

**PADRÃO ESPACIAL DE ESPÉCIES FLORESTAIS: ESTUDO DE CASO COM
Ocotea odorifera (Vell.) Rohwer**

SPATIAL PATTERN OF FOREST SPECIES: CASE STUDY WITH *Ocotea odorifera* (Vell.) Rohwer

Gustavo Sartori Pottker¹ Paulo Costa de Oliveira Filho² Afonso Figueiredo Filho³
Cilmar Antônio Dalmaso⁴

RESUMO

O objetivo desta pesquisa foi o entendimento dos processos e mecanismos geradores da distribuição espacial de *Ocotea odorifera*, com a discriminação de influências do ambiente das advindas de interação entre indivíduos. Para tanto, utilizou-se a distribuição espacial de árvores da espécie em uma região de 25 hectares de Floresta Ombrófila Mista (FOM) amostrada na Floresta Nacional (FLONA) de Irati. Esses dados, descritos sob a forma de um processo espacial pontual, foram apreciados por duas técnicas da Estatística Espacial. Primeiramente, foi utilizado um estimador de intensidade por *kernel* para avaliação de padrões globais de dispersão de árvores na região amostrada, e em seguida, a função K de Ripley não homogênea, que evidencia os padrões locais. Pôde-se verificar que os agrupamentos da espécie se situaram nas áreas mais elevadas da região amostrada, possivelmente em solos mais bem drenados. Além disso, constatou-se atração entre os indivíduos da espécie, originando agrupamentos nas maiores escalas avaliadas, conforme revelado pela função K de Ripley não homogênea.

Palavras-chave: Função K de Ripley; estimador de intensidade; padrão espacial pontual.

ABSTRACT

Distinction between generating mechanisms of the spatial patterns of forest species – case study with Ocotea odorifera. The objective of this research was the understanding of the processes and generating mechanisms of the spatial distribution of *Ocotea odorifera*, discriminating influences of the environment from those arising due to interactions between individuals. For this, coordinates from species trees were taken in a region of 25 hectares of Mixed Rain Forest (FOM) sampled in the National Forest (FLONA) of Irati. These data, described as a spatial point process, were evaluated by two Spatial Statistics techniques. Initially, a Kernel intensity estimator verified the global patterns of trees dispersion in the sampled region, and posteriorly, the non-homogeneous Ripley's K function was used to study the local patterns. It was verified that the species clusters were localized in the highest areas of the sampled region, possibly in better drained soils. Furthermore, attraction was found amongst the specie's individuals, originating clusters in the largest scales analyzed, as shown by the non-homogeneous Ripley's K function.

Keywords: Ripley's K function; intensity estimation; spatial point pattern.

1 Engenheiro Florestal, MSc., Tecnologista do Ministério da Ciência, Tecnologia e Inovação, Secretaria de Políticas e Programas de Pesquisa e Desenvolvimento, Esplanada dos Ministérios, Bloco E, sala 229, CEP 70067-900, Brasília (DF), Brasil. gspottker@gmail.com

2 Engenheiro Florestal, Dr., Professor Associado B do Departamento de Engenharia Ambiental, Universidade Estadual do Centro-Oeste, Campus de Irati, PR 153 Km 07, Riozinho, CEP 84500-000, Irati (PR), Brasil. paulocostafh@gmail.com

3 Engenheiro Florestal, Dr., Professor Sênior do Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal da UFPR/ Professor Associado do Departamento de Engenharia Florestal da UNICENTRO, PR 153 Km 07, Riozinho, CEP 84500-000, Irati (PR), Brasil. afigfilho@gmail.com

4 Engenheiro Florestal, MSc., Bolsista de apoio técnico no Laboratório de Biogeoquímica da Universidade Federal do Paraná, Rua dos Funcionários, 1540, Bairro do Juvevê, CEP 80035-050, Curitiba (PR), Brasil. cilmard@gmail.com

INTRODUÇÃO

O padrão espacial de plantas é importante no estudo de comunidades ecológicas e normalmente é a primeira característica observada (LUDWIG; REYNOLDS, 1988). Acredita-se que ele determina de forma significativa à regeneração, o crescimento, a mortalidade, o desenvolvimento do sub-bosque, a propagação de distúrbios (como doenças) e certas características ecológicas manipuladas pelo manejo florestal, como desbastes, colheitas e enriquecimento (CHEN; BRADSHAW, 1999). Apesar disso, ainda resta conhecer melhor os fatores que geram estes padrões e como afetam a dinâmica da floresta, a fim de melhorar as práticas de conservação, manejo, inventário e recomposição.

