalhar com tais dados, as pesquisas até então se limitaram a análises qualitativas.

De forma diversa, pode-se considerar que os dosséis das florestas e as interações entre copas estão relacionadas à distribuição dos fustes das árvores e suas influências mútuas (CHEN e BRADSHAW, 1999). Com esta abordagem, tem-se a disposição a teoria sobre padrões e processos pontuais, desenvolvida em diversos campos da ciência. O estudo dos padrões pontuais em florestas possui longa história em Ecologia e Engenharia Florestal (CRESSIE, 1993). Isto é justificado, pois a análise de padrões pontuais é útil na estimativa do efeito da competição entre árvores na dinâmica das florestas, bem como auxiliar no entendimento dos mecanismos de reprodução, estabelecimento e crescimento das espécies (CUNHA, 2003). Quando se aplica a teoria dos processos espaciais pontuais ao estudo das florestas, o evento normalmente é a presença de uma árvore em determinado local.

Quanto aos mecanismos de interferência, Capretz (2004) afirma que o padrão espacial das árvores em uma floresta é afetado por variáveis abióticas e bióticas. Entre as principais variáveis abióticas estão o relevo, a disponibilidade de luz, nutrientes e água, e a caracterização do solo. Entre as variáveis bióticas mais importantes estão os processos dependentes da densidade, tais como a competição intraespecífica e interespecífica, a herbivoria, a ocorrência de doenças, a fenologia e dispersão de sementes. Assim, do ponto de vista da Estatística Espacial, as variáveis abióticas podem ser compreendidas como efeitos de primeira ordem, enquanto as variáveis bióticas são mais bem relacionadas aos efeitos de segunda ordem.

Batista (1998) estudou a estrutura espacial de florestas tropicais sob diferentes condições de manejo. A floresta foi estudada como um padrão pontual e a função K de Ripley para processos pontuais não homogêneos foi utilizada.

Em Chen e Bradshaw (1999), a análise espacial foi realizada com base na posição dos fustes e na arquitetura das copas, dividindo a floresta em três estratos verticais. O objetivo foi conhecer o padrão de dispersão de algumas espécies (agrupado, aleatório ou regular), em quais escalas ocorrem e se estes padrões são consistentes com as funções das espécies dentro da floresta, suas histórias de vida e interações entre espécies.

A pesquisa de Cunha (2003) exemplificou o uso da função K de Ripley para processos pontuais heterogêneos em uma floresta de terra firme na Amazônia. Neste trabalho, o autor analisou o padrão de dispersão de espécies importantes da flora arbórea local, além de debater a problemática do tamanho da janela de análise para padrões pontuais dessas espécies. Por fim, um método de controle de corte de árvores foi proposto, tendo em consideração critérios espaciais, como a função K de Ripley.

Anjos *et al.* (2004) estudaram o padrão de distribuição de *Araucaria angustifolia* no Paraná. Para esta pesquisa, a função K de Ripley foi aplicada em seu caso univariado, com e sem marcas. Com o uso das marcas (DAP e Altura), os pesquisadores visavam investigar a existência de correlações entre estas e o padrão pontual observado. A hipótese era de que árvores mais altas ou árvores com maior diâmetro à 1,3 m de altura (DAP) possuem uma probabilidade maior de estarem próximas a árvores mais baixas e finas.

Capretz (2004), também com a função K de Ripley, analisou os padrões espaciais de árvores em quatro formações florestais do estado de São Paulo.

Rode *et al.* (2010) estudou a estrutura espacial de grupos florísticos e espécies arbóreas em uma Floresta Ombrófila Mista, tendo utilizado a função K de Ripley para as análises.

### 3 MATERIAL E MÉTODOS

#### 3.1 DESCRIÇÃO DA ÁREA DE ESTUDO

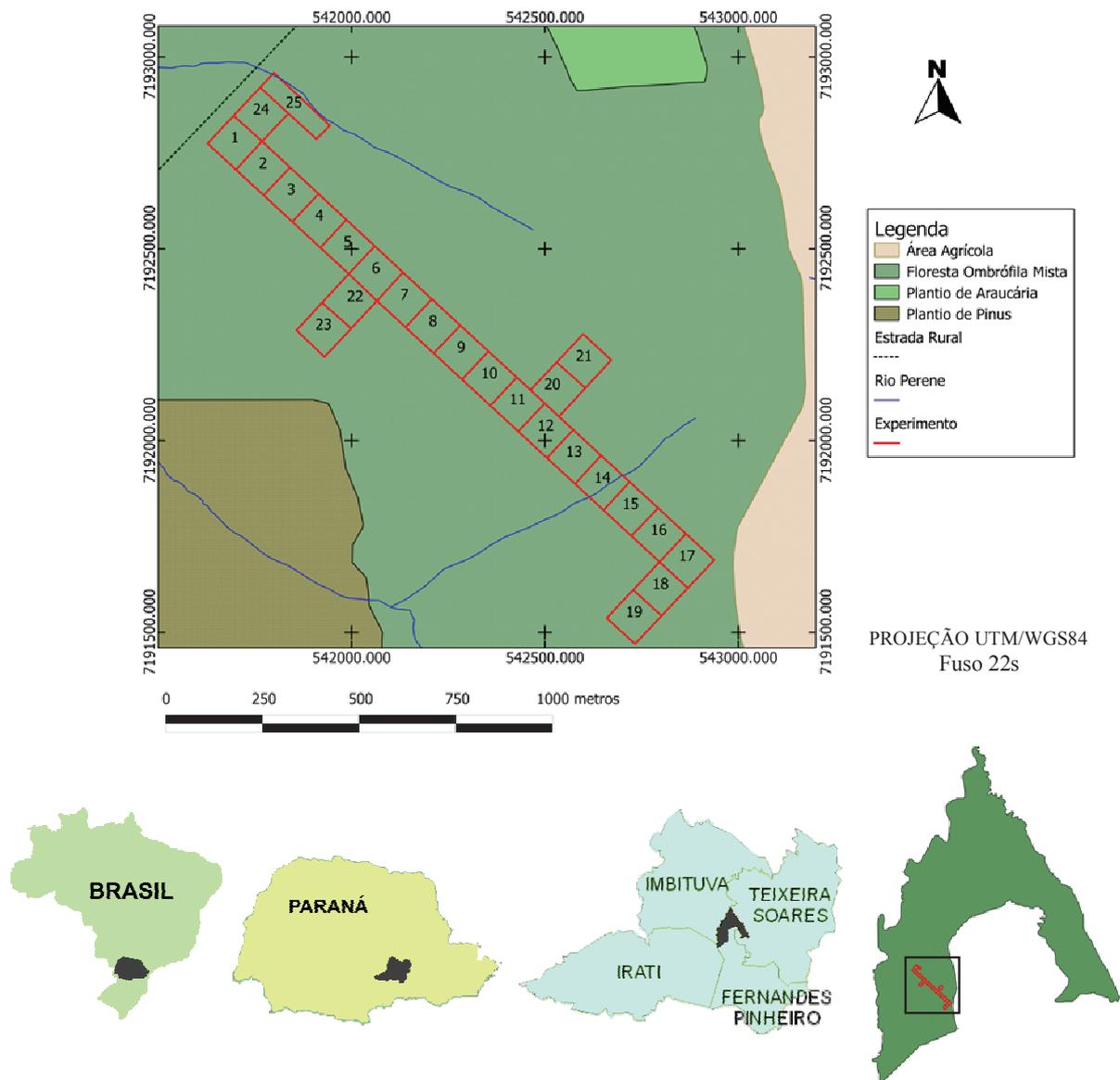
A área de estudo é abrangida pela Floresta Nacional (FLONA) de Irati, unidade de conservação atualmente mantida pelo Instituto Chico Mendes (ICMbio). A unidade foi inicialmente estabelecida pelo Instituto Nacional do Pinho, chamada de Parque Florestal Manoel Enrique da Silva, em 1942. Ao longo dos anos, passou por mais mudanças em sua administração: Instituto Brasileiro de Desenvolvimento Florestal – IBDF, em 1967; e Instituto Brasileiro do Meio Ambiente e Recursos Naturais Renováveis – IBAMA, na década de 80 (FIGUEIREDO FILHO; DIAS; WATZLAWICK, 2006).

##### 3.1.1 Localização

A FLONA se localiza nos municípios de Irati e Fernandes Pinheiro, tendo fronteiras com Imbituva e Teixeira Soares, no estado do Paraná; entre as coordenadas E=538.217,9m a E=549.784,5m e N=7.188.444,2m a N=7.201.876,4m do sistema UTM/Fuso 22 (Figura 7). A altitude média do local é de 885 metros acima do nível médio dos mares.

A unidade de conservação conta com uma área de 3.495 hectares, ocupada predominantemente pela floresta nativa (2.013 hectares) e por povoamentos florestais implantados (1.310 hectares). O restante da área faz parte da infraestrutura geral (GALVÃO *et al.*, 1989).

Os dados para este trabalho foram coletados a partir da floresta nativa, em parcelas permanentes que englobam uma área de 25 hectares (Figura 7).



**Figura 7.** Localização e formato das parcelas permanentes.

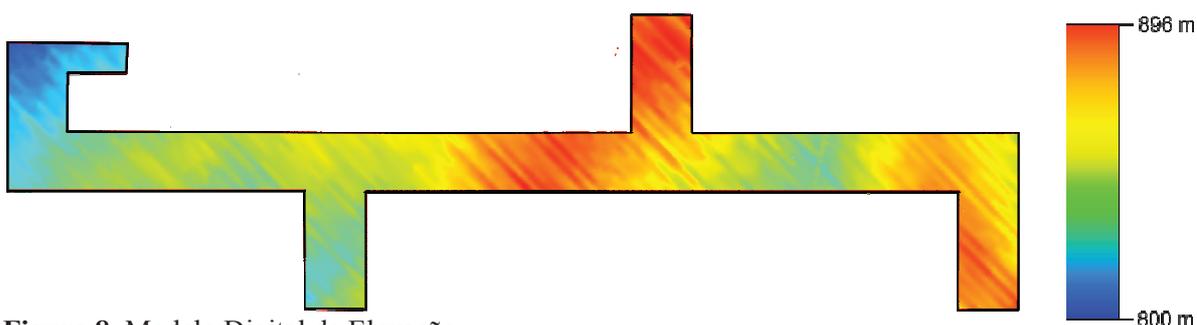
Fonte: O autor (2012).

### 3.1.2 Clima

O clima da região é do tipo Cfb segundo a classificação de Köppen, isto é, subtropical úmido sem estação seca. As temperaturas médias dos meses mais quentes são inferiores a 22°C e nos meses mais frios são superiores a 10°C; por sua vez, a temperatura média anual é próxima de 17,2°C, e constata-se a ocorrência de mais de cinco geadas noturnas por ano. A média anual de precipitação é de 1.442 mm.

### 3.1.3 Relevo

O relevo é colinoso a plano. Um modelo digital de elevação foi desenvolvido com base em fotografias aéreas (Figura 8). Percebe-se que as mudanças de altitude são suaves, dentro de uma amplitude de 100 metros. Na imagem, cores mais frias representam áreas com menor altitude.

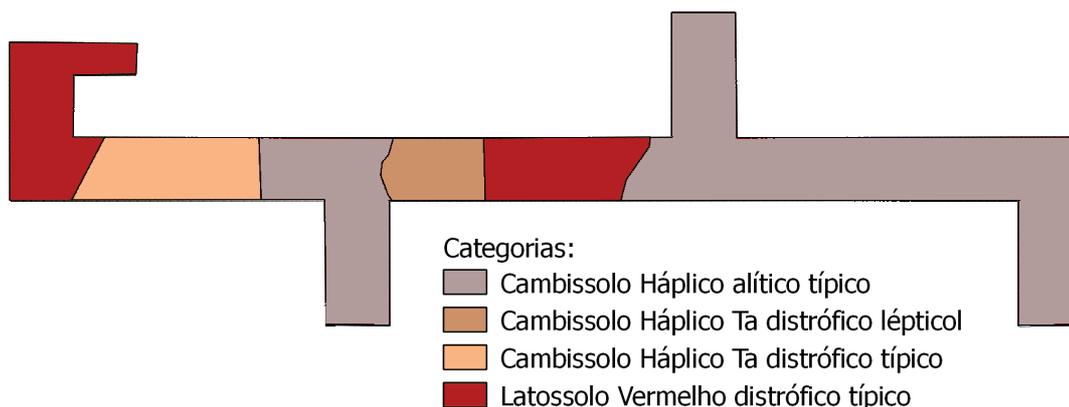


**Figura 8.** Modelo Digital de Elevação.

Fonte: PESCK, 2011 (modificado).

### 3.1.4 Solos

Um mapa detalhado de solos das parcelas permanentes foi elaborado pelas pesquisadoras Aline Marques Genú e Kátia Cylene Lombardi, professoras dos Departamentos de Agronomia e de Engenharia Florestal da UNICENTRO. Informações sobre o levantamento e o respectivo mapa (Figura 9) constam no Relatório Técnico de Figueiredo Filho (2011) elaborado para o CNPq (não publicado). Segundo o relatório, os Cambissolos são a classe de solos predominante. Em pequenas regiões, o solo foi classificado como Latossolo vermelho distrófico.



**Figura 9.** Classificação de solos segundo sistema Embrapa (2006).

Fonte: FIGUEIREDO FILHO, 2011 (não publicado).

Segundo Resende, Curi e Santana (1988), os Cambissolos apresentam algum grau de evolução do horizonte B, mas não suficiente para alterar completamente minerais primários de fácil intemperização. Além disso, não possuem acumulação suficiente de argila aluvial que permita classificá-los como solos com horizonte B textural. Muitas vezes, apresentam características morfológicas e mesmo químicas similares às dos Latossolos, porém, deles se diferenciam por apresentarem altos teores de silte em relação à argila e/ou maior proporção de minerais primários facilmente intemperizáveis. Já Embrapa (2006) definiu tal categoria para abranger solos pouco desenvolvidos e com horizonte B incipiente.

Os Cambissolos dos depósitos aluviais antigos geralmente ocorrem sob relevo plano ou suave ondulado, mas por algum impedimento de drenagem, o processo de lixiviação e intemperização é dificultado. Estes solos normalmente são eutróficos ou menos distróficos, dependendo das condições da rocha de origem e do ambiente. Especificamente sob condições subtropicais (Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul), estes solos têm altos teores de matéria orgânica, altos teores de  $Al^{+3}$ , muita vermiculita alumizada e ocorrem em relevo bastante suave, este último aspecto também é vinculado aos Latossolos, que lhes estão associados (KER, 1987<sup>2</sup> citado por RESENDE, CURI e SANTANA, 1988).

O horizonte B incipiente, presente nos Cambissolos, é um horizonte subsuperficial que sofreu alteração física e química em grau não muito avançado, porém suficiente para o

<sup>2</sup> KER, J.C. **Caracterização química, física, mineralógica e micromorfológica dos solos brunos subtropicais.** 149 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia), Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 1987.

desenvolvimento de cor ou de unidades estruturais, e no qual mais da metade do volume de todos os subhorizontes não deve consistir em estrutura da rocha original (EMBRAPA, 2006).

Sobre os Latossolos, Embrapa (2006) os apresenta como sendo solos com horizonte B latossólico, tendo como considerações que formam esta classe:

Evolução muito avançada com atuação expressiva de processo de latolização (ferralitização ou laterização), resultando em intemperização intensa dos constituintes minerais primários, e mesmo secundários menos resistentes, e concentração relativa de argilominerais resistentes e, ou, óxidos e hidróxidos de ferro e alumínio, com inexpressiva mobilização ou migração de argila, ferrólise, gleização ou plintitização. (EMBRAPA, 2006, P. 74).

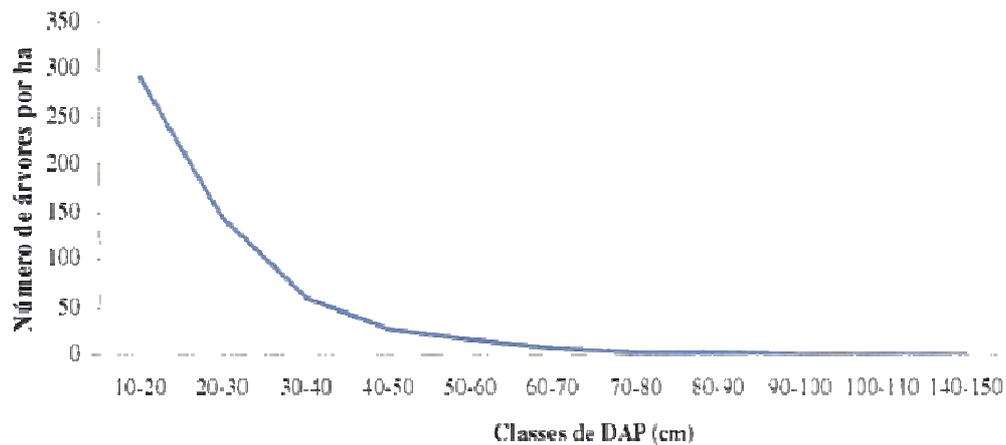
Os Latossolos formam grandes chapadões e apresentam a forma de terra “solta”, relevo suave, porém, em geral com grandes problemas de fertilidade (RESENDE; CURI; SANTANA, 1988).

Especificamente sobre Latossolos vermelhos, estes são provenientes de várias origens, como arenitos, calcários, gnaisses e mesmo de materiais retrabalhados e pré-intemperizados referentes à cobertura detrito-laterítica, entre outros materiais. Por esta razão, apresentam fertilidade e textura muito variadas, sendo encontrados solos distróficos, álicos e eutróficos e textura que vai de franco arenosa a muito argilosa, constituindo por isso uma classe de solos heterogênea nestes atributos (KER, 1997).

### 3.1.5 Vegetação

A vegetação presente na área de estudo é representativa da Floresta Ombrófila Mista (FOM). Esta tipologia florestal é caracterizada pela presença e dominância do pinheiro (*Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze), que apresenta valores dominância, densidade e frequência bastante elevados em relação às demais espécies.

Nos inventários realizados, constatou-se a ocorrência de 128 espécies arbóreas e arborescentes, pertencentes a 83 gêneros e 43 famílias botânicas (GALVÃO; KUNIYOSHI; RODERJAN, 1989). Também na mesma floresta, Figueiredo Filho, Dias e Watzlawick (2006) concluíram que a distribuição diamétrica da floresta segue uma curva decrescente, ou seja, em J-invertido, conforme esperado em florestas heterogêneas (Figura 10).



**Figura 10.** Número de árvores por hectare por classe de *DAP* das espécies amostradas na Floresta Ombrófila Mista.

Fonte: FIGUEIREDO FILHO; DIAS; WATZLAWICK, 2006.

