



Acta Scientiarum. Technology

ISSN: 1806-2563

eduem@uem.br

Universidade Estadual de Maringá  
Brasil

de Souza Lima-Ribeiro, Matheus; Cruz do Prado, Edno  
Métodos estatísticos e estrutura espacial de populações: uma análise comparativa  
Acta Scientiarum. Technology, vol. 28, núm. 2, julio-diciembre, 2006, pp. 219-224  
Universidade Estadual de Maringá  
Maringá, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=303226516008>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica  
Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal  
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

# Métodos estatísticos e estrutura espacial de populações: uma análise comparativa

Matheus de Souza Lima-Ribeiro<sup>1\*</sup> e Edno Cruz do Prado<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Departamento de Biologia, Centro de Ciências Agrárias e Biológicas, Universidade Federal de Goiás, Br 364, Km 192, 3800, Cx. Postal 03, 75.800-000, St. Industrial, Campus de Jataí, Jataí, Goiás, Brasil. <sup>2</sup>Agência Rural, Goiânia, Goiás, Brasil. \*Autor para correspondência. e-mail: paleo\_ribeiro@yahoo.com.br

**RESUMO.** O presente estudo teve por objetivo comparar os resultados de distribuição espacial obtidos entre os métodos clássicos e os métodos que estimam a variância entre parcelas. Foram analisadas duas espécies, *Vernonia aurea* e *Duguetia furfuracea*. Foram utilizados a Distribuição de Poisson (padrão aleatório), a Distribuição Binomial Negativa (padrão agregado) e os métodos BQV, TTLQV e PQV (variância entre parcelas), bem como a razão variância:média ( $I$ ), coeficiente de Green ( $I_g$ ) e o índice de dispersão de Morisita ( $I_m$ ). Ambas metodologias detectaram padrão de distribuição espacial agregado para as populações analisadas, com resultados similares quanto ao nível de agregação, além de complementação das informações, em diferentes escalas, entre os métodos clássicos e de variância entre parcelas. Desse modo, recomenda-se a utilização desses métodos estatísticos em estudos de estrutura espacial, uma vez que os testes são robustos e complementares e os dados são de fácil coleta em campo.

**Palavras-chave:** ecologia de populações, dinâmica populacional, distribuição de Poisson, distribuição Binomial Negativa, distribuição agregada, pico de variância.

**ABSTRACT. Statistic methods and population spatial structure: a comparative analyses.** This study aims to compare the results of spatial structure obtained between the classic and quadrat variance methods. Two species were analysed, *Vernonia aurea* and *Duguetia furfuracea*. The Poisson distribution (random pattern), the Negative Binomial distribution (aggregate pattern), the BQV, TTLQV and PQV methods, the ratio variance:mean ( $I$ ), the Green coefficient ( $I_g$ ) and the Morisita's index of dispersion ( $I_m$ ) were used to detect the populations spatial pattern. An aggregated spatial pattern distribution was detected through both methodologies, with similar results as for the aggregation level and the complementation of the information in different scales between classic and quadrat variance methods. Thus, the utilization of these statistic methods in studies of the spatial structure is recommended, given that tests are robust and complementary and field data samples are easy to collect.

**Key words:** population ecology, population dynamic, Poisson distribution, Binomial Negative distribution, aggregated distribution, variance peak.

## Introdução

Os indivíduos de uma mesma espécie normalmente se arranjam em grupos, delimitados no tempo e no espaço, chamados de Populações (Gotelli, 1995; Begon *et al.*, 1996). Em uma população, os indivíduos podem apresentar três padrões básicos de distribuição espacial: aleatório, agrupado e uniforme. Na distribuição aleatória, supõe-se uma homogeneidade ambiental levando a um comportamento não seletivo (a localização de um indivíduo não interfere na localização de outro da mesma espécie). Na distribuição agrupada, os indivíduos estão agregados nas partes mais favoráveis do habitat. Na distribuição uniforme, interações

negativas entre indivíduos (como, por exemplo, a competição por alimento ou espaço) resultam em espaçamento uniforme entre os indivíduos (Greig-Smith, 1964; Kershaw, 1973; Mueller-Dombois e Ellenberg, 1974; Barbour *et al.*, 1987).

Muitos ecólogos têm usado a análise espacial para detectar padrões em comunidades vegetais e assim, entender melhor a distribuição das plantas e suas relações com os fatores ambientais (Fortin *et al.*, 2002). O padrão de distribuição espacial de uma população pode ser descrito através de várias metodologias diferentes, de acordo com o tamanho, ocorrência e espaçamento dos indivíduos (Liebhold e Gurevitch, 2002). Os métodos clássicos de análise

de distribuição espacial baseiam-se na análise do número de indivíduos presentes em parcelas (unidades amostrais) de tamanho fixo, comparando a distribuição de frequências observadas com distribuições de frequências teóricas (ver, por exemplo, Ludwig e Reynolds, 1988; Krebs, 1999). Todavia, a forma e tamanho da parcela é uma questão de difícil delineamento, pois a relação entre o tamanho do indivíduo, tamanho da parcela e a escala espacial da distribuição pode influenciar os resultados decorrentes desses métodos. Os métodos clássicos são utilizados, principalmente, quando os indivíduos ocorrem de maneira discreta ao longo da comunidade. Índices de dispersão também são utilizados para descrever o padrão de distribuição espacial de uma população (Greig-Smith, 1964; Ludwig e Reynolds, 1988; Krebs, 1999).

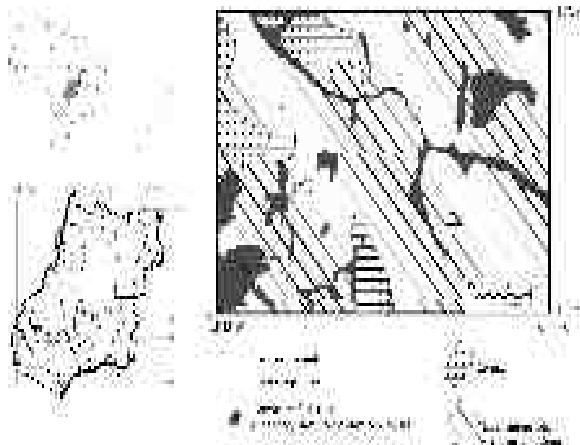
Um outro tipo de metodologia tenta superar o problema da influência do tamanho da parcela nos resultados, através do uso de combinações de diferentes tamanhos/espacamentos de parcelas, visando acompanhar mudanças na variância em torno do número médio de indivíduos por parcela (Ludwig e Reynolds, 1988). Esta metodologia pode ser útil para detectar padrões na distribuição de indivíduos em escalas diferentes, identificando, no caso de distribuição agrupada, o tamanho dos agrupamentos e a distância entre o centro desses agrupamentos. Existem duas abordagens deste tipo de metodologia. Na primeira, denominada método de variância entre blocos de parcelas e aplicada pela primeira vez por Greig-Smith (1952), o tamanho da parcela é aumentado através do agrupamento de dados de parcelas contíguas. O segundo método, o de variância entre parcelas pareadas