Os padrões espaciais de espécies arbóreas podem ser estudados segundo abordagens diferentes, tanto com relação à escala, quanto ao tipo de dados coletados e mecanismos geradores. Podem ser percebidas as escalas macro, em nível biogeográfico; mesmo, no estudo de comunidades; ou micro, referente à distribuição espacial dos indivíduos dentro da comunidade (HAY et al., 2000). Nesta última escala, a floresta pode ser representada tanto como um padrão pontual, baseada na posição dos fustes das árvores, quanto em formas mais complexas de descrição da floresta, examinando a arquitetura e tamanho das copas, fustes e posições espaciais (SONG et al., 1997).

Quanto aos mecanismos geradores, 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 o tipo de 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.

Sob a ótica da Estatística Espacial, ao avaliar um padrão espacial pontual de árvores, se uma tendência de larga escala é observada, como o aumento na densidade de árvores em uma dada direção, então verifica-se a atuação de efeitos de primeira ordem (CRESSIE, 1993). Variações locais no número de indivíduos, provenientes de interações entre indivíduos são denominadas efeitos de segunda ordem, ou dependência espacial (BAILEY; GATRELL, 1995).

Intuitivamente, relacionam-se os efeitos de primeira ordem às variáveis abióticas enquanto os

de segunda ordem parecem intimamente ligados às variáveis bióticas. Essas suposições, no entanto, carecem de comprovação científica, tendo em vista a escassez de pesquisas que tratam de forma conjunta, ambos os efeitos, com o propósito de evitar confundi-los.

Assim, a espécie *Ocotea odorifera* (Vell.) Rohwer (canela-sassafrás) foi escolhida para este estudo de caso, especialmente por sua dispersão irregular e descontínua, e seu grande interesse em conservação e produção. A espécie ocorria com elevada frequência e quantidade no Alto Vale do Itajaí em Santa Catarina, constituindo por vezes 1/3 da madeira das matas (REITZ; KLEIN; REIS, 1978). Sua exploração econômica se deveu sobretudo na extração de óleo essencial, cujo principal componente químico é o safrol (REITZ et al., 1983; INOUE et al., 1984; CARVALHO, 1994), utilizado na fabricação de inseticidas biodegradáveis, cosméticos e produtos farmacêuticos (AZAMBUJA, 2012).

Dessa forma, buscou-se melhor compreender os processos e mecanismos geradores da distribuição espacial de *Ocotea odorifera*, com a discriminação de influências do ambiente daquelas advindas de interação entre indivíduos.

MATERIAL E MÉTODOS

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 FLONA se localiza nos municípios de Irati e Fernandes Pinheiro, tendo fronteiras com Ibituva e Teixeira Soares, no estado do Paraná; entre as coordenadas E=538.217,9 m a E=549.784,5 m e N=7.188.444,2 m a N=7.201.876,4 m do sistema de projeção UTM/Fuso 22, datum WGS84 (Figura 1). A altitude média do local é de 885 metros acima do nível médio dos mares. 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. O solo foi classificado como podzólico e apresenta acidez média. O relevo é colinoso a plano e a vegetação

predominante, conforme o sistema de classificação do IBGE (IBGE, 2012), é Floresta Ombrófila Mista.

Origem dos dados

Os dados são provenientes de amostragem da floresta nativa, cobrindo uma área de 25 hectares contíguos. O inventário contínuo foi estabelecido em 2002, tendo passado por remedições em 2005, 2008 e 2011. A operacionalização do inventário florestal 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 2.500 m² (50 m x 50 m) e finalmente, para cada parcela, cinco faixas são alocadas (50 m x 10 m) (Figura 2).

A inclusão de uma árvore no banco de

dados foi condicionada a uma circunferência a altura do peito igual ou superior a 31,4 cm ($DAP \geq 10$ cm). A identificação botânica seguiu o Sistema de Classificação APG II (ANGIOSPERM PHYLOGENY GROUP II, 2003).