Neste tipo de vegetação, as árvores dominantes são representadas por espécies como o pinheiro, imbuia (*Ocotea porosa* (Nees & Mart.) Barroso) e o cedro (*Cedrela fissilis* Vell.). O subdossel é mantido principalmente pela erva-mate (*Ilex paraguariensis* A. St.-Hil.) e guaçatunga (*Casearia decandra* Jacq.). Compondo o sub-bosque, há a presença marcante do xaxim-de-espinho, que por vezes torna difícil a locomoção dentro da floresta. As taquaras (*Merostachys* sp.) surgem onde o estrato arbóreo é mais aberto (GALVÃO; KUNIYOSHI; RODERJAN, 1989).

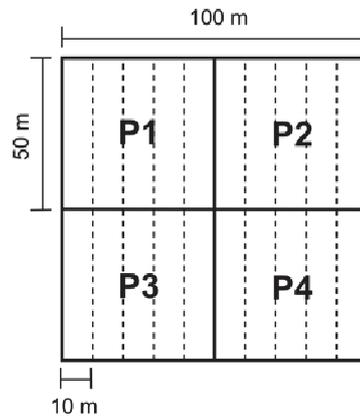
A área não sofre qualquer tipo de manejo desde que foi transformada em unidade de conservação, em 1942. Tal característica a equipara a uma floresta nativa inalterada, dotada de três estratos vegetativos.

### 3.2 INVENTÁRIO FLORESTAL

O inventário florestal contínuo da Floresta Nacional de Irati (FLONA) é realizado pelo Laboratório de Manejo Florestal da Universidade do Centro-Oeste (UNICENTRO). Em 2002 o inventário teve início, quando então foram definidos os limites da área amostrada e realizada a primeira medição. Em 2005 ocorreu a primeira remedição dos dados, seguida pela remedição de 2008, e mais recentemente, em 2011.

Conforme exposto na Figura 7, a amostragem estabelecida na floresta nativa cobre uma área de 25 hectares, contíguos. A operacionalização do inventário forçou a subdivisão da

amostra em vinte e cinco blocos de um hectare (100 m x 100 m), cada bloco é formado por quatro parcelas de 2500 m<sup>2</sup> (50 m x 50 m) e finalmente, para cada parcela, cinco faixas são alocadas (50 m x 10 m) (Figura 11).



**Figura 11.** Esquema de um bloco - divisões em parcelas e faixas.

Fonte: RODE, 2008.

Dentre as características medidas nas parcelas estão a circunferência à altura do peito (*CAP*), as coordenadas das árvores, e uma série de classificações, relativas à qualidade do fuste, à copa, ao estrato e à fitossanidade das árvores.

A regra para inclusão de uma árvore no banco de dados é possuir *CAP* igual ou superior a 31,4 cm (10 cm de *DAP*).

As coordenadas das árvores são relativas às posições dentro de cada faixa que compõe as parcelas, em um sistema de referência próprio, já que dados de GPS (Global Positioning System) não podem ser satisfatoriamente coletados sob o dossel das árvores.

Para o conhecimento da posição das árvores dentro de cada faixa, foram estendidas trenas no centro das faixas, cobrindo o comprimento de 50 m. Em seguida, foram medidas as posições das árvores amostradas ao longo deste eixo. A posição das árvores em relação ao eixo perpendicular foi estimada visualmente entre os limites da faixa e a trena, em um intervalo de 5 metros. Finalmente, realizou-se procedimentos matemáticos para a alocação das faixas em relação às parcelas, e o mesmo em relação aos blocos.

As remedições ocorridas após 2002 confirmaram a exatidão e promoveram eventuais alterações nas coordenadas. Também se fez a retificação de erros de digitação e posicionamento das subparcelas em relação à área total amostrada.

### 3.3 SELEÇÃO DE ESPÉCIES

Devido ao tipo de análise, que necessita de um grande número de árvores para trazer melhores resultados, optou-se por restringir o número de espécies avaliadas individualmente. Foram adotados os critérios de maior frequência, dominância e densidade.

### 3.4 ESTUDO DOS EFEITOS DE PRIMEIRA ORDEM

Todos os estudos sobre padrões espaciais deste trabalho foram realizados em uma escala micro, referente à distribuição espacial dos indivíduos dentro da comunidade, conforme Hay *et al.* (2000).

#### 3.4.1 Índice de Agregação de McGuinnes (*IGA*)

O índice de agregação de McGuinnes (MCGUINNES, 1934), assim como outros índices de agregação, foi desenvolvido com base na metodologia por parcelas, o que o torna de mais fácil aplicação, já que não demanda a coordenada de cada árvore. Nesta pesquisa, o índice é apresentado como abordagem tradicional para conhecimento do padrão de dispersão das espécies avaliadas.

Como o tamanho das parcelas interfere nos resultados do índice, foram calculados e comparados os valores para três diferentes tamanhos, 10.000m<sup>2</sup> (100 m x 100 m), 2.500m<sup>2</sup> (50 m x 50 m) e 500m<sup>2</sup> (10 m x 50 m).

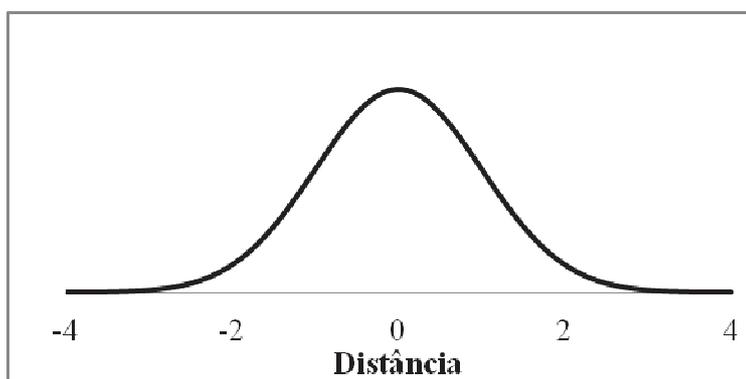
Para melhor detalhar a estrutura horizontal espacial da floresta amostrada, ainda que de modo mais subjetivo, prosseguiu-se com os estudos de visualização e estimativas da intensidade dos processos pontuais espaciais.

#### 3.4.2 Visualização de padrões pontuais e estimativa da intensidade

A posição das árvores foi visualizada graficamente como um padrão pontual, tanto para todas as árvores, quanto para espécies de forma individual. Sendo assim, cada árvore foi representada por um ponto e descrita como um evento em um padrão pontual.

O passo seguinte na análise espacial pontual foi a utilização de um *kernel*, permitindo estimar a intensidade de primeira ordem do processo pontual sobre a área de estudo. Esta etapa se justifica, já que tendências a uma maior concentração de indivíduos ao longo de uma área de estudo podem ser consequências de mudanças gradativas nas condições ambientais em uma região qualquer. A estimativa de intensidade pode ser útil para casos em que existem dificuldades em delimitar o habitat de uma espécie *a priori*. Estes fatores não podem ser ignorados em qualquer estudo espacial, já que destes conhecimentos dependem os resultados de determinadas análises.

Nesta pesquisa, a estimativa por *kernel* foi feita com o aplicativo R - versão 2.14 (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2011) e o pacote de Spatstat (BADDELEY e TURNER, 2005). Usou-se um *kernel* gaussiano (Figura 12). Aqui, deve-se constatar que o valor zero de distância corresponde ao centro da localidade a ser avaliada, e a contribuição de cada indivíduo arbóreo para o valor de intensidade local se dá apenas em função da distância deste centro.



**Figura 12.** Exemplificação de um *kernel* gaussiano (visada lateral).

Fonte: O autor (2012).

Os parâmetros do *kernel* são: tamanho da célula da grade, raio de influência e tipo de correção aos efeitos de borda.

O tamanho das células da grade interfere na resolução das imagens geradas. Escolheu-se o tamanho de um metro de lado, resultando em células de 1 metro quadrado. A área total amostrada (25 ha) ficou então subdividida em 250.000 células.

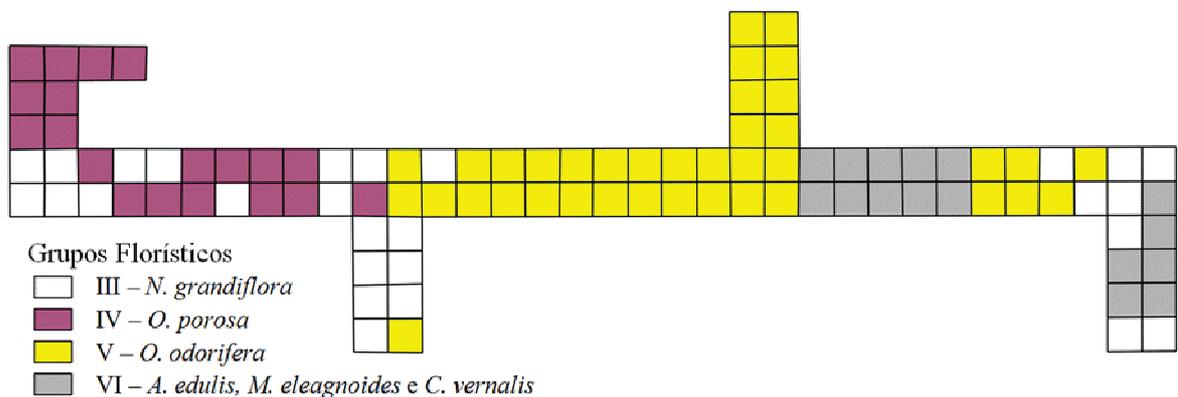
Foram realizados testes com vários raios de influência. Também se avaliou os raios de influência obtidos pelo método descrito em Diggle (2003), Scott (1992), e regras mais

simples, citadas por Cressie (1993) e Bailey e Gatrell (1995). Tais metodologias, porém, foram desenvolvidas para uso em áreas quadradas, dificultando a aplicação na área amostrada. Em vista disso, optou-se pelo uso de um raio de análise de 30 metros, julgando-o mais adequado de acordo com apreciação visual do resultado.

A correção dos efeitos de borda foi feita pelo método proposto por Diggle (1985). Esta correção normalmente é mais acurada que outros métodos, ao custo de um maior tempo de processamento (BADDELEY, 2011c).

As imagens de intensidade geradas por esta metodologia foram confrontadas com informações acerca da altitude da área de estudo (Figura 8), bem como os tipos de solos presentes (Figura 9).

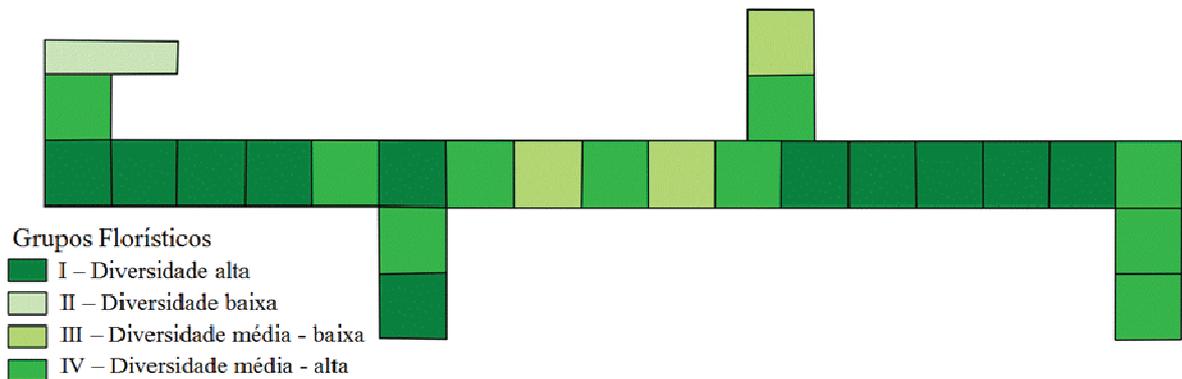
Os resultados obtidos também foram comparados com pesquisas realizadas na mesma área de pesquisa. Podem ser citados dois trabalhos que permitiram a geração de representações espaciais do mesmo local, Rode (2008), e Roik *et al.* (2011). Por estes pesquisadores, foram propostas duas classificações para diferenciação de subáreas da floresta com base em variáveis da vegetação inventariada. Ambas as pesquisas fizeram uso de técnicas multivariadas de agrupamento, diferindo nas variáveis utilizadas: Rode (2008) classificou a vegetação segundo o valor de cobertura de cada espécie em cada parcela do inventário, em seguida, por meio da análise de discriminante, pôde identificar as espécies mais importantes para caracterizar cada grupo (Figura 13).



**Figura 13.** Classificação da vegetação pelo atributo Valor de Cobertura.

Fonte: RODE, 2008.

Roik *et al.* (2011), com abordagem diferente, combinaram as seguintes variáveis: número de árvores, número de espécies, área basal, Índice de Shanon-Weaver ( $H'$ ), Índice de Simpson e Índice de Margalef. O resultado está exposto na Figura 14.



**Figura 14.** Classificação da vegetação por meio de índices de diversidade e variáveis dendrométricas.  
Fonte: ROIK *et al.*, 2011.

A rotina multivariada que resultou na Figura 14 discriminou quatro grupos distintos. Pode-se afirmar que segundo o critério de maior diversidade, os grupos podem ser enumerados na seguinte ordem decrescente: I, IV, III e II.

É possível observar que não existe relação direta entre os grupos classificados por Rode (2008) e por Roik *et al.* (2011). Isto exemplifica a característica multifacetada e complexa da floresta nativa, quase nunca de fácil compreensão. Esta constatação mostra a importância de ambos os estudos para a compreensão da floresta e também para as discussões que compõem este trabalho.

### 3.5 ESTUDO DOS EFEITOS DE SEGUNDA ORDEM - FUNÇÃO K DE RIPLEY

Foi utilizada a função K de Ripley em seu caso heterogêneo, conforme descrita por Baddeley, Moller e Waagepetersen (2000). Esta função é intrinsecamente relacionada com a intensidade de segunda ordem, isto é, com a dependência entre eventos (CRESSIE, 1993; BAILEY e GATRELL, 1995).

Efeitos de segunda ordem podem ser confundidos com os de primeira ordem, quando ocorre variação da intensidade (BAILEY e GATRELL, 1995). É devido a este fator que se justifica a aplicação do caso heterogêneo (e generalizado) da função K de Ripley, com o

objetivo de reduzir a chance de serem tomadas interpretações incorretas sobre os efeitos atuantes no padrão pontual. Espera-se que desta forma, mecanismos de interferência, como altitude e tipos de solos diferentes sejam contemplados pela função, resultando em uma análise exclusivamente sobre a interação intraespecífica.

No caso não homogêneo, a função K de Ripley faz uso de imagens de intensidade estimadas por *Kernel*, o que implicitamente demanda a escolha de um raio de influência adequado. Por motivos de coerência, foi aplicado na função K de Ripley um *kernel* gaussiano com raio de influência de 30 metros. Também nesta etapa foi utilizado o aplicativo R - versão 2.15 (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2011) juntamente com o pacote Spatstat (BADDELEY e TURNER, 2005).

Segundo Baddeley (2011a), o estimador da função K apresenta pouca tendenciosidade para cada valor fixo de r. Além disso, a tendenciosidade aumenta com a distância de análise e depende da geometria da área de estudo, sendo recomendado restringir esta distância, para áreas retangulares, a um máximo de  $\frac{1}{4}$  do menor lado. Devido a esta recomendação, optou-se por limitar as distâncias de análise em um valor máximo de 25 metros.

A correção isotrópica (descrita em RIPLEY, 1988) foi utilizada para tratar os efeitos de bordadura, e os envelopes de significância foram gerados por meio de 19999 simulações, resultando em uma significância alfa de 0,01%, segundo a expressão 18.

Os resultados deste tópico foram então comparados com as características de reprodução da espécie, como o tipo de dispersão e peso das sementes e com características de competitividade da espécie, tais como a presença de substâncias alelopáticas e outras formas de competição.

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 4.1 ESPÉCIES SELECIONADAS

Segundo os critérios prescritos, foram definidas as espécies estudadas. A Tabela 1 sintetiza os valores de cada critério e ordena-os pelo valor de importância.

**Tabela 1.** Estimativa dos parâmetros fitossociológicos das espécies selecionadas.

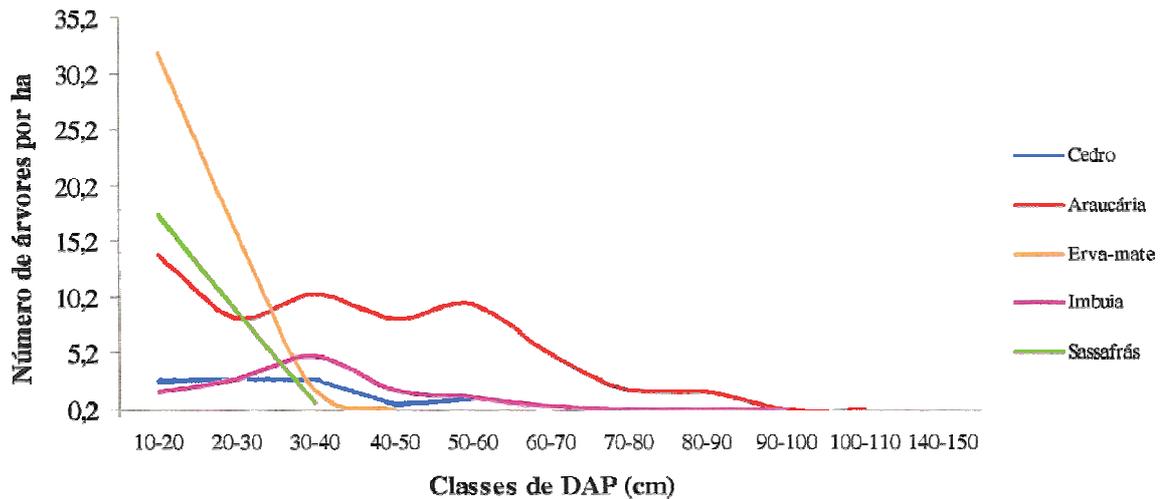
<b>Espécie</b>	<b>Frequência Relativa (%)</b>	<b>Densidade Relativa (%)</b>	<b>Dominância Relativa (%)</b>	<b>Valor de Importância (%)</b>
<i>Araucaria angustifolia</i> (Bertol.) Kuntze	2,93	7,55	26,56	12,34
<i>Ocotea odorifera</i> (Vell.) Rohwer	2,32	9,43	5,47	5,74
<i>Ilex paraguariensis</i> A. St.-Hil.	2,93	9,29	5,01	5,74
<i>Ocotea porosa</i> (Nees & Mart.) Barroso	2,11	3,39	9,30	4,93
<i>Nectandra grandiflora</i> Nees	2,88	6,00	5,91	4,93
<i>Casearia decandra</i> Jacq.	2,88	5,58	2,49	3,65
<i>Cedrela fissilis</i> Vell.	2,73	2,65	4,99	3,45
<b>Soma</b>	<b>18,78</b>	<b>43,89</b>	<b>59,73</b>	<b>40,8</b>

Fonte: O autor (2012).