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 de cada 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, a coordenada absoluta de cada árvore foi obtida mediante a adição das coordenadas relativas às faixas, parcelas e blocos.

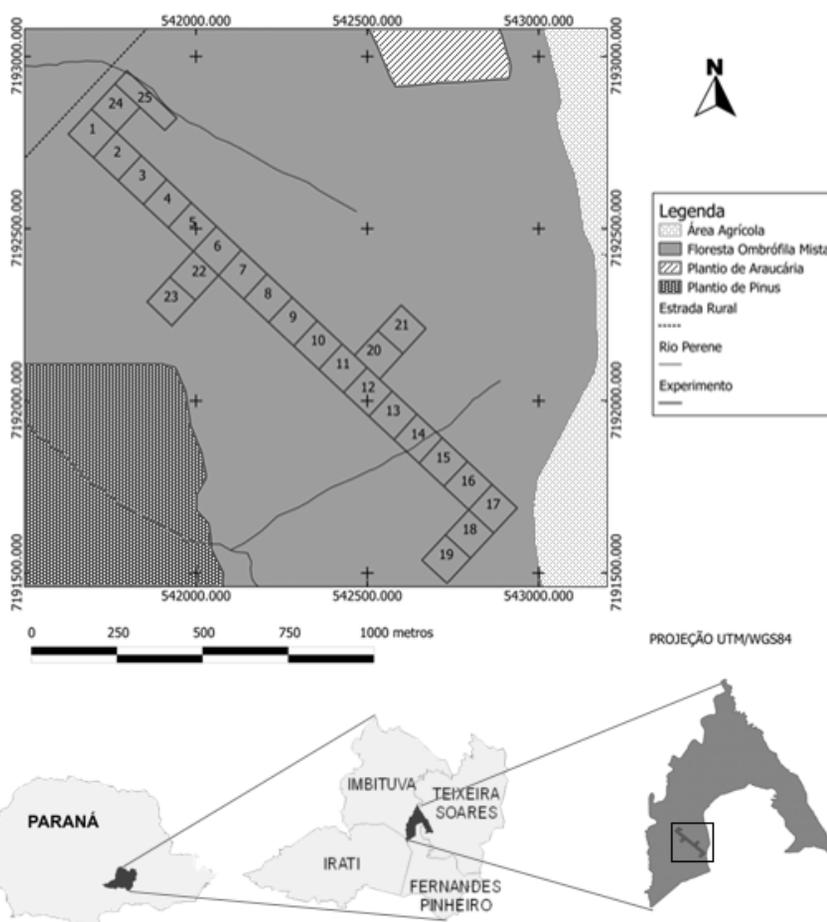


FIGURA 1: Localização, distribuição amostral e formato das parcelas permanentes. O bloco 25 apresenta mesma área dos demais, possuindo desenho diferenciado devido à presença de um pequeno rio que limita a área amostrada.

FIGURE 1: Location, sampling distribution and shape of the permanent sampling units. The 25th block has the same area as the others, but it is arranged in a different design due to the presence of a small river bordering the sampled area.

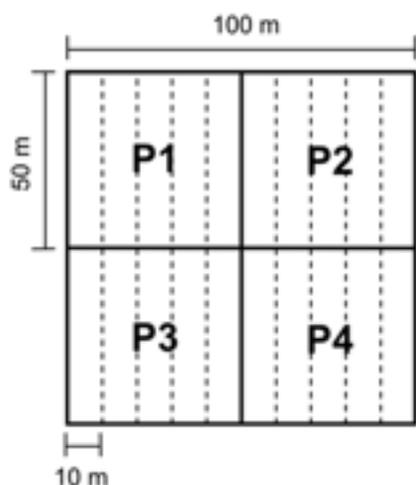


FIGURA 2: Esquema de um bloco - divisões em parcelas e faixas (Fonte: RODE, 2008).

FIGURE 2: Block design - divisions into samples and bands.

Na área de estudo, foi gerado um modelo digital de elevação a partir de duas fotografias aéreas obtidas em 1980 na escala 1:25.000 com superposição longitudinal de 60% e distância focal nominal de 152 mm, com restituição para a escala 1:5000. A perfilação foi feita em linhas coletando pontos a cada 10 m nos eixos X e Y variado somente as altitudes (PESCK, 2011). A interpolação dos dados foi realizada pela técnica de grade triangular irregular - TIN, com resolução de 1 m², conforme procedimento no aplicativo QuantumGIS.

Análise espacial

Todas as análises tiveram como referência a escala micro, ou seja, com foco na distribuição dos indivíduos dentro da comunidade, conforme Hay et al. (2000). A posição das árvores foi visualizada graficamente como um padrão pontual. 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 uma função *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 em consequência de mudanças gradativas nas condições ambientais. A estimativa de intensidade pode ser útil para casos em que existam 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.

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

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

Em que, $\hat{\lambda}(s)$ 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; $k(\cdot)$ é uma função densidade de probabilidade bivariada, simétrica em relação à origem; o parâmetro τ é chamado de raio de influência (*bandwidth*) e é essencialmente o raio do círculo que terá como centro cada localidade; por último, o fator δ_{τ} corrige distorções de bordadura, sendo determinado como segue (DIGGLE, 1985):

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

Em que constitui o volume sob o *kernel* centrado em s , situado dentro de uma área A (BAILEY; GATRELL, 1995). A variável u refere à proporção do raio τ centrado em s que se situa fora da área de A .

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; TURNER, 2005). Usouse um *kernel* gaussiano (Figura 3). Nessa função, 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.

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; GATRELL, 1995). Além da função utilizada, existem vários outros parâmetros que podem ser alterados, os mais

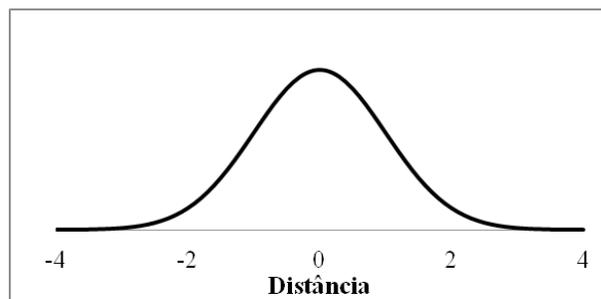


FIGURA 3: Exemplificação de um *kernel* gaussiano (vista lateral).

FIGURE 3: Gaussian Kernel's exemplification (side view).

importantes são: tamanho da célula da grade, raio de influência e tipo de correção aos efeitos de borda.

O raio de influência é a variável mais importante, e sobre a qual recaem as maiores discussões, 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; GOTWAY, 2005). A busca por um parâmetro τ ótimo levou ao desenvolvimento de metodologias distintas.

Foram realizados testes com vários raios de influência. Também foram avaliados 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, definido com base na apreciação visual das imagens geradas, que mantiveram um nível de suavização e detalhamento compatíveis com características da área de estudo com as quais se pretendia confrontar, tais como solos e topografia.

O tamanho das células da grade interfere na resolução das imagens geradas. Escolheu-se a dimensão 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.

A correção dos efeitos de borda foi feita pelo método proposto por Diggle (1985), já que, segundo Baddeley (2011), esta correção normalmente é mais acurada que outros métodos, ao custo de um maior

tempo de processamento.

As imagens de intensidade geradas por esta metodologia foram confrontadas com informações acerca da altitude da área de estudo.

Para complementar os estudos sobre o padrão pontual e verificar os efeitos de segunda ordem, ou seja, representando interações entre os indivíduos da espécie, foi utilizada a função K de Ripley em seu estado não homogêneo. 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; GATRELL, 1995). Assim, esta função também é denominada como medida do segundo momento reduzido (CRESSIE, 1993). O estimador da função K de Ripley não homogênea, desenvolvido por Baddeley, Moller e Waagepetersen (2000), é descrita por:

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

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 dada por:

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

Em que: 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.

Para Baddeley e Turner (2011), 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).