As espécies selecionadas compreenderam quase 19% da frequência relativa, 44% da densidade relativa e 60% da dominância relativa da floresta. Todas as espécies selecionadas são características da Floresta Ombrófila Mista e possuem relevante interesse ecológico para recuperação de áreas degradadas e reflorestamento. Segundo Inoue, Roderjan e Kuniyoshi (1984), potencial no mercado madeireiro é demonstrado pela maioria dessas espécies, com exceção de *Casearia decandra* e *Nectandra grandiflora*. Outras possibilidades são os

produtos não madeireiros conhecidamente providos pela araucária, erva-mate e sassafrás, porém presentes em todas as espécies aqui estudadas.

As espécies escolhidas apresentam também grandes diferenças em termos de nicho. Parte dessas espécies foi estudada por Figueiredo Filho, Dias e Watzlawick (2006), apresentando distribuições diamétricas conforme a Figura 15.



**Figura 15.** Número de árvores por hectare por classe de *DAP* das principais espécies na Floresta Ombrófila Mista.

Fonte: FIGUEIREDO FILHO, DIAS e WATZLAWICK, 2006.

A figura mostra vários comportamentos para as distribuições diamétricas das espécies. Todavia, podem ser distinguidos dois comportamentos gerais: espécies com maior proporção de indivíduos de menor porte, resultando em uma curva com inclinação acentuada (erva-mate e sassafrás); e espécies com indivíduos mais bem distribuídos nas diferentes classes diamétricas (cedro, araucária e imbuia).

#### 4.2 DISTRIBUIÇÃO DE ESPÉCIES NA FLORESTA

Neste tópico são apresentados os resultados referentes ao estudo das distribuições espaciais das espécies selecionadas. Os mesmos estudos foram realizados para as diferentes espécies, seguindo a seguinte organização:

- Índice de agregação de McGuinness como abordagem tradicional para avaliação do padrão espacial de espécies em grandes escalas, ou seja, efeitos de primeira ordem;

– Estimativa da intensidade por meio de uma função *kernel* bivariada, complementando o índice de McGuinnes e trazendo mais informações sobre a distribuição das espécies, também referente aos efeitos de primeira ordem;

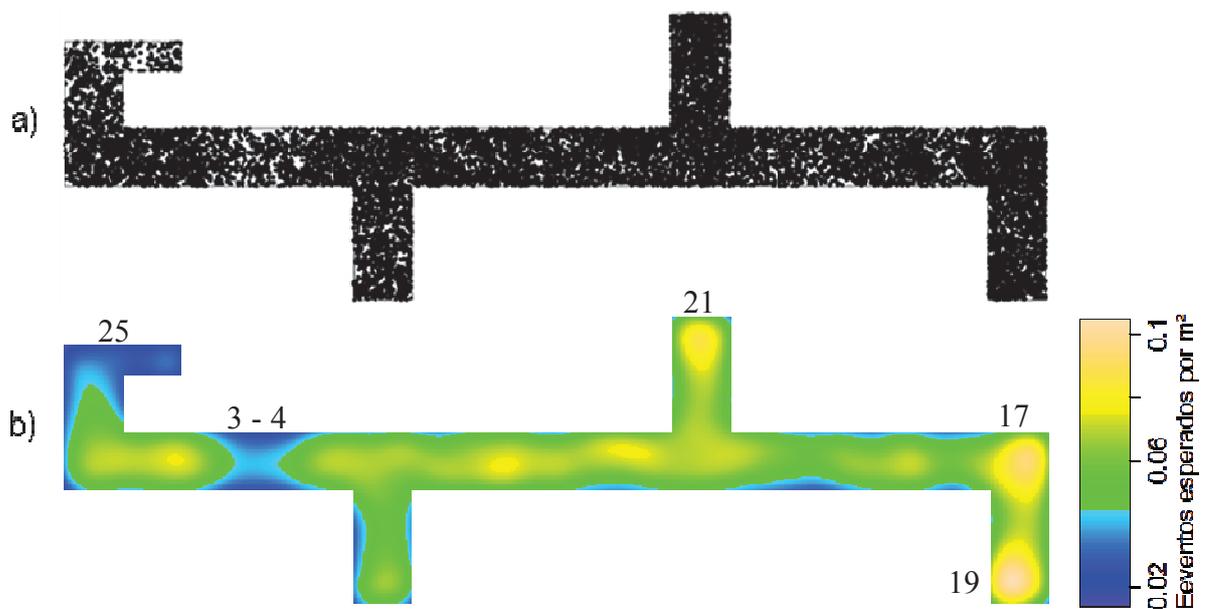
– Função K de Ripley para processos pontuais não homogêneos, na avaliação da dependência espacial, ou seja, efeitos de segunda ordem em pequena escala.

#### 4.2.1 Conjunto de espécies

O conjunto de todos os indivíduos amostrados em 2002 foi estudado com o propósito de evidenciar áreas da floresta com maior grau de ocupação por indivíduos arbóreos sem distinção de espécie, etapa importante para as discussões seguintes, referentes ao estudo de espécies isoladamente.

##### 4.2.1.1 Efeitos de primeira ordem

Em seguida, está apresentada a distribuição espacial das árvores, representadas por entidades pontuais, bem como a correspondente estimativa de intensidade. A Figura 16 mostra todos os indivíduos arbóreos ( $CAP \geq 31,4$  cm), existentes no ano de 2002.



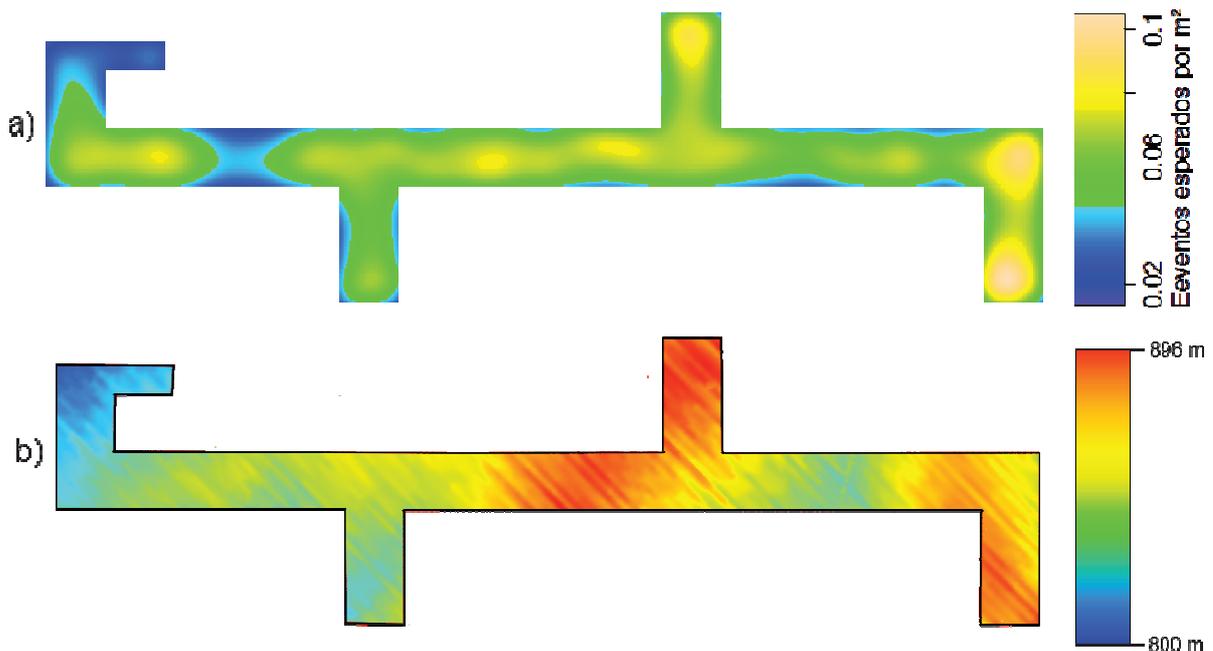
**Figura 16.** Padrão pontual (a) e estimativa da intensidade (b) para o conjunto de espécies.

Fonte: O autor (2012).

A Figura 16a retrata a disposição das 14.073 árvores amostradas, totalizando 114 espécies. A interpretação desta figura é difícil, dado o grande número de árvores presentes. Este problema de interpretação é reduzido com a estimativa da intensidade do processo pontual, apresentada na Figura 16b.

Percebe-se que a intensidade de indivíduos varia de forma substancial em determinados pontos da área de estudo. Conforme a disposição dos blocos amostrados (vide Figura 7), há alta concentração de árvores nos blocos 17, 19 e 21; No bloco 25 e entre os blocos 3 e 4 existe pequena quantidade de árvores, relativamente aos outros blocos.

A comparação desses resultados apenas com informações sobre alterações de altitude (Figura 17) pode sugerir a hipótese de que, para a floresta estudada, áreas mais elevadas oferecem melhores condições ao estabelecimento das espécies presentes; No entanto, tal hipótese não esclarece a baixa ocupação dos blocos 3 e 4, o que pode indicar a atuação de outros mecanismos de interferência.



**Figura 17.** Intensidade da floresta (a). Modelo Digital de Elevação (b).

Fonte: O autor (2012).

Não foi possível realizar correspondências satisfatórias entre o tipo de solo e o nível de ocupação. Apesar disso, a ocorrência de cambissolo háplico Ta distrófico típico pode constituir uma das causas para uma redução na intensidade entre os blocos 3 e 4. Tal hipótese não pode ser afirmada com segurança, já que existe apenas uma ocorrência deste tipo de solo

área estudada. Outro caso é a baixa ocupação do bloco 25, o que poderia ser em parte explicado pela presença de latossolo vermelho distrófico. Todavia, a ocorrência deste tipo de solo não impediu a existência de alta intensidade de indivíduos em outros lugares.

A seguir são apresentados os resultados para as espécies selecionadas.

#### 4.2.2 *Araucaria angustifolia*

##### 4.2.2.1 Efeitos de primeira ordem

Os efeitos de primeira ordem são primeiro descritos pelo tradicional Índice de McGuinnes, apresentados na Tabela 2.

**Tabela 2.** Índice de McGuinnes para *Araucaria angustifolia*.

Área da parcela (m <sup>2</sup> )	IGA	Classificação IGA
10.000	*	Uniforme
2.500	*	Uniforme
500	1,33	Tendência de agrupamento

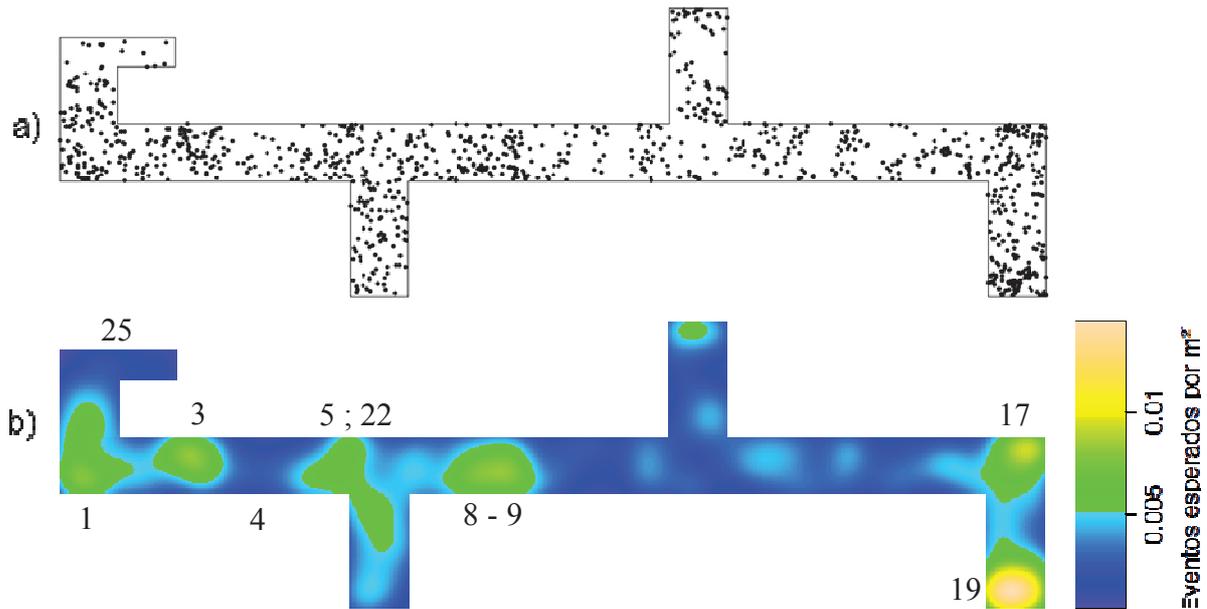
\*Valor inexistente (LN(0)).

Fonte: O autor (2012).

A Tabela 2 mostra a uniformidade de ocorrência da espécie em parcelas maiores, situação em que é encontrada em todas as parcelas. Quando a parcela se torna diminuta, a espécie apresenta tendência ao agrupamento. Isto acontece, pois parcelas menores identificam menores agrupamentos dos indivíduos, enquanto unidades maiores conseguem identificar apenas grandes agrupamentos, quando presentes, compatíveis com o próprio tamanho da parcela.

Diferindo substancialmente destes resultados, Kanieski *et al.* (2009) atribuíram ao pinheiro o padrão agregado de distribuição espacial, por meio do Índice de Morisita, aplicado com parcelas de 10.000 m<sup>2</sup> em uma floresta nativa em São Francisco de Paula – RS.

A visualização de suas 1.048 ocorrências em 2002 é dada na Figura 18, bem como a estimativa de intensidade por *kernel*.



**Figura 18.** Padrão pontual (a) e estimativa da intensidade (b) para *Araucaria angustifolia*.

Fonte: O autor (2012).

*Araucaria angustifolia* é uma das espécies mais frequentes da FOM, bem como uma das espécies que apresentam maior regularidade na dispersão de indivíduos. Na Figura 18b, existem agrupamentos nos blocos 1, 3, 5, 8, 9, 17 e 19. Uma redução na intensidade foi observada nos blocos 4 e 25.

Não se pôde notar qualquer relação entre altitude e solos na presença da espécie. Apesar disso, têm sido relatadas preferências a solos profundos, friáveis, porosos, bem drenados e com boa capacidade de retenção de água (CARVALHO, 2003). Não obstante a profundidade de solos ser dada como a característica principal para o sucesso de *Araucaria angustifolia*, é possível que em nenhuma região da área de estudo as condições de solo são desfavoráveis à regeneração e ao desenvolvimento da espécie.

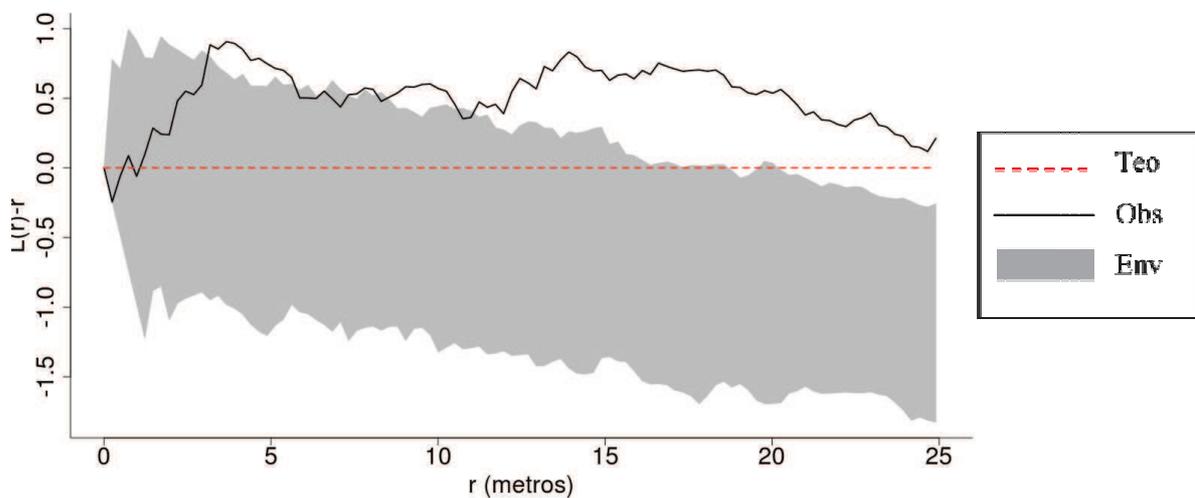
Quanto à classificação apresentada por Rode (2008), existe evidente relação entre o grupo III, caracterizado pela espécie *Nectandra grandiflora*, e uma maior ocupação por *Araucaria angustifolia*. Tal relação parece sugerir que, além da *N. grandiflora*, *A. angustifolia* tem papel fundamental na formação do grupo, e além disso, força investigações sobre a existência de associação entre as duas espécies. Este assunto será aprofundado no tópico 4.2.6.1.

O crescimento do pinheiro é bastante irregular para as várias regiões em que ocorre (CARVALHO, 2003; HESS e SCHNEIDER, 2009), tornando-se importante também verificar

como a altura e o diâmetro variam em função das condições do solo, do clima, da altitude e da declividade.

#### 4.2.2.2 Efeitos de segunda ordem

Para avaliação dos efeitos de segunda ordem, são apresentados os resultados da função K de Ripley (transformada) com envelopes de 0,01% de probabilidade, criados a partir de 19999 simulações (Figura 19).



**Figura 19.** Função K de Ripley para *Araucaria angustifolia*.

Fonte: O autor (2012).

Na Figura 19, a linha contínua mostra o valor da função para o padrão pontual observado (na legenda, Obs). A linha pontilhada vermelha indica o valor teórico para a Hipótese de Completa Aleatoriedade Espacial (Teo), enquanto que a área sombreada retrata aos limites estimados para esta hipótese (Env).

O padrão de distribuição da espécie apresentou agrupamento em escalas a partir de 4 metros. Tal resultado pode decorrer do tipo de dispersão das sementes, predominantemente em função da gravidade (dispersão barocórica), as quais tendem a cair e germinar próximas a árvore mãe, em uma distância máxima de 80 m, segundo Carvalho (2003). Este fato também indica a capacidade da espécie em se desenvolver em ambientes sombreados, sob a copa das árvores adultas. Isto está de acordo com a pesquisa de Inoue, Galvão e Torres (1979), na qual

puderam demonstrar a adaptabilidade fisiológica do pinheiro às condições de luminosidade do ambiente, sendo alcançadas as maiores taxas de capacidade fotossintética por mudas cultivadas sob sombreamento. Outras pesquisas, no entanto, indicam o contrário. Para Inoue e Torres (1980), são em locais abertos, como clareiras, que um maior número de nascediças da espécie atinge a idade adulta, diferentemente do que ocorre em nichos sombreados.