Muitas vezes, variância da função K estimada aumenta rapidamente para grandes distâncias r e seu comportamento pode parecer

errático (SCHABENBERGER; GOTWAY, 2005). Esses problemas resultaram na ampla adoção de uma estimativa derivada, com melhores propriedades estatísticas quando comparada à K, chamada de função L. Ela é dada por:

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

De acordo com Besag (1977), a função $\hat{L}(r)$ indica agregação para valores acima de zero e regularidade quando abaixo de zero. Sob completa aleatoriedade espacial, é esperado que os valores posicionem-se próximos ao zero. Contudo, a significância dos resultados é avaliada por meio de simulações em completa aleatoriedade espacial. Quando a função é visualizada graficamente, picos e depressões que ultrapassam os envelopes de simulação causam a rejeição da hipótese de

nulidade, ou seja, promovem o entendimento de que existem interações entre indivíduos, interações que se manifestam como agregação (atração) ou uniformidade (repulsão).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Efeitos de primeira ordem

A espécie *Ocotea odorifera*, a despeito do grande número de indivíduos amostrados (1.287 em um total de 14.073 árvores na floresta), demonstra frequência menor que a esperada, como consequência do caráter agregado que apresenta. O padrão de distribuição da espécie pode ser observado na Figura 4.

O caráter agregado da espécie é comprovado pelas Figuras 4a e 4b. Nesta, os agrupamentos da espécie se manifestam em maiores valores de

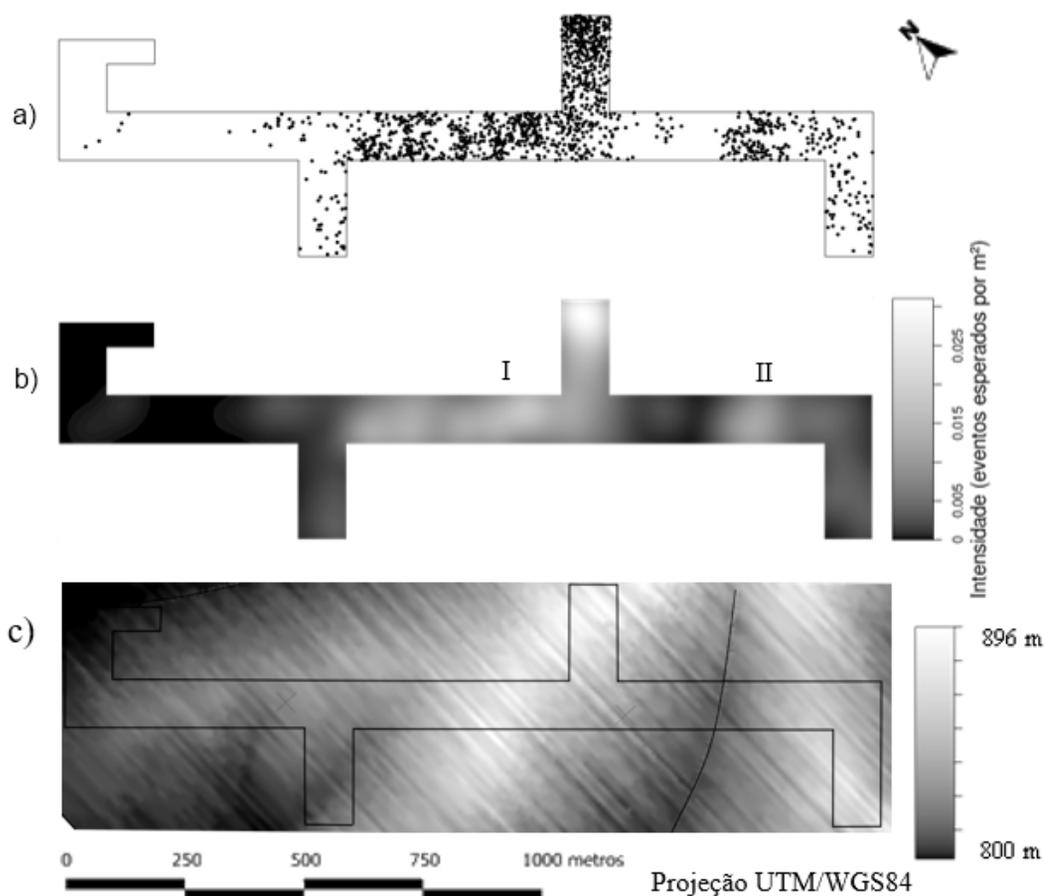


FIGURA 4: Padrão pontual (a) e estimativa da intensidade (b) para *Ocotea odorifera*, Modelo Digital de Elevação – adaptado de Pesck (2011) (c).

FIGURE 4: Point pattern (a) and intensity estimation (b) for *Ocotea odorifera*, Digital Elevation Model – adapted from Pesck (2011) (c)

intensidade, correspondente às regiões mais claras na imagem. Observa-se que a espécie apresenta-se nitidamente restrita a partes da área amostrada, com grandes agrupamentos. Carvalho (2003) observou este aspecto da espécie, afirmando que a dispersão de *Ocotea odorifera* é irregular e descontínua, formando povoamentos densos em certas áreas, sendo rara e inexistente em outros lugares.

A região I da Figura 4b apresenta uma grande concentração da espécie, com um grande agrupamento abrangendo uma largura superior a 500 m. Na região II, é possível observar outro agrupamento da espécie, de forma mais localizada.

Ao visualizar a distribuição de *Ocotea odorifera* na Figura 4c, é marcante o posicionamento da espécie nas áreas mais altas e bem drenadas. Este comportamento é explicado por Lorenzi (2008), que considerou a espécie como xerófita, adaptando-se 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 e a correspondente depressão no terreno. Isto parece indicar alguma forma de relação entre ambos os agrupamentos, enquanto o ambiente próximo ao

córrego é pouco ocupado pela espécie.

Efeitos de segunda ordem

Em seguida, são expostos os resultados da função K de Ripley transformada, com envelopes criados com 19.999 simulações, conferindo um nível alfa de 0,01% de probabilidade (Figura 6).

Na Figura 5a linha contínua mostra o valor da função para o padrão pontual observado (na legenda, Obs). A linha pontilhada indica o valor teórico para a Hipótese de Completa Aleatoriedade Espacial (Teo), enquanto a área sombreada retrata os limites dos envelopes estimados para essa hipótese (Env). A apreciação do gráfico 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 manifesta 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 pode ser considerado neste caso. Assim, de acordo com Reitz et al. (1978), *Ocotea odorifera* é uma espécie ciófita 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, não sendo 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

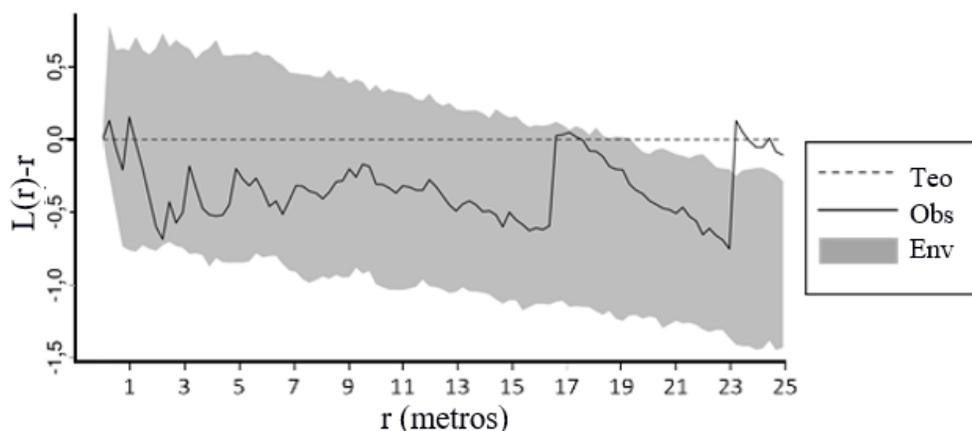


FIGURA 5: Função K de Ripley para *Ocotea odorifera*.
FIGURE 5: Ripley's K function for *Ocotea odorifera*.

um ambiente sombreado para se desenvolverem. A Figura 5, não obstante, indica a atuação de outros processos influentes sobre o padrão observado, atuando como fontes de regularidade no padrão espacial pontual observado.

Uma fonte de regularidade pode ser produzida por efeitos alelopáticos, conforme reportado por Carmo et al. (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 radiculares de plântulas de sorgo, concluindo-se que as substâncias causaram alterações metabólicas e morfológicas significativas nestas plantas, podendo ocorrer efeitos similares sobre outras espécies vegetais na vizinhança de *Ocotea odorifera*. Aceitando-se esta hipótese, 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. De acordo com Antonini e Nunes-Freitas (2004), o padrão agregado de distribuição espacial é característico de espécies vegetais dispersas por animais.

A *Ocotea odorifera* apresenta dispersão por animais, denominada zoocoria, sendo que os grupos de animais citados como responsáveis por este processo são principalmente aves, macacos e roedores (CARVALHO, 2005). Neste caso, aves e macacos são potenciais dispersores primários, já que as sementes são retiradas diretamente da planta-mãe e levadas a outros locais (MELLO, 2002). Provavelmente os roedores se encarregam de sua dispersão secundária, realizando o transporte de sementes que estão sobre o solo.