A forma de dispersão de sementes possivelmente prevalece sobre a demanda por luminosidade ao influenciar o padrão de distribuição da espécie, pelo menos nas escalas avaliadas. Com efeito, tal constatação sugere a importância de amostragens abrangendo áreas maiores e preferencialmente retangulares ou quadradas, permitindo que sejam analisadas escalas maiores. Segundo Inoue, Galvão e Torres (1979), em ambientes abertos a araucária pode ter sucesso em se estabelecer como planta colonizadora. Acredita-se que tal processo de colonização possa ser retratado na avaliação de amostragens maiores.

A análise pela função K de Ripley em sua forma univariada é restrita à competição intraespecífica. Desta forma, mecanismos complexos que influenciam o padrão espacial de *Araucaria angustifolia* podem ser de difícil compreensão. Basta reconhecer que a floresta é dominada pela espécie, que causa mudanças na vegetação do subdossel, e enfim, este conjunto complexo de espécies termina por sombrear as nascediças do próprio pinheiro.

A distribuição espacial da araucária foi estudada por Anjos *et al.* (2004), tendo a espécie apresentado diferentes padrões nas várias áreas avaliadas. No entanto, demonstrou-se a predominância do padrão agregado, para uma distância de até 60 metros. Rode (2010) estudando a função K de Ripley na FLONA de Irati, obteve para blocos selecionados um padrão predominantemente aleatório para *Araucaria angustifolia*, com picos de agregação. Apesar de ter utilizado técnicas diferentes (função K de Ripley para processos homogêneos), a comparação pode ser válida, já que área estudada era pequena.

A distorção do envelope de confiança pode ser devida a intensidade variante ao longo da área de estudo, bem como em virtude da correção aos efeitos de borda implementados, o que pode fazer com que o valor teórico da função deixe de ser zero para completa aleatoriedade espacial.

### 4.2.3 *Ocotea odorifera*

#### 4.2.3.1 Efeitos de primeira ordem

O índice de agregação de McGuinnes para *Ocotea odorifera* é exposto na Tabela 3.

**Tabela 3.** Índice de McGuinnes para *Ocotea odorifera*.

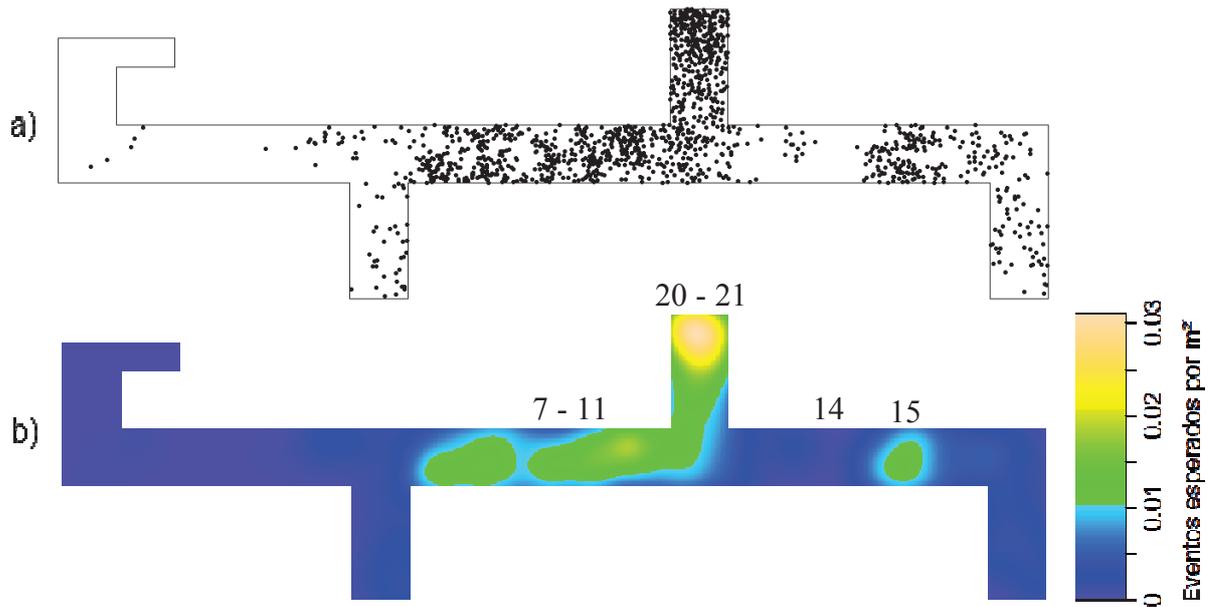
Área da parcela (m <sup>2</sup> )	IGA	Classificação IGA
10.000	20,94	Agregada
2.500	8,47	Agregada
500	2,79	Agregada

\*Valor inexistente (LN(0)).

Fonte: O autor (2012).

De acordo com o índice, a espécie exibe agregação em todos os tipos de parcela. Estes resultados mantêm concordância com outros trabalhos. Cetnarski Filho e Nogueira (2004) utilizaram o índice de Morisita em uma floresta do município de Tijucas do Sul – PR, obtendo valores que comprovam o caráter agregado da espécie. Vidal (2000), em sua dissertação, também chegou às mesmas conclusões à respeito do padrão espacial de *Ocotea odorifera*, em amostragem no município de Cássia – MG.

A espécie, a despeito do grande número de indivíduos amostrados (1.287 em um total de 14.073 árvores na floresta), apresenta frequência mais baixa que as demais selecionadas neste estudo, como consequência do caráter agregado que apresenta. O padrão de distribuição da espécie pode ser mais bem compreendido com a Figura 20.



**Figura 20.** Padrão pontual (a) e estimativa da intensidade (b) para *Ocotea odorifera*.

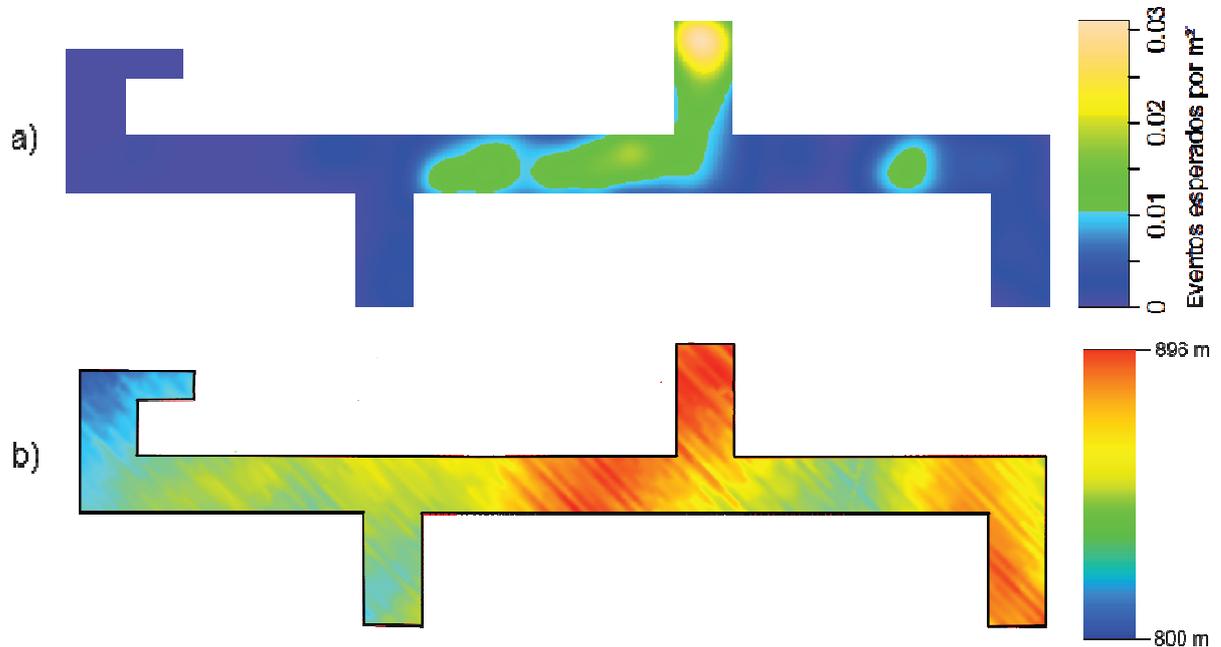
Fonte: O autor (2012).

A Figura 20 ilumina o caráter agregado da espécie, nitidamente restrita a partes da área amostrada, com grandes agrupamentos. Carvalho (2003) explorou este aspecto, afirmando que a dispersão de *Ocotea odorifera* é irregular e descontínua, formando povoadamentos densos em certas áreas, sendo rara e inexistente em outros lugares. Resta a tentativa de explicar a localização dos agrupamentos, e com isso descrever as preferências ecológicas da espécie.

A posição do agrupamento compreende os blocos do número 7 ao 11, estendendo-se aos blocos 20 e 21 da área amostrada. No bloco 15, novamente emerge um pequeno agrupamento.

Ao visualizar a distribuição de *Ocotea odorifera* na Figura 21, é marcante o posicionamento da espécie nas áreas mais altas e bem drenadas. Este comportamento é explicado por Lorenzi (2008), para quem a espécie é xerófita, se adaptando melhor ao alto das encostas, em solos rasos e de rápida drenagem. Contrapondo parcialmente esta afirmação, Carvalho (2003) declarou que a espécie cresce melhor em solos férteis, porém profundos, com drenagem boa e textura argilosa. O mesmo autor acrescentou que a espécie é exigente em relação ao solo, indicando alta fertilidade química. No entanto, não se pôde observar preferência da espécie por qualquer tipo de solo presente na área de estudo, senão por aqueles bem drenados (regiões mais elevadas). É importante constatar que os dois agrupamentos citados são separados geograficamente por um pequeno córrego (bloco 14) e a correspondente

depressão no terreno. Isto parece indicar alguma forma de relação entre ambos os agrupamentos, constituindo o córrego uma barreira ao desenvolvimento da espécie.



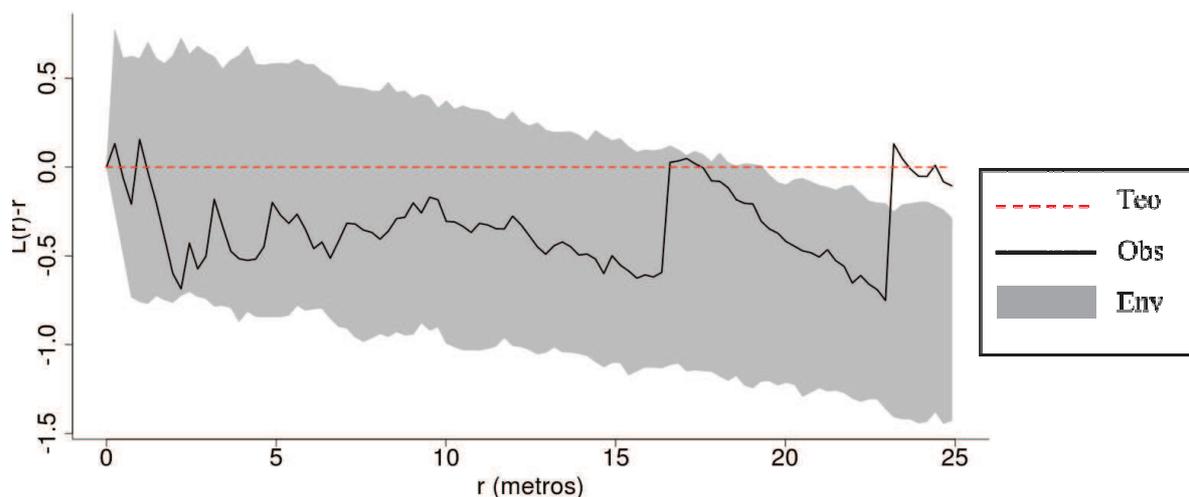
**Figura 21.** Intensidade de *O. odorifera* (a) Modelo Digital de Elevação (b).

Fonte: O autor (2012).

A visualização da intensidade de ocorrência da espécie é também coerente com a classificação de Rode (2008), em que *Ocotea odorifera* discrimina o grupo III, dada a distribuição geográfica que assume.

#### 4.2.3.2 Efeitos de segunda ordem

Em seguida, são expostos os resultados da função K de Ripley transformada, com envelopes criados com 19999 simulações, conferindo um nível alfa de 0,01% de probabilidade (Figura 22).



**Figura 22.** Função K de Ripley para *Ocotea odorifera*.

Fonte: O autor (2012).

A Figura 22 evidencia efeitos de segunda ordem que geram aleatoriedade no padrão de distribuição da espécie em escalas de até 23 metros, além desta escala o padrão espacial se torna agregado.

Para Odum (2010), o padrão aleatório pode ser o resultado de múltiplos pequenos fatores que influenciam o padrão de distribuição espacial. Um conjunto de fatores pôde ser considerado neste caso.

De acordo com Reitz, Klein e Reis (1978)<sup>3</sup>, citados por Inoue, Roderjan e Kuniyoshi (1984), *Ocotea odorifera* é uma espécie ciófito quando jovem, portanto as nascediças são adaptadas a crescerem no interior da mata sombria e úmida. Segundo os mesmos autores, esse fato deve ter sido responsável pelo fracasso nas tentativas de reflorestamento da espécie em campo aberto, e além disso, não ser possível constatar a regeneração da espécie nas matas secundárias e capoeirões. Esta característica em si tende a produzir padrões de agregação, já que próximas às árvores-mãe, as nascediças encontram um ambiente devidamente sombreado para se desenvolverem. A Figura 22, não obstante, indica a atuação de outros processos.

Uma fonte de regularidade pode ser produzida por efeitos alelopáticos, conforme reportado por Carmo, Borges e Takaki (2007), os quais investigaram os efeitos de extratos aquosos de *Ocotea odorifera* sobre a germinabilidade das sementes, desenvolvimento do sistema radicular e da parte aérea, teor de clorofila da parte aérea e respiração das células

<sup>3</sup> REITZ, P.R. ; KLEIN, R.M. ; REIS, A. **Projeto Madeira de Santa Catarina**. Itajaí, Herbário Barbosa Rodrigues, 1978. 320 p.

radiculares de plântulas de sorgo, concluindo-se que as substâncias causaram alterações metabólicas e morfológicas significativas nas plantas de sorgo, podendo ocorrer efeitos similares sobre outras espécies vegetais na vizinhança de *O. odorifera*.

Aceitando-se a hipótese de que o padrão é influenciado por substâncias alelopáticas, pode-se crer que em distâncias maiores o efeito dessas substâncias diminui, mantendo-se ainda o efeito da dispersão de sementes, que se manifesta pela agregação em escalas acima de 24 metros.

Rode (2010) obteve resultados semelhantes, ao avaliar a função K de Ripley homogênea, com predominância de agregação para *Ocotea odorifera*.

#### 4.2.4 *Ilex paraguariensis*

##### 4.2.4.1 Efeitos de primeira ordem

O índice de agregação de McGuinnes para erva-mate é apresentado na Tabela 4.

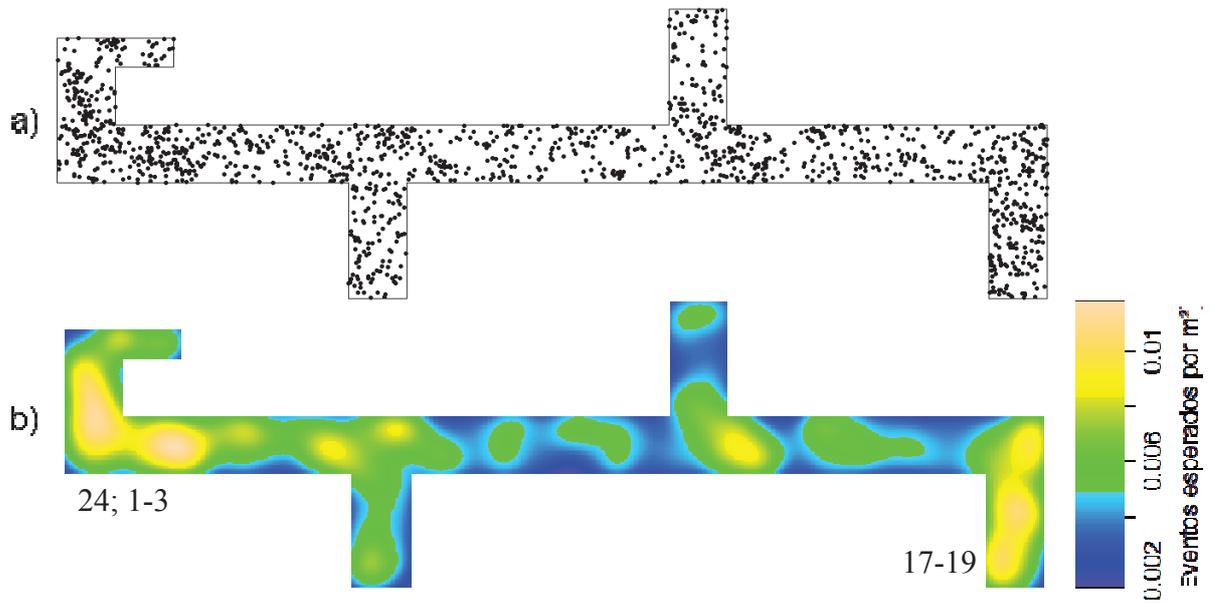
**Tabela 4.** Índice de McGuinnes para *Ilex paraguariensis*.

Área da parcela (m <sup>2</sup> )	IGA	Classificação IGA
10.000	*	Uniforme
2.500	*	Uniforme
500	1,3	Tendência de agrupamento

\*Valor inexistente (LN(0)).

Fonte: O autor (2012).

A espécie apresenta forma semelhante à *Araucaria angustifolia* de distribuição espacial, estando presente em todas as parcelas maiores de 500 m<sup>2</sup>. Esta regularidade é acompanhada por alta frequência dentro da área amostrada. A espécie contava com 1484 indivíduos em 2002, que podem ser visualizados na Figura 23.