Quanto à dispersão, as aves, por exemplo, têm um comportamento alimentar ligado ao uso de poleiros naturais. Os roedores, em vez de consumir as sementes no mesmo local, levam-nas para abrigos de alimentação. Devido a esses comportamentos, as sementes contidas nos frutos são, em sua maioria, descartadas ou defecadas em tais locais, gerando um padrão de agregação secundária nas plântulas (MELLO, 2002). O padrão espacial de indivíduos adultos reflete o padrão espacial de recrutamento e a influência de fatores de mortalidade, que podem diferir em intensidade entre locais distintos (CRAWLEY, 1986) e tende a ser menos agregado do que o de plântulas para espécies com alta taxa de mortalidade dependente de densidade (SILVA et al., 2009).

CONCLUSÕES

A utilização de uma função *kernel* e a função K de Ripley não homogênea permitiram separar mecanismos que interferem no padrão espacial de *Ocotea odorifera*, sejam do ambiente ou de interações entre indivíduos, bem como listar hipóteses sobre o padrão observado, quando não foi possível determinar exatamente qual mecanismo tem maior influência sobre os resultados;

Ocotea odorifera distribuiu-se em grandes agrupamentos, concentrados nas regiões mais elevadas da área de estudo, devido à drenagem do solo;

Podem-se constatar interações entre os indivíduos da espécie, manifestadas na forma de agrupamentos observáveis nas maiores escalas avaliadas, acima de 23 metros de raio pela função K de Ripley não homogênea.

À medida que se tornam conhecidas às preferências e limitações das espécies quanto ao ambiente ocupado, obtém-se conhecimentos mais precisos de seus nichos ecológicos, bem como se avança para o desenvolvimento de modelos de sucessão florestal, permitindo prever como reagirá uma floresta face a um distúrbio ou mesmo às variações microclimáticas.

A repetição em outra localidade das análises aqui apresentadas poderia reforçar as hipóteses ora concebidas, estabelecendo bases mais sólidas para a distinção dos mecanismos que formam o padrão espacial de *Ocotea odorifera*. Adicionalmente, o estudo combinado da estrutura vertical da floresta poderá fornecer ao pesquisador elementos relevantes à consecução deste objetivo.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANTONINI, R. D.; NUNES-FREITAS, A. F. Estrutura populacional e distribuição espacial de *Miconia prasina* DC. (Melastomataceae) em duas áreas de Floresta Atlântica na Ilha Grande, RJ, Sudeste do Brasil. **Acta Botanica Brasilica**, São Paulo, v. 18. n. 3, p. 671-676, jul./dez. 2004.
- ANGIOSPERM PHYLOGENY GROUP II. An Update of the Angiosperm Phylogeny Group Classification for the Orders and Families of Flowering Plants: APG II. **Botanical Journal of the Linnean Society**, London, v. 141, p. 399-436, 2003.
- AZAMBUJA, W. **Óleos Essenciais: o início de sua história no Brasil**. [2012]. Disponível em: <http://