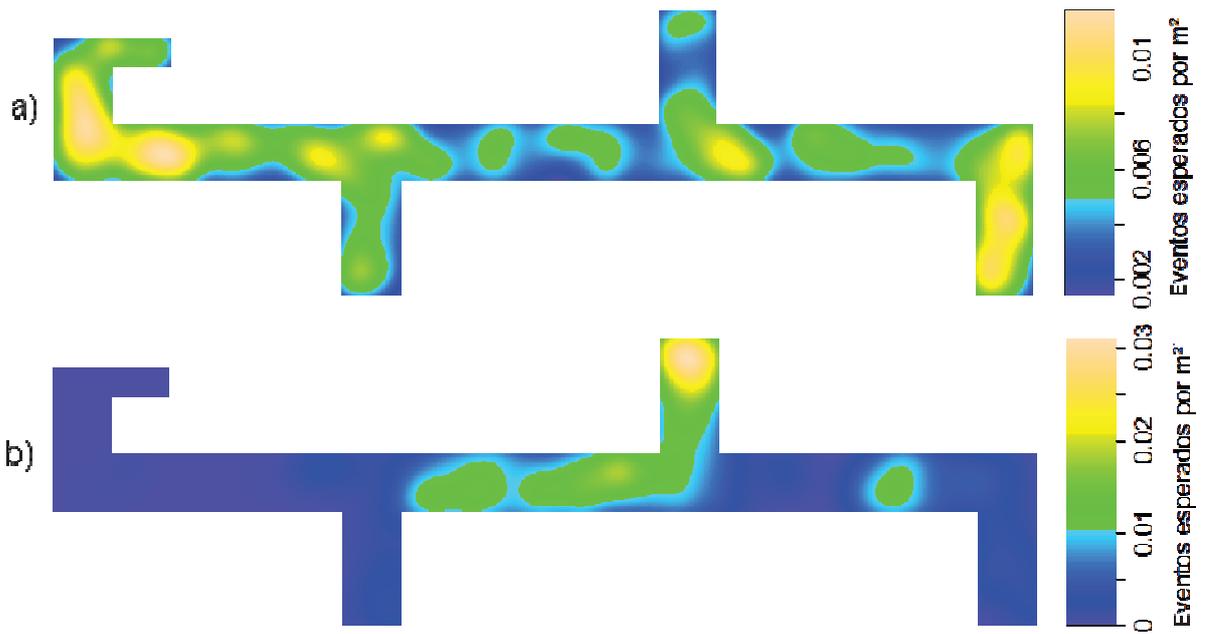


**Figura 23.** Padrão pontual (a) e estimativa da intensidade (b) para *Ilex paraguariensis*.

Fonte: O autor (2012).

A Figura 23 exemplifica a regularidade na dispersão da espécie, ainda que em maior concentração em certas áreas. Estas concentrações não puderam ser relacionadas a influências diretas do solo. Apesar disso, para Carvalho (2003), *Ilex paraguariensis* ocorre naturalmente em solos de baixa fertilidade, com baixos teores de cátions trocáveis e altos teores de alumínio e pH ácido.

A presença da espécie em toda a área de estudo pode ser explicada, já que a espécie é esciófita (LORENZI, 2008), sendo propício o seu desenvolvimento abaixo da copa das araucárias e outras espécies dominantes presentes em toda a área de estudo. No entanto, configura-se uma leve redução na intensidade da espécie nas mesmas regiões em que *Ocotea odorifera* possui maior concentração (Figura 24). Ainda são necessários mais estudos para comprovar alguma relação entre as espécies, porém, sabe-se da produção de substâncias alelopáticas pela *Ocotea odorifera*, para as quais a erva-mate pode ter sensibilidade.



**Figura 24.** Intensidade de *I. paraguariensis* (a). Intensidade de *O. odorifera* (b).

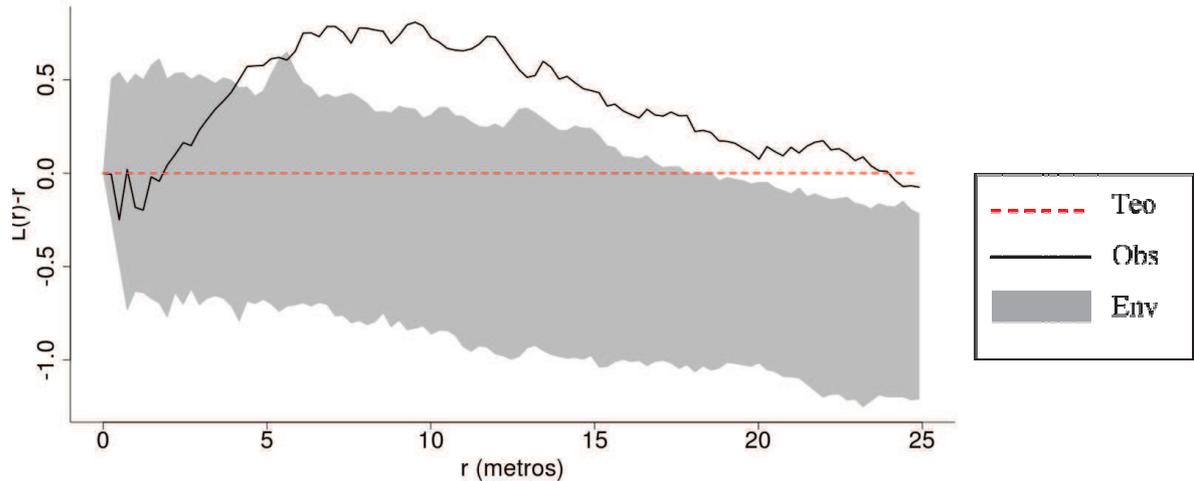
Fonte: O autor (2012).

Esta aparente relação entre as espécies pode ter origem tão somente em função das características do solo. Conforme exposto, a erva-mate se estabelece em solos de baixa fertilidade, com níveis baixos de cátions trocáveis e ácidos, enquanto a canela-sassafrás tem preferência por solos férteis e bem drenados.

A espécie não parece fazer correspondências com quaisquer grupos nos trabalhos de Rode (2008) e Roik *et al.* (2011), a regularidade da espécie em todas as partes da região amostrada, ainda que com variações, pode ser a explicação mais razoável para isto.

#### 4.2.4.2 Efeitos de segunda ordem

A dependência espacial para o estabelecimento de *Ilex paraguariensis* foi verificada com a função K de Ripley transformada e a significância foi testada por meio de 19999 simulações ( $\alpha = 0,01\%$ ) (Figura 25).



**Figura 25.** Função K de Ripley para *Ilex paraguariensis*.

Fonte: O autor (2012).

A Figura 25 mostra que a espécie apresenta agregação de seus indivíduos em escalas acima de 4 metros. A aproximação das árvores de *Ilex paraguariensis* pode ser explicada pelo fato de a espécie ser ombrófila, o que faz com que as sementes tenham mais sucesso em se transformarem em árvores quando sombreadas por indivíduos já estabelecidos da espécie. Outra hipótese refere-se ao fato das sementes serem disseminadas por pássaros (LORENZI, 2008), em que as sementes são ingeridas e posteriormente defecadas nas redondezas da árvore mãe.

Na pesquisa de Rode (2010), a espécie descreveu comportamento semelhante a este, ou seja, aleatoriedade em menores escalas e agregação em maiores escalas, verificando-se compatibilidade entre as pesquisas.

#### 4.2.5 *Ocotea porosa*

##### 4.2.5.1 Efeitos de primeira ordem

Na Tabela 5 está o índice de agregação de McGuinnes para imbuia.

**Tabela 5.** Índice de McGuinnes para *Ocotea porosa*.

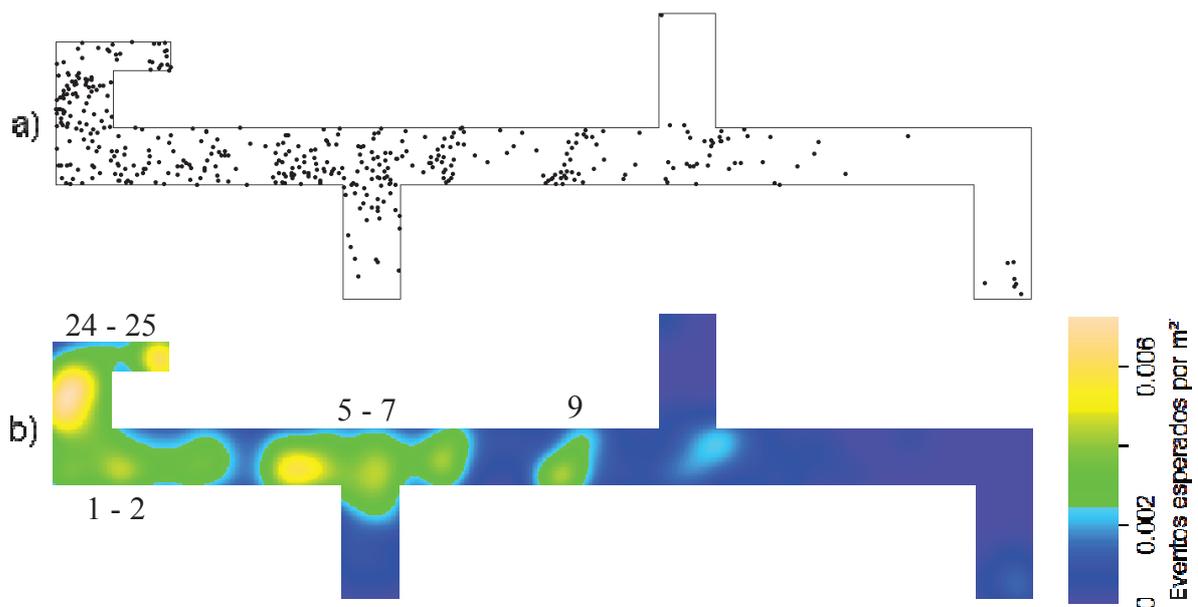
Área da parcela (m <sup>2</sup> )	IGA	Classificação IGA
10.000	8,96	Agregada
2.500	3,73	Agregada
500	1,63	Tendência ao agrupamento

\*Valor inexistente (LN(0)).

Fonte: O autor (2012).

A espécie é dada como agregada para parcelas maiores, com tendência ao agrupamento em parcelas menores. Estas mudanças ocorrem em direção contrária ao observado para *Araucaria angustifolia* e *Ilex paraguariensis*, quando parcelas menores indicaram padrões menos uniformes que parcelas maiores.

A espécie é menos frequente que as anteriores, contendo 428 indivíduos nos 25 hectares amostrados (Figura 26).

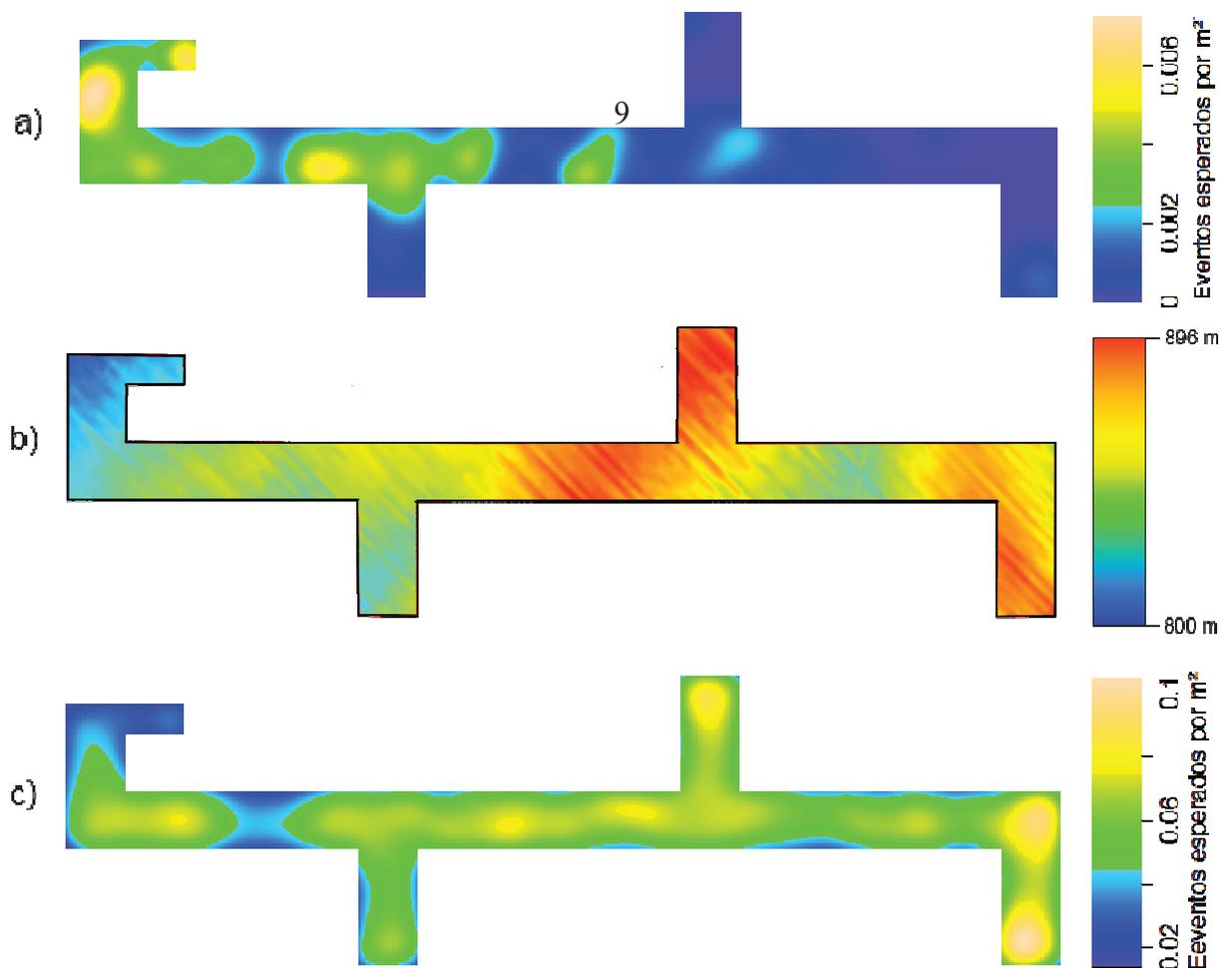


**Figura 26.** Padrão pontual (a) e estimativa da intensidade (b) para *Ocotea porosa*.

Fonte: O autor (2012).

Do mesmo gênero da canela-sassafrás, a imbuia apresenta modo semelhante de agregação de seus indivíduos, embora pareça apresentar diferentes preferências. Avaliando-se a altitude em que a espécie ocorre, observa-se que, ao contrário de *Ocotea odorifera*, seus indivíduos estão localizados predominantemente em regiões médias e baixas da área de estudo, ainda que o agrupamento do bloco 9 seja uma exceção a esta hipótese (Figura 27).

Outro fato a ser constatado é que a espécie possui maior número de indivíduos nos blocos 5, 24 e 25, em áreas bastante abertas, mas tomadas por taquaras (Figura 27c). Este comportamento confirma a afirmação de Lorenzi (2008), de que a planta apresenta comportamento de pioneiras, infiltrando-se em matas abertas e capoeirões.



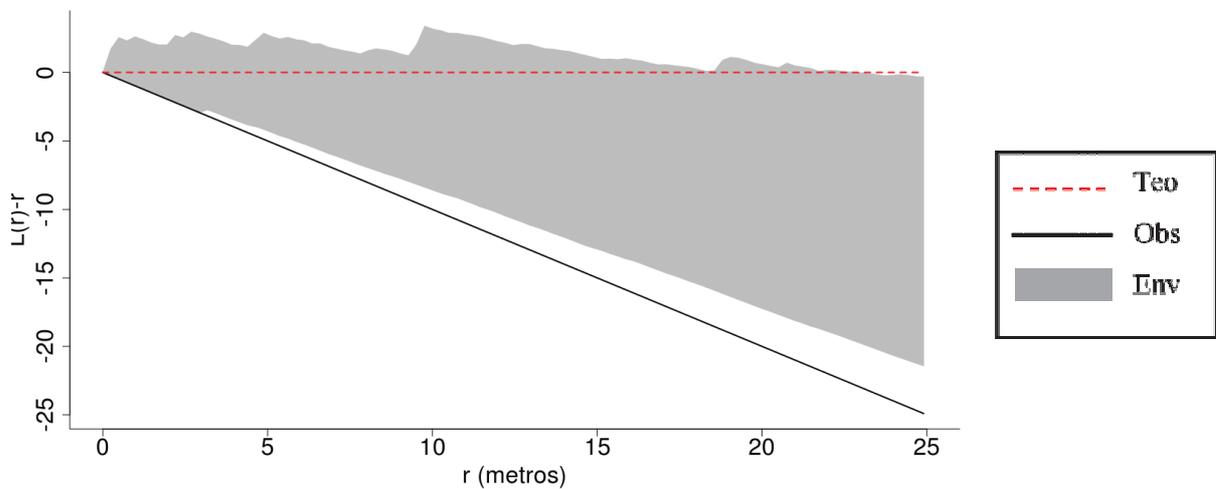
**Figura 27.** Intensidade de *O. porosa* (a). Modelo Digital de Elevação (b). Intensidade da floresta. (c)

Fonte: O autor (2012).

Finalmente, a espécie não mostrou preferências em relação a determinado tipo de solo, corroborando Carvalho (2003), para quem *Ocotea porosa* ocorre em diversos tipos de solos, tanto com altas quanto baixas taxas de fertilidade.

#### 4.2.5.2 Efeitos de segunda ordem

A medida do segundo momento reduzido é apresentada na Figura 28, com envelopes delimitados por 19999 simulações ( $\alpha = 0,01\%$ ).



**Figura 28.** Função K de Ripley para *Ocotea porosa*.

Fonte: O autor (2012).

Os indivíduos da espécie aparecem em distâncias superiores ao esperado por acaso, indicando repulsão nas escalas analisadas. Segundo Odum (2010), as árvores florestais que alcançaram uma altura suficiente para formar parte do dossel podem apresentar distribuição uniforme, porque a competição por luz solar é tão grande que as árvores tendem a se espaçar em intervalos mais "regulares do que aleatórios". Este efeito pode ser mais evidente em determinadas espécies florestais. Lorenzi (2008) afirma que *Ocotea porosa* é heliófita, dando maior respaldo a essa hipótese.

De acordo com os relatos de Inoue, Roderjan e Kuniyoshi (1984), encontra-se na floresta intensa regeneração natural de imbuia, dada a abundante frutificação. O ambiente dentro da floresta é pouco iluminado, onde mudas novas (até 40-50 cm de altura) desenvolvem-se satisfatoriamente, sendo portanto tolerantes ao sombreamento nesta fase. São

poucos, porém, os indivíduos que sobrevivem, pois é raro encontrar-se exemplares maiores (acima de 1 metro de altura), o que indica uma possível mudança de comportamento com relação à luminosidade.

Assim, os resultados da função K de Ripley estão em concordância com o que dizem esses autores, ou seja, podem representar esta maior probabilidade de sucesso das nascediças em locais mais iluminados, afastados das árvores adultas da espécie, dando origem ao padrão uniforme.

Rode (2010) obteve resultados opostos quando avaliou *Ocotea porosa* com a função K de Ripley homogênea. Estas diferenças normalmente ocorrem quando se compara os resultados de diferentes funções, porque parte da agregação observada na função K de Ripley para o caso homogêneo é atribuída aos efeitos de primeira ordem no caso heterogêneo.

#### 4.2.6 *Nectandra grandiflora*

##### 4.2.6.1 Efeitos de primeira ordem

A canela-amarela apresenta grandes divergências com relação ao índice de agregação de McGuinnes, conforme o tamanho da parcela utilizada para análise (Tabela 6).