- oleosessenciais.org/tag/safrol/>. Acesso em: 13 out. 2012.
- BADDELEY, A. J. **Ajuda sobre a função “density. ppp”**. Pacote spatstat: R documentation, 2011.
- BADDELEY, A. J.; MOLLER, J.; WAAGEPETERSEN, R. Non- and semi-parametric estimation of interaction in inhomogeneous point patterns. *Statistica Neerlandica*, New Jersey, v. 54, p. 329-350. 2000.
- BADDELEY, A. J.; TURNER, R. Spatstat: an R package for analyzing spatial point patterns. *Journal of Statistical Software*, Los Angeles, v. 12, n. 6, 2005. Disponível em: < <http://www.jstatsoft.org> >. Acesso em: fev. 2011.
- BAILEY, T. C.; GATRELL, A. C. **Interactive spatial data analysis**. Harlow: Longman Scientific and Technical, 1995. 413 p.
- BESAG, J. E. Comments on Ripley’s paper. *Journal of the Royal Statistical Society*, New Jersey, v. 39, n. 2, p. 193-195. 1977.
- 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, São Paulo, 2004.
- CARMO, F. M. S.; BORGES, E. E. L.; TAKAKI, M. Alelopatia de extratos aquosos de canela-sassafrás (*Ocotea odorifera*(Vell.) Rohwer). *Acta Botanica Brasilica*, São Paulo, v. 3, n. 21, p. 697-705. 2007.
- CARVALHO, P. E. R. **Espécies arbóreas brasileiras**. Brasília: Embrapa Informação Tecnológica, 2003. v. 1, 1035 p.
- CARVALHO, P. E. R. Canela-Sassafrás. **Circular técnica, 110**. Colombo: EMBRAPA Florestas, 2005. 12 p. Disponível em: <<http://ainfo.cnptia.embrapa.br/digital/bitstream/CNPF-2009-09/41471/1/circ-tec110.pdf>>. Acesso em: 14 jan. 2012.
- 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*, Amstredam, n. 120, p. 219-233. 1999.
- CRAWLEY, M. J. **Plant Ecology**. Oxford: Blackwell Scientific Publications, 1986. 496 p.
- 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**. 2003. 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*, Amsterdam, n. 34, p. 138-147, 1985.
- DIGGLE, P. J. **Statistical analysis of spatial point patterns**. Londres: Arnold. 2003. 159 p.
- 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*, São Paulo, v. 23, n. 3, p. 341-347, 2000.
- IBGE. **Manual técnico da vegetação brasileira: sistema fitogeográfico, inventário das formações florestais e campestres, técnicas e manejo de coleções botânicas, procedimentos para mapeamentos**. 2. ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2012, 275 p.
- INOUE, M. T.; RODERJAN, C. V.; KUNIYOSHI, Y. S. **Projeto Madeira do Paraná**. Curitiba: FUPEF. 1984. 260 p.
- LORENZI, H. **Árvores brasileiras: manual de identificação e cultivo de plantas arbóreas nativas do Brasil**. 5. ed. Nova Odessa: Instituto Plantarum, 2008. v. 1.
- LUDWIG, J. A.; REYNOLDS, J. F. **Statistical Ecology: a primer on methods and computing**. New York: John Wiley and Sons, 1988. 337 p.
- MELLO, M. A. R. **Distribuição espacial de plantas em florestas Neotropicais**. 2002. 15 f. Monografia (Disciplina: Ecologia de Populações de Plantas – NT238) - Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2002. Disponível em: <<http://www.ib.unicamp.br/profs/fsantos/nt238/2002/marco.pdf>>. Acesso em: 14 fev. 2012.
- ODUM, E. P. **Ecologia**. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2010. 434 p.
- PESCK, V. A. **Classificação orientada ao objeto de imagem QuickBird-2 para a identificação da araucária**. 2011.76 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Estadual do Centro Oeste, Irati. 2011.
- R DEVELOPMENT CORE TEAM. **R: A language and environment for statistical computing**. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, 2011. Disponível em < <http://www.R-project.org/> >. Acesso em: fev. 2011.
- REITZ, R.; KLEIN, R.M.; REIS, A. Projeto Madeira de Santa Catarina. *Sellowia*, Itajaí, n. 28/30, p. 252-255, maio 1978.
- REITZ, R.; KLEIN, R.M.; REIS, A. Projeto Madeira do Rio Grande do Sul. *Sellowia*, Itajaí, n. 34/35, p. 411-416, dez. 1983.

- 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.** 2008. 159 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2008.
- SCHABENBERGER, O.; GOTWAY, C. A. **Statistical methods for spatial data analysis.** Boca Raton: Chapman & Hall/CRC, 2005. 488 p.
- SILVA, K. E. et al. Padrões espaciais de espécies arbóreas tropicais. In: MARTINS, S. V. (Ed.). **Ecologia de florestas tropicais do Brasil.** Viçosa: UFV, 2009. p. 216-244. Disponível em: <<http://www.alice.cnptia.embrapa.br/handle/doc/885268>>. Acesso em: 28 dez. 2011.
- SCOTT, D. W. **Multivariate density estimation: theory, practice and visualization.** New York: John Wiley and Sons, 1992. 317 p.
- SONG, B. et al. Modeling canopy structure and heterogeneity across scales: from crowns to canopy. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, n. 96, p. 217–229, 1997.