**Tabela 6.** Índice de McGuinnes para *Nectandra grandiflora*.

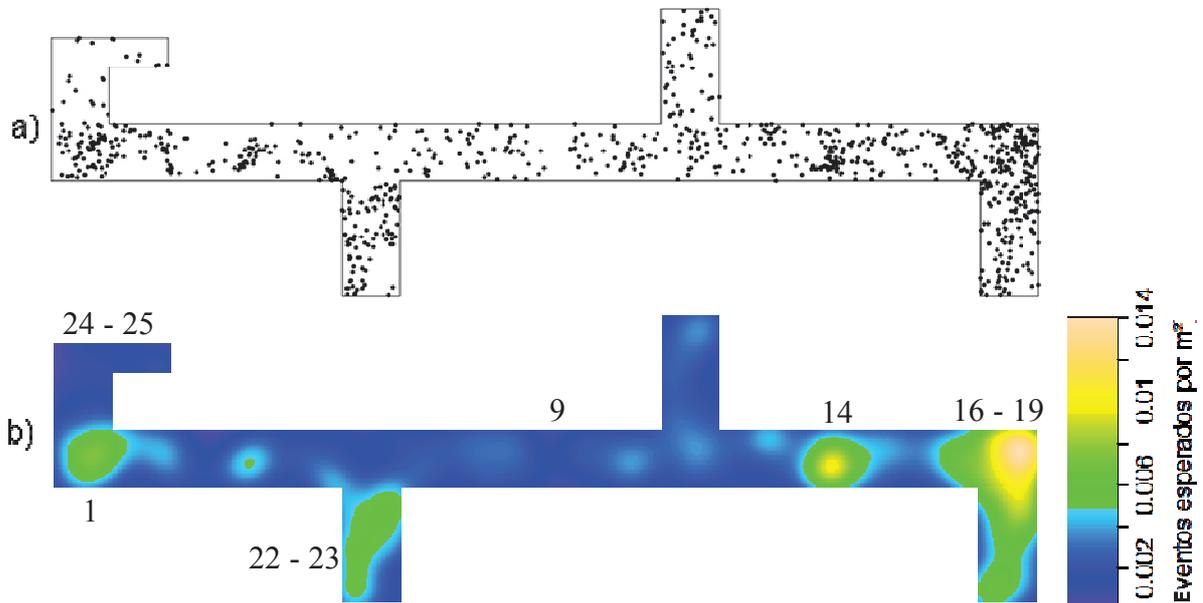
Área da parcela (m <sup>2</sup> )	IGA	Classificação IGA
10.000	*	Uniforme
2.500	2,15	Agregada
500	1,45	Tendência ao agrupamento

\*Valor inexistente (LN(0)).

Fonte: O autor (2012).

A espécie aparece em todas as parcelas de um hectare, com isso, é considerada como de distribuição uniforme neste caso. Quando a parcela é quatro vezes menor, a espécie é considerada agregada pelo índice. Este comportamento variável em relação ao tamanho da parcela afeta significativamente comparações entre trabalhos, prejudicando a objetividade do índice. O tamanho de parcela tem sido objeto de preocupação na aplicação dos índices de dispersão, conforme Gonzalez-Andujar, Gonzalez-Diaz e Navarrete (2007).

A Figura 29 traz maiores detalhes sobre o padrão de dispersão dos 884 indivíduos da espécie observados em 2002.



**Figura 29.** Padrão pontual (a) e estimativa da intensidade (b) para *Nectandra grandiflora*.

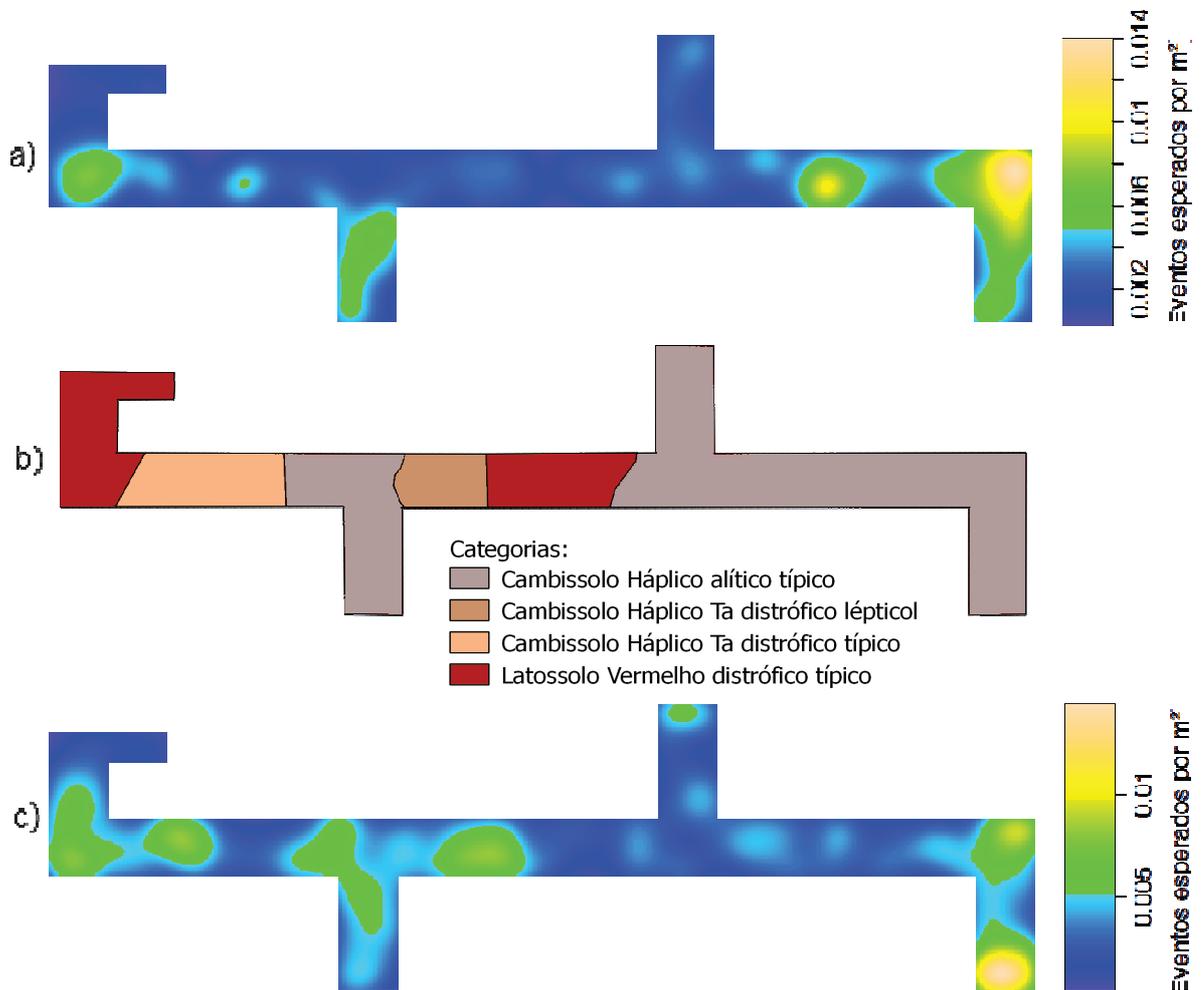
Fonte: O autor (2012).

Não se pôde constatar a preferência da espécie por habitats baixos ou elevados, ocorrendo agrupamentos independentemente da altitude. Por outro lado, o agrupamento do bloco 14 pode ser atribuído à presença de um corpo hídrico que atravessa a área inventariada nesta região.

Na área de estudo, a espécie se localiza principalmente em regiões com cambissolo háplico Ta distrófico típico, conforme a Figura 30b. Este tipo de solo se distingue dos demais Cambissolos amostrados por conter um maior teor de alumínio extraível (EMBRAPA, 2006). Carvalho (2010) mencionou que a espécie é encontrada naturalmente em vários tipos de solos. Em plantios, tem crescido melhor em solos de fertilidade alta, bem drenados e com textura argilosa.

A espécie é dada por Rode (2008) como responsável por caracterizar o grupo III em seu estudo, e pode-se comprovar este fato pela distribuição geográfica que assume. Apesar disso, fica claro que a espécie *Araucaria angustifolia* também possui maiores concentrações de indivíduos nas localidades do grupo III, incitando as comparações com a Figura 30c.

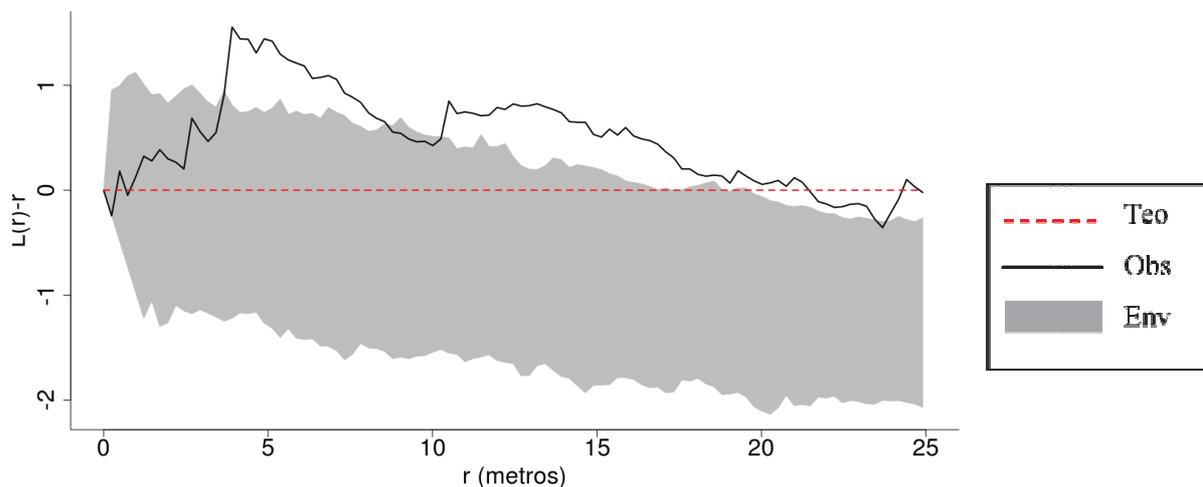
Verifica-se a compatibilidade entre os habitats das duas espécies, ainda que existam regiões onde maiores concentrações de cada espécie ocorrem de forma independente.



Uma forma objetiva para verificação de dependência na localização das duas espécies é a aplicação da função K de Ripley para o caso bivariado. De fato, na pesquisa de Rode *et al.* (2010) este teste foi aplicado e apontou completa independência espacial entre as espécies, mas área de um hectare estudada pode ter sido insuficiente para contemplar efeitos de larga escala.

#### 4.2.6.2 Efeitos de segunda ordem

O gráfico da função K de Ripley transformada é mostrado na Figura 31, os envelopes foram produzidos a partir de 19999 simulações - um nível alfa de probabilidade de 0,01%.



**Figura 31.** Função K de Ripley para *Nectandra grandiflora*.

Fonte: O autor (2012).

A espécie tende a se agrupar em escalas acima de 4 metros. Lorenzi (2008) não definiu a tolerância da espécie em relação à luminosidade, embora a análise apresentada indique melhor desenvolvimento de nascediças em locais sombreados, próximos à árvore-mãe. Estas características são compatíveis com o afirmado por Carvalho (2010), em que a espécie foi reportada como secundária tardia até clímax tolerante a sombra, ocorrendo em agrupamentos (CARVALHO *et al.*, 2008) e em clareiras com menos de 60 m<sup>2</sup> (COSTA e MANTOVANI, 1992<sup>4</sup>, citados por CARVALHO, 2010). Carvalho (2010) complementou ainda que a espécie é semi-heliófila, tolerando sombreamento de baixa intensidade na fase juvenil. Outra assertiva que se refere aos plantios puros a pleno sol, os quais não são recomendados, o que reforça a hipótese de que o padrão espacial é afetado pelo sombreamento das plantas vizinhas.

<sup>4</sup>COSTA, M.P. da; MANTOVANI, W. Composição e estrutura de clareiras em mata Mesófila na Bacia de São Paulo – SP. **Revista do Instituto Florestal**, São Paulo, v. 4 pt. 1, p. 178-183, mar. 1992. Edição dos anais do 2º Congresso Nacional sobre Essências Nativas, 1992, São Paulo.

#### 4.2.7 *Casearia decandra*

##### 4.2.7.1 Efeitos de primeira ordem

A Tabela 7 expõe os valores obtidos para o índice de agregação de McGuinnes para *Casearia decandra*.

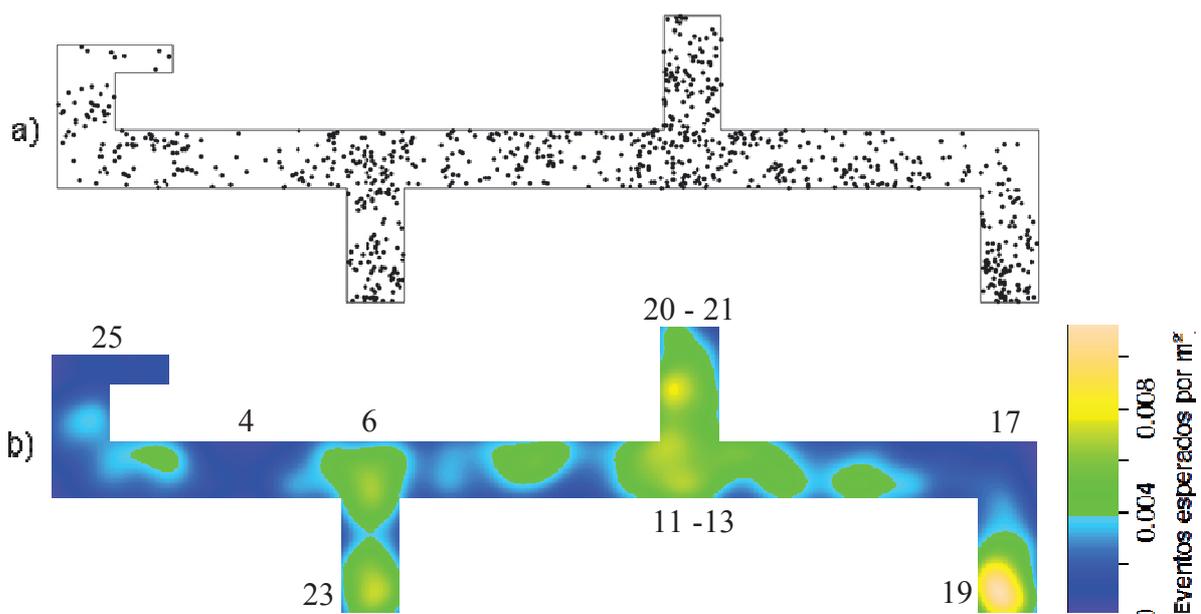
**Tabela 7.** Índice de McGuinnes para *Casearia decandra*.

Área da parcela (m <sup>2</sup> )	IGA	Classificação IGA
10.000	*	Uniforme
2.500	2,00	Tendência ao agrupamento
500	1,32	Tendência ao agrupamento

\*Valor inexistente (LN(0)).

Fonte: O autor (2012).

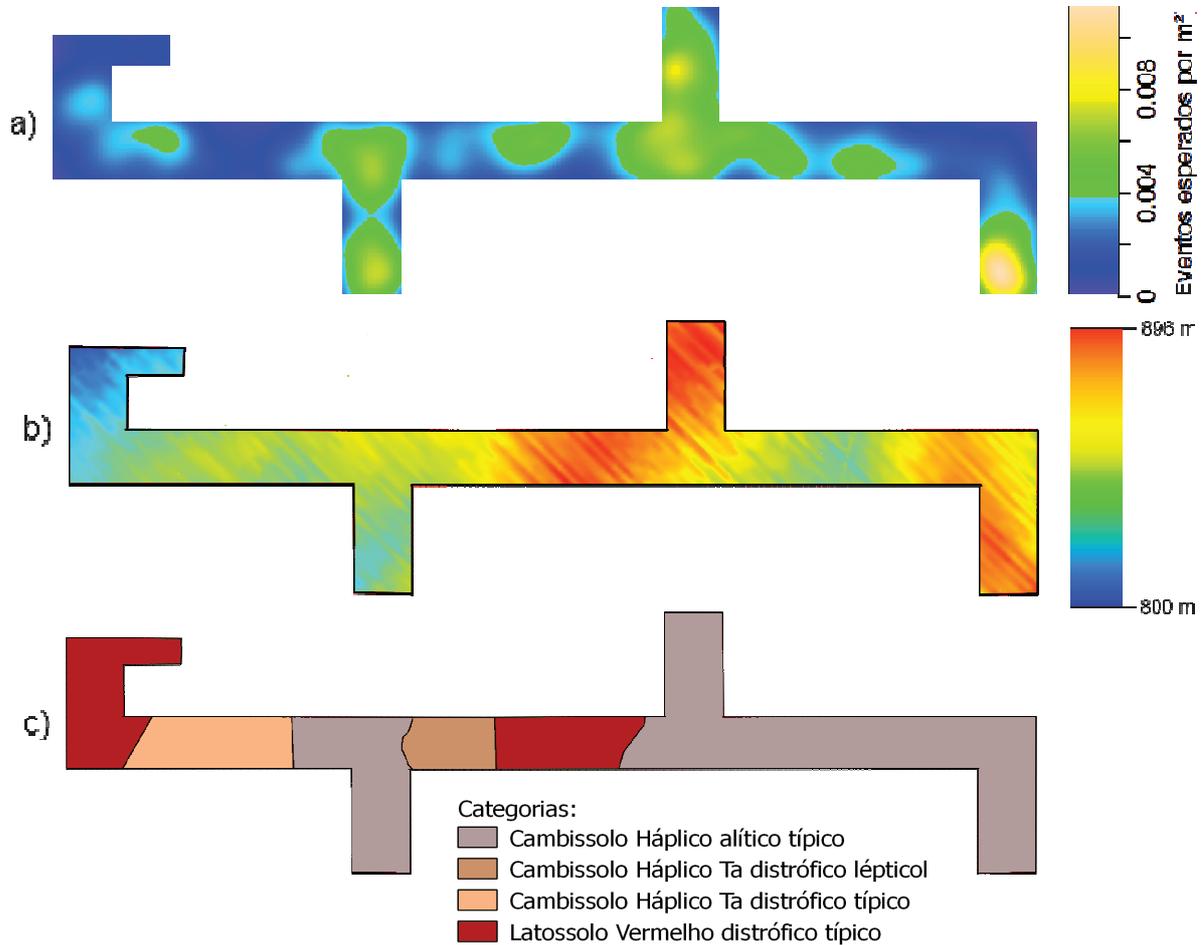
A variação entre uniformidade e tendência ao agrupamento, demonstrada pelo índice, pode ser explicada pelo tamanho dos agrupamentos formados pela espécie. *Casearia decandra* é secundária (LORENZI, 2009), registrando os valores mais baixos de dominância relativa dentre as espécies deste estudo. Apesar disso, um alto grau de incidência é observado em toda a amostra, com 876 indivíduos em 2002 (Figura 32).



**Figura 32.** Padrão pontual (a) e estimativa da intensidade (b) para *Casearia decandra*.

Fonte: O autor (2012).

A espécie ocorre em regiões variadas da amostra, tendo maiores concentrações em regiões com médias e altas altitudes, em Cambissolo háplico alítico típico (Figura 33).



**Figura 33.** Intensidade de *C. decandra* (a). Modelo Digital de Elevação (b). Classificação de solos (c).

Fonte: O autor (2012).

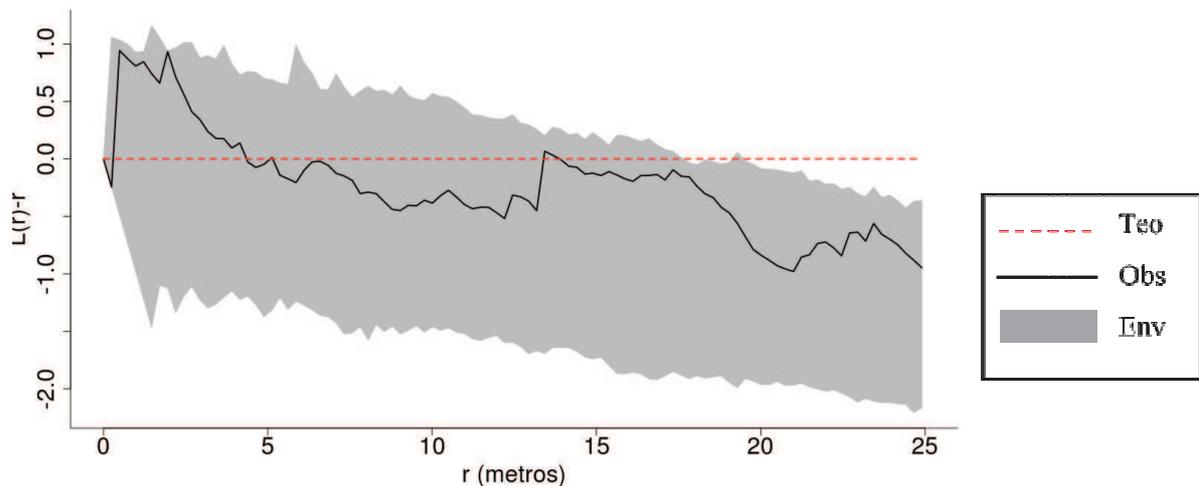
Para a identificação dos fatores ou da combinação de fatores associados ao padrão observado são necessários outros estudos. Uma possibilidade é a avaliação individual de cada atributo do solo sob a área estudada, a fim de evidenciar a existência de relações e discriminar quais atributos são limitantes ao desenvolvimento da espécie.

Segundo Klein e Sleumer (1984)<sup>5</sup>, citados por Carvalho (2010), a espécie ocupa naturalmente solos muito úmidos de várzeas ou solos compactos.

<sup>5</sup> KLEIN, R.M.; SLEUMER, H. O. **Flacourtiáceas**. Itajaí: Herbário Barbosa Rodrigues, 1984. 96 p.

#### 4.2.7.2 Efeitos de segunda ordem

Os efeitos de segunda ordem foram estudados pela função K de Ripley, com envelopes criados a partir de 19999 simulações ( $\alpha = 0,01\%$ ) (Figura 34).



**Figura 34.** Função K de Ripley para *Casearia decandra*.

Fonte: O autor (2012).

A espécie apresenta distribuição aleatória em todas as escalas analisadas. Para Odum (2010), este padrão é normalmente o resultado de múltiplos fenômenos atuando em conjunto, tais como fontes de regularidade e agregação. Lorenzi (2008) afirmou que a espécie produz grande quantidade de sementes anualmente, as quais são disseminadas por pássaros. Além disso, a espécie é conhecida por ocupar áreas abertas que sofreram distúrbios (LORENZI, 2008; CARVALHO, 2010). Neste caso, o padrão observado pode estar relacionado ao aparecimento de clareiras na mata, assumindo-se que estas ocorram em completa aleatoriedade espacial.

#### 4.2.8 *Cedrela fissilis*

##### 4.2.8.1 Efeitos de primeira ordem

O índice de agregação de McGuinnes para cedro é apresentado na Tabela 8.

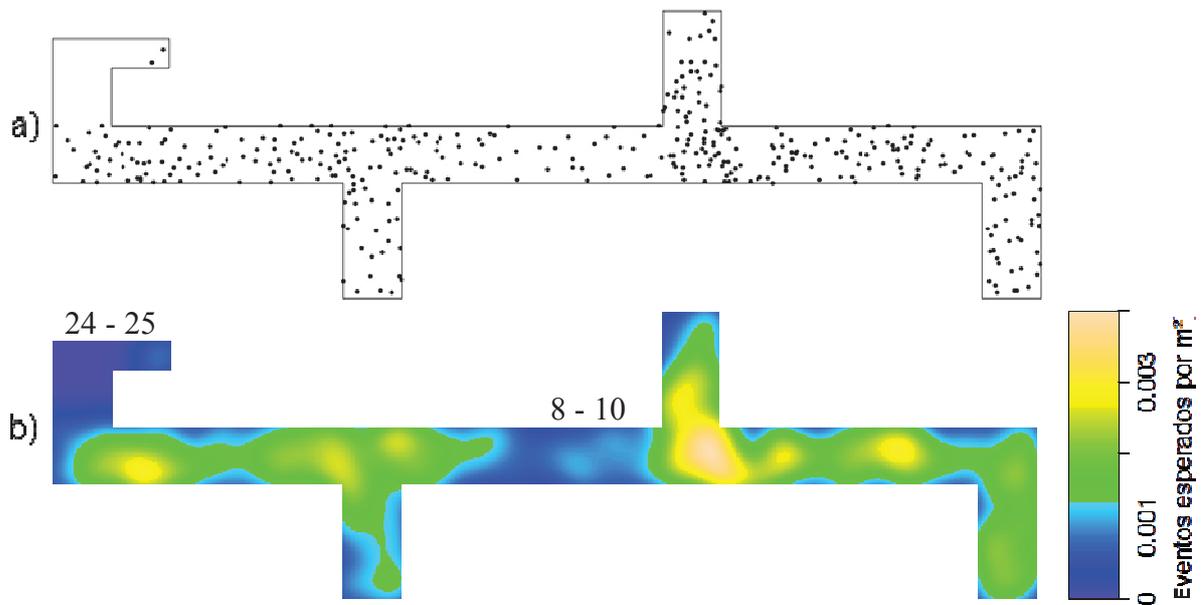
**Tabela 8.** Índice de McGuinnes para *Cedrela fissilis*.

Área da parcela (m <sup>2</sup> )	IGA	Classificação IGA
10.000	*	Uniforme
2.500	1,40	Tendência ao agrupamento
500	1,00	Aleatória

\*Valor inexistente (LN(0)).

Fonte: O autor (2012).

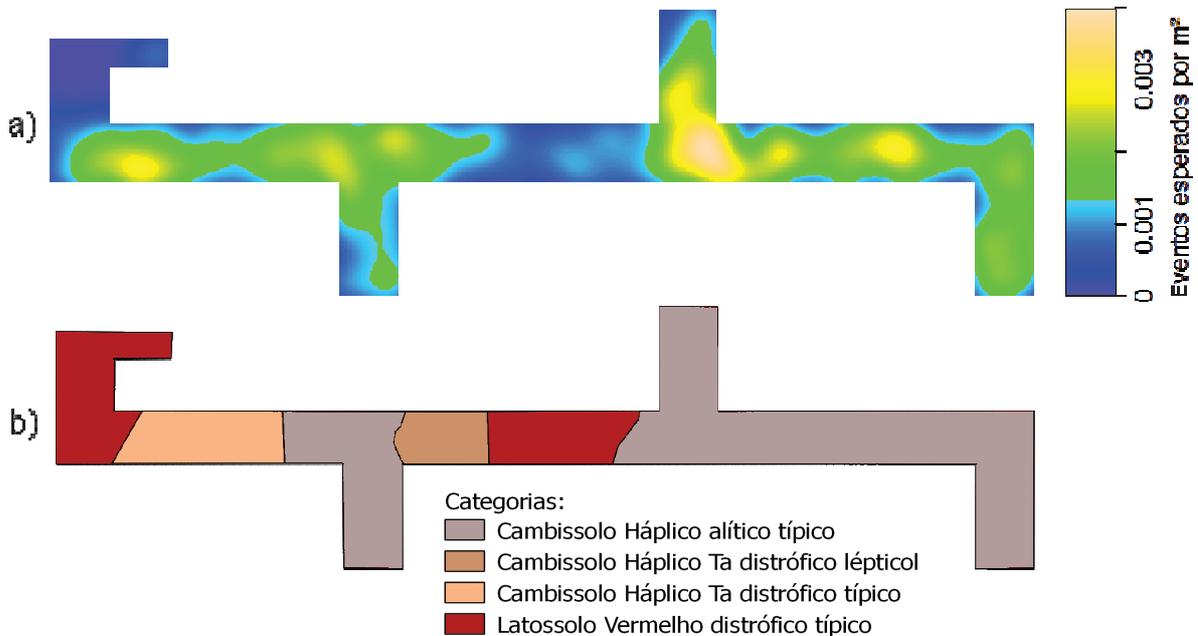
O índice mostra diferentes classificações, a depender do tamanho da parcela. A uniformidade em parcelas de um hectare decorre do fato de a espécie estar localizada em toda a área. Tendências ao agrupamento e aleatoriedade em unidades menores indicam a existência de maiores concentrações de indivíduos em determinadas partes da área amostrada. Estas afirmações podem ser avaliadas com auxílio da Figura 35, em que é exposto o padrão espacial das 377 árvores da espécie e a estimativa da intensidade.



**Figura 35.** Padrão pontual (a) e estimativa da intensidade (b) para *Cedrela fissilis*.

Fonte: O autor (2012).

A espécie possui ocorrência bastante regular sobre toda a área, exceto nas regiões abrangidas pelos blocos 8, 9, 10, 24 e 25. Curiosamente, o tipo de solo nestes blocos é latossolo vermelho distrófico típico (Figura 36), podendo ser este o fator responsável pela baixa concentração da espécie nestas áreas.



**Figura 36.** Intensidade de *C. fissilis* (a). Classificação de solos (b).

Fonte: O autor (2012).

Segundo Resende, Curi e Santana (1988), os Latossolos apresentam pouco afloramento de rochas, e em geral apresentam grandes problemas de fertilidade. Em Embrapa (2006), é explicado que apesar das características morfológicas similares entre Latossolos e Cambissolos, estes se distinguem por apresentarem no horizonte B características compatíveis com solos menos evoluídos, como:

- Capacidade de troca de cátions superior a dos Latossolos;
- Maior teor de minerais primários alteráveis e muscovita;
- Maior teor de silte;
- Relação molecular  $\text{SiO}_2/\text{Al}_2\text{O}_3$  (Ki) maior que em Latossolos;
- Maior permanência da estrutura da rocha original.

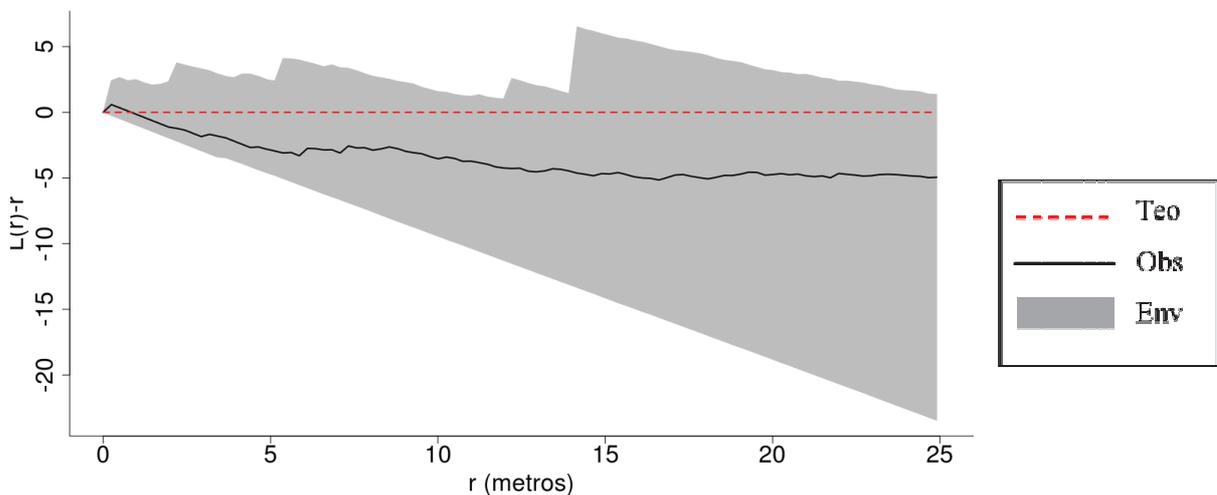
Conforme Carvalho (2003), o cedro ocorre predominantemente em solos profundos e úmidos, porém bem drenados e com textura argilosa a areno-argilosa. Não é favorável ao seu

desenvolvimento a presença de solos rasos ou com camadas de pedras, ou áreas de lençol freático superficial. Já para Inoue, Roderjan e Kuniyoshi (1984), exemplares mais desenvolvidos de cedro mostram nítida preferência por solos úmidos, nos fundos de vales ao longo dos rios e baixadas.

Acredita-se que solos com maior teor de silte podem reter menor teor de água, e além disso, facilitar também a drenagem, satisfazendo as necessidades supracitadas. Não obstante, uma explicação mais detalhada sobre as influências do solo sobre *Cedrela fissilis* só pode ser obtida por meio de estudos sobre a variação das características do solo sobre o local do inventário florestal, por exemplo, com a interpolação matemática dos dados de solos coletados.

#### 4.2.8.2 Efeitos de segunda ordem

A função K de Ripley é exposta no Figura 37, contendo envelopes em um nível alfa de probabilidade de 0,01% (19999 simulações).



**Figura 37.** Função K de Ripley para *Cedrela fissilis*.

Fonte: O autor (2012).

O gráfico indica aleatoriedade na distribuição do cedro em todas as escalas avaliadas. Este comportamento ocorre quando não existe ligação entre os indivíduos, ou seja, o estabelecimento de uma árvore independe espacialmente do estabelecimento de outra árvore.

Uma possível origem para o padrão observado é a dupla forma de dispersão das sementes, que se dá tanto pela queda das sementes no solo, dentro do fruto, quanto pela ação do vento (ALCÁNTARA *et al.* 1997, citado por CARVALHO, 2003)<sup>6</sup>. Além desta hipótese, sabe-se que *Cedrela fissilis* é uma espécie pioneira oportunista (LAMPRECHT, 1990), aproveitando a formação de clareiras, com a queda de árvores dominantes, para seu desenvolvimento (PINAZO, *et al.*, 2008).

Segundo Inoue (1980), citado por Inoue, Roderjan e Kuniyoshi (1984), o cedro é uma espécie complexa frente aos fatores ambientais, demonstrando experimentalmente a capacidade elástica de sua adaptação fisiológica às condições de luminosidade do ambiente, todavia apresentando maior produtividade sob condições menos intensas de luz. Este é outro ponto a ser explorado, já que apesar de a espécie aproveitar clareiras para seu desenvolvimento, a regeneração não parece tão suscetível à luminosidade, e com isso o padrão espacial da espécie não sofre interferências deste tipo.

---

<sup>6</sup> ALCÁNTARA, J.M.; VERA, N.; SZCZIPANSKI, L.; EINL, B.; RIOS, R. Análise de La dispersión de semillas de *cedrela fissilis* em El bosque nativo de misiones. **yvyrareta**, Eldorado, n. 8, p, 16-21, 1997.

## 5 CONCLUSÕES

- Os resultados obtidos a partir da Estatística Espacial permitiram investigar as preferências ambientais das espécies avaliadas, bem como complementar as informações provenientes das análises tradicionalmente utilizadas.

- O ambiente natural, com seus diferentes atributos e variáveis mensuráveis, influencia de forma substancial a distribuição de espécies arbóreas; mesmo em escalas de análise pequenas, nas quais o clima pode ser descartado como fonte de variação. Isso pôde ser verificado pela comparação da densidade de indivíduos de determinadas espécies e sua relação com o modelo digital de elevação e o mapa de solos;

- Algumas espécies avaliadas demonstraram sensibilidade a pequenas variações altimétricas, outras exibiram preferências por determinados tipos de solos, e finalmente, uma parte das espécies demonstrou menor probabilidade de ocorrência em regiões ocupadas por outras espécies. Além disso, cada espécie foi afetada de forma diferente por cada atributo do ambiente. Ficou claro que em determinados casos, um dado atributo do ambiente não possui efeito perceptível sobre uma espécie, porém é determinante no sucesso de outra. Isto pôde ser exemplificado pelo estudo da *Ocotea odorifera*, que ficou restrita a regiões elevadas da área de estudo, possivelmente devido à drenagem do solo; este fator, contudo, não foi limitante para *Cedrela fissilis*, que esteve presente em diferentes altitudes, mas aparentou falta de adaptação em áreas com Latossolo vermelho distrófico.

- O uso de métodos de parcela, como o índice de agregação de McGuinness, se justifica pela facilidade de aplicação, porém, traz poucas informações sobre a distribuição das espécies quando comparados com a estimativa da intensidade e função K de Ripley. A alegada maior objetividade dos métodos de parcela pode ser questionada pela suscetibilidade dos resultados face ao tamanho de parcela utilizado.

- Foi possível distinguir dois mecanismos de interferência sobre o padrão de distribuição de espécies, aqueles provenientes do ambiente, como altitude, tipos de solos e presença de outras espécies, relacionados aos efeitos de primeira ordem, daqueles que tem como origem as características ecológicas das espécies, tais como tolerância a sombra, dispersão de sementes e competitividade, efeitos de segunda ordem.

– As características das espécies puderam ser relacionadas a interações intraespecíficas, com os resultados da função K de Ripley. Todavia, foi difícil identificar quais características tiveram maior efeito sobre os padrões, já que estas se combinam para formar o padrão observado. O padrão agregado, no entanto, foi o mais frequente, possivelmente devido à propagação vegetativa ser via sementes. Quando o padrão foi diferente, regular ou aleatório, outros fatores prevaleceram, como a busca por luminosidade.

## 6 RECOMENDAÇÕES

O tema estudado traz grandes possibilidades de pesquisa, provenientes da ampliação dos dados a serem utilizados, no refinamento das técnicas e uso de outras técnicas para comprovar as hipóteses geradas, e finalmente, em um maior detalhamento dos dados e análises. Especificamente, notou-se que:

– Ao invés da utilização de mapas do tipo de solo, maiores esclarecimentos podem ser alcançados comparando-se a intensidade de espécies diretamente com atributos do solo, como profundidade, teor de nutrientes, pH, entre outros;

– O desenvolvimento de uma metodologia para definição do raio de análise (*Bandwidth*) para a estimativa da intensidade de primeira ordem é essencial para melhorar a precisão dos resultados e discussões subsequentes;

– O aumento do número de espécies avaliadas poderia desvendar novas relações interespecíficas importantes;

– O ajuste e teste de modelos de distribuição espacial para as espécies é um caminho indicado para comprovar os resultados obtidos;

– A análise de regressão espacial tem grande utilidade também para confirmar resultados. Espera-se que futuramente a regressão seja utilizada para estimar o potencial de adaptação de determinadas espécies em determinados locais, e que, além disso, constitua em ferramenta para inferências estatísticas nesta área, identificando com precisão quais fatores são limitantes ao desenvolvimento de espécies e em quais quantidades.

## REFERÊNCIAS

- ANJOS, A.; MAZZA, M. C. M.; SANTOS, A. C. M. C.; DELFINI, L. T. Análise do padrão de distribuição espacial da araucária (*Araucaria angustifolia*) em algumas áreas no Estado do Paraná, utilizando a função K de Ripley. **Scientia Forestalis**, n. 66, p. 38-45, 2004.
- BACKES, P.; IRGANG, B. **Mata Atlântica: as árvores e a paisagem**. Paisagem do Sul. 2004. 393 p.
- BADDELEY, A. **Analysis of point patterns in R**. CSIRO and University of Western Australia. 2010, 232 p.
- \_\_\_\_\_. Ajuda sobre a função “Kest”. Pacote spatstat: **R documentation**. 2011a.
- \_\_\_\_\_. Ajuda sobre a função “envelope”. Pacote spatstat: **R documentation**. 2011b.
- \_\_\_\_\_. Ajuda sobre a função “density.ppp”. Pacote spatstat: **R documentation**. 2011c.
- BADDELEY, A. J.; MOLLER, J.; WAAGEPETERSEN, R. Non- and semi-parametric estimation of interaction in inhomogeneous point patterns. **Statistica Neerlandica**, v. 54, p. 329-350. 2000.
- BADDELEY, A.; TURNER, R. Spatstat: an R package for analyzing spatial point patterns. **Journal of Statistical Software**, v. 12, n. 6, 2005. Disponível em: < <http://www.jstatsoft.org> >. Acesso em: fevereiro de 2011.
- BAILEY, T. C.; GATRELL, A. C. **Interactive spatial data analysis**. Harlow: Longman Scientific and Technical, 1995. 413 p.
- BATISTA, J. L. F.; MAGUIRE, D. A. Modeling the spatial structure of tropical forests. **Forest Ecology and Management**, v. 110, n. 1-3, p. 293-314. 1998.
- BERGER, U.; HILDENBRANDT, H. A new approach to spatially explicit modeling of forest dynamics: spacing, ageing and neighborhood competition of mangrove trees. **Ecological Modelling**, n. 132, p. 287 – 302. 2000.
- BESAG, J. E. Comments on Ripley's paper. **Journal of the Royal Statistical Society, B** v. 39, n. 2, p. 193-195. 1977.d
- 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, Piracicaba, SP.
- CARMO, F. M. S.; BORGES, E. E. L.; TAKAKI, M. Alelopatia de extratos aquosos de canela-sassafrás (*Ocotea odorifera* (Vell.) Rohwer). **Acta Botanica Brasilica**, v. 3, n. 21, p. 697-705. 2007.

CARVALHO, P. E. R. **Espécies arbóreas brasileiras**, v. 1. Brasília: Embrapa Informação Tecnológica, 2003. 1035 p.

\_\_\_\_\_. **Espécies arbóreas brasileiras**, v. 4. Brasília: Embrapa Informação Tecnológica, 2010. 644 p.

CARVALHO, F.A.; NASCIMENTO, M.T.; OLIVEIRA FILHO, A.T. Composição, riqueza e heterogeneidade da flora arbórea da bacia do Rio São João, RJ, Brasil. **Acta Botanica Brasilica**, São Paulo, v. 22, n. 4, p. 929-940, 2008.

CETNASKY FILHO, R.; NOGUEIRA, A. C. Regeneração natural de *Ocotea odorifera* (Vell.) Rohwer (Canela-sassafrás). **Revista Acadêmica: Ciências Agrárias e Ambientais**, v. 2, n. 3, p. 61-68. 2004.

CHEN, J.; BRADSHAW, G. A. Forest structure in space: a case study of an old growth spruce-fir forest in Changbaishan Natural Reserve, PR China. **Forest Ecology and Management**, n. 120, p. 219-233. 1999.

CRESSIE, N. A. C. **Statistics for spatial data**. New York: John Wiley and Sons, 1993. 900 p.

CUNHA, U. S. **Análise da estrutura espacial horizontal de uma floresta de terra firme da Amazônia**. 126 f. Tese (Doutorado em Ciências Florestais) – Departamento de Engenharia Florestal, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2003.

DIGGLE, P. J. A *kernel* method for smoothing point process data. **Applied Statistics**, n. 34, p. 138-147, 1985.

\_\_\_\_\_. **Statistical analysis of spatial point patterns**. Londres: Arnold. 2003. 159 p.

DIGGLE, P. J.; EGLLEN, S. J.; TROY, J. B. **Modelling the bivariate spatial distribution of amacrine cells**. 2005.

DRUCK, S.; CARVALHO, M. S.; CÂMARA, G.; MONTEIRO, A. M. V. (eds) **Análise espacial de dados geográficos**. Brasília: EMBRAPA, 2004. Disponível em: < <http://www.dpi.inpe.br/gilberto/livro/analise/> >. Acesso em: 09/06/2010.

EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. 2 ed. Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 2006. 306 p.

FIGUEIREDO FILHO, A. Relatório técnico: Comparação da dinâmica de uma Floresta Ombrófila Mista e uma vegetação arbórea estabelecida sob um plantio de *Araucaria angustifolia* no Centro Sul do estado do Paraná. 2011. 36 p. Não publicado.

FIGUEIREDO FILHO, A.; DIAS, A. N.; WATZLAWICK, L. F. **Inventário das florestas naturais na Floresta Nacional de Irati, Estado do Paraná**. Irati. 2006.

GALVÃO, F.; KUNIYOSHI, Y. S.; RODERJAN, C. V. Levantamento fitossociológico das principais associações arbóreas da Floresta Nacional de Irati, PR. **Revista Floresta**, v. 19, n. 1, p. 30-49. 1989.

GETIS, A.; FRANKLIN, J. Second-order neighborhood analysis of mapped point patterns. **Ecology**, v.68, n. 3, p. 473-477, 1987.

GONZALEZ-ANDUJAR, J. L.; GONZALEZ-DIAS, L.; NAVARRETE, L. Characterising spatial weed distribution with a distance index of dispersion and the effect of spatial scales. **World Journal of Agricultural Sciences**, v. 3, n. 6, p. 777-780. 2007.

HAY, J. D. *et al.* Comparação do padrão da distribuição espacial em escalas diferentes de espécies nativas do cerrado, em Brasília, DF. **Revista Brasileira de Botânica**, v. 23, n. 3, p. 341-347, 2000.

HESS, A. F.; SCHNEIDER, P. R. Crescimento em altura de *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze em três locais do Rio Grande do Sul. **Revista Ambiência**, Guarapuava, v. 5, n. 2, p. 213-231, 2009.

INOUE, M. T.; GALVÃO, F.; TORRES, D. V. Estudo ecofisiológico sobre *Araucaria angustifolia* (Bert.) Ktze.: fotossíntese em dependência à luz no estágio juvenil (1). **Revista Floresta**, n. 10, p. 5-9, 1979.

INOUE, M. T.; RODERJAN, C. V.; KUNIYOSHI, Y. S. **Projeto Madeira do Paraná**. Curitiba: Fundação de Pesquisas Florestais do Paraná – FUPEF. 1984. 260 p.

INOUE, M. T.; TORRES, D. V. Comportamento do crescimento de mudas de *Araucaria angustifolia* (bert.) O. Ktze. em dependência da intensidade luminosa. **Revista Floresta**, v. 41, n. 4, 1980.

KANIESKI, M. R.; ARAUJO, A. C. B.; GRACIOLI, C. R.; SOARES, P. R. C.; CALLEGARO, R. M.; LONGHI, S. J. Padrão de distribuição da *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze na Floresta Nacional de São Francisco de Paula, Rio Grande do Sul. In: Congresso de Meio Ambiente da AUGM, 6, 2009, São Carlos. **Anais ...** São Carlos: UFSCAR, 2009. p. 1-11.

KER, J. C. Latossolos do Brasil: uma revisão. **Revista Geonomos**, v. 5, n. 1, p. 17-40. 1997. Disponível em: < <http://www.igc.ufmg.br/geonomos/indice51.htm> > Acesso em: outubro de 2011.

LAMPRECHT, H. **Silvicultura nos trópicos: ecossistemas florestais e respectivas espécies arbóreas – possibilidades e métodos de aproveitamento sustentado**. Eschborn: GTZ. 1990. 343p.

LANG, G.; MARCON, E. **Testing randomness of spatial point patterns with the Ripley statistic**. Disponível em: < <http://arxiv.org/abs/1006.1567> >. Acesso em: outubro de 2011.

LIANG, S.; DONG, M. Spatial heterogeneity of population structure of the mangrove *Bruguiera gymnorrhiza* at Yingluo Bay, South-China Coast. **Acta Botanica Sinica**, n. 46, p. 1015-1024, 2004.

LLOYD, C. D. **Local models for spatial analysis**. Boca Raton: CRC Press, 2007. 244 p.

LORENZI, H. **Árvores brasileiras: manual de identificação e cultivo de plantas arbóreas nativas do Brasil**, vol. 1, 5 ed. Nova Odessa: Instituto Plantarum, 2008.

\_\_\_\_\_. **Árvores brasileiras: manual de identificação e cultivo de plantas arbóreas nativas do Brasil**, vol. 2, 3 ed. Nova Odessa: Instituto Plantarum, 2009.

LUDWIG, J. A.; REYNOLDS, J. F. **Statistical Ecology: a primer on methods and computing**. New York: John Wiley and Sons, 1988. 337 p.

MCGUINNES, W. G. The relationship between frequency index and abundance as applied to plant populations in a semi-arid region. **Ecology**, v. 16, p. 263-282, 1934.

MOLLER, J.; WAAGEPETERSEN, R. P. **Statistical inference and simulation for spatial point processes**. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC, 2004. 300 p.

ODUM, E. P. **Ecologia**. Rio de Janeiro: Editora Guanabara Koogan, 2010. 434 p.

OKABE, A.; BOOTS, B.; SUGIHARA, K.; CHIU, S. N. **Spatial tessellations: concepts and applications of Voronoi Diagrams**. 2 ed., New York: John Wiley and Sons, 2000. 671 p.

PESCK, V. A. **Classificação orientada ao objeto de imagem QuickBird-2 para a identificação da araucária**. 76 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Estadual do Centro Oeste, Irati. 2011.

PFEIFFER, D.; ROBINSON, T.; STEVENSON, M. STEVENS, K.; ROGERS, D.; CLEMENTS, A. **Spatial analysis in Epidemiology**. Oxford: Oxford University Press, 2008. 142 p.

PINAZO, M. A.; MOSCOVICH, F. A.; DUMMEL, C.; KNEBEL O. E. Patrón espacial de *Cedrela fissilis* Vell. en un bosque submetido a aprovechamiento selectivo em el norte de la Provincia de Misiones. Misiones: XIII Jornadas Técnicas Forestales y Ambientales. 2008.

PRETZSCH, H. **Forest dynamics, growth and yield: from measurement to model**. Berlin: Springer, 2009. 664 p.

R DEVELOPMENT CORE TEAM. **R: A language and environment for statistical computing**. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Disponível em < <http://www.R-project.org/> >. Acesso em fevereiro de 2011.

RESENDE, M.; CURI, N.; SANTANA, D. P. **Pedologia e fertilidade do solo: interações e aplicações**. Brasília: Ministério da Educação; Lavras: ESAL; Piracicaba: POTAFOS, 1988. 81 p.

RIPLEY, B. D. **Spatial statistics**. Hoboken: John Wiley and Sons. 1981. 252 p.

\_\_\_\_\_. **Statistical inference for spatial processes**. Cambridge: Cambridge University Press, 1988. 148 p.

RODE, R. **Avaliação florística e estrutural de uma Floresta Ombrófila Mista e de uma vegetação arbórea estabelecida sob um povoamento de *Araucaria angustifolia* de 60 anos**. 159 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2008.

RODE, R.; FIGUEIREDO FILHO, A.; MACHADO, S. M.; 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. **Revista Floresta**. v. 40, n. 2, p. 255-268. 2010.

RODERJAN, C. V.; GALVÃO, F.; KUNIYOSHI, S. Y.; HATSCHBACH, G. G. As unidades fitogeográficas do estado do Paraná, Brasil. **Ciência & Ambiente**, v. 24, p. 75–92. 2002

ROIK, M.; FIGUEIREDO FILHO, A.; MIRANDA, R. O. V.; POTTKER, G. S.; DIAS, A. N. Determinação de grupos florísticos com uso de análise de agrupamento em uma Floresta Ombrófila Mista. In: Semana de Integração Ensino, Pesquisa e Extensão, 2, 2011, Irati. **Anais ... Irati: UNICENTRO**, 2011.

SCHABENBERGER, O.; GOTWAY, C.A. **Statistical methods for spatial data analysis**. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC, 2005. 488 p.

SCOTT, D. W. **Multivariate density estimation: theory, practice and visualization**. New York: John Wiley and Sons, 1992. 317 p.

SILVERMAN, B. **Density estimation for statistics and data analysis**. London: Chapman & Hall, 1986. 176 p.

SONG, B.; CHEN, J.; DESANKER, P. V.; REED, D. D.; BRADSHAW, G. A.; FRANKLIN, J. F. Modeling canopy structure and heterogeneity across scales: from crowns to canopy. **Forest Ecology and Management**. n. 96, p. 217–229, 1997.

STOYAN, D.; STOYAN, H. **Fractals, random shapes and point fields: methods for geometrical statistics**. New York: John Wiley and Sons, 1994. 386 p.

VELOSO, H.P. & GÓES-FILHO, L. **Fitogeografia brasileira: classificação fisionômico-ecológica da vegetação neotropical**. Boletim Técnico do Projeto RADAMBRASIL, Série Vegetação 1:1-80. 1982.

VIDAL, M. A. S. **Análise biométrica da regeneração natural de algumas espécies em uma Floresta Estacional Semidecidual localizada no Município de Cássia-MG**. Curitiba, 2000. 104 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, 2000.

## APÊNDICE A

Rotina para geração da estimativa da intensidade no aplicativo Spatstat/R.

```
#Este arquivo descreve os comandos necessários para gerar as estimativas de intensidade
#por kernel no aplicativo R (www.r-project.org).
#Textos em linhas começando por "#" significam comentários ou parâmetros alternativos.
#Arquivos utilizados: polygon.txt e f02araucaria.csv.
#Carrega as bibliotecas necessárias:
library(spatstat)
#Carrega informações geométricas da área de estudo:
p<-read.table("d:\\data/flona/polygon.txt",header=T)
A=owin(poly=p)
#Altera para o diretório das planilhas contendo posições das árvores:
setwd("D:/Data/flona/esp/")
#Carrega arquivo com coordenadas das árvores:
f02araucaria<-read.table("f02araucaria.csv",header=T, sep=";")
#une as informações da área de estudo e das coordenadas das árvores para ser analisado
#pelo programa:
araucaria=ppp(f02araucaria$x,f02araucaria$y>window=A)
#Método 1 - Densidade escolhida arbitrariamente:
dens=density.ppp(araucaria, sigma=30,eps=1,diggle=TRUE)
# Método 2 - Densidade pelo método de Scott (1992):
#dens=density.ppp(araucaria, sigma=(bw.scott(araucaria)), eps=1,diggle=TRUE)
# Método 3 - Densidade por validação cruzada método de Diggle (1985):
#dens=density.ppp(araucaria, sigma=(bw.diggle(araucaria)), eps=1,diggle=TRUE)
#Exibe diferentes gráficos com base em diferentes paletas de cores:
#plot(dens, col=gray.colors(255, start=1, end=0))
#plot(dens, col=rainbow(1024, s = 1, v = 1, start = 0, end = 0.7, alpha=1))
#plot(dens, col=palette(rich.colors(256, palette="temperature", alpha=1.0, rgb=FALSE,
#plot=FALSE)), cex.axis=1.5)
plot(dens, cex.axis=1.5)
mtext("Eventos esperados por m²", 4, cex=1.5)
#Fim.
```

## APÊNDICE B

Rotina para estimar a função K de Ripley transformada no aplicativo Spatstat/R.

```
#Este arquivo descreve os comandos necessários para gerar as estimativas da função K de
#Ripley no aplicativo R (www.r-project.org).
#Textos em linhas começando por "#" significam comentários ou parâmetros alternativos.
#Arquivos utilizados: polygon.txt e f02araucaria.csv.
#Carrega as bibliotecas necessárias:
library(spatstat)
#Carrega informações geométricas da área de estudo:
p<-read.table("d:\\data/flona/polygon.txt",header=T)
A=owin(poly=p)
#Altera para o diretório das planilhas contendo posições das árvores:
setwd("D:/Data/flona/esp/")
#Carrega arquivo com coordenadas das árvores:
f02araucaria<-read.table("f02araucaria.csv",header=T, sep=";")
#une as informações da área de estudo e das coordenadas das árvores para ser analisado
#pelo programa:
araucaria=ppp(f02araucaria$x,f02araucaria$y,window=A)
#Estima a função K de Ripley no caso homogêneo para a espécie:
#K <- Kest(araucaria, nlarge=15000, correction=c("Ripley"),var.approx=T)
#Exibe o gráfico da função K
#plot(K)
# Estima a função K de Ripley com envelopes de significância, variação da #densidade a
partir de um kernel escolhido arbitrariamente (30 metros de raio):
Kenv=envelope(araucaria, fun=Kinhom, nlarge=15000, correction="Ripley", nsim=19999,
sigma=30, diggle=TRUE, normpower=2)
#Exibe o gráfico com envelope:
#plot(Kenv)
#Apresenta a função L com distâncias subtraídas:
plot(Kenv, sqrt(./pi)-r~r, legend=T, ylab=list("L(r)-r",cex=2), xlab=list("r (metros)",
cex=2),bty="l", xlim=c(0,25), lwd=2, cex.axis=2)
#Fim.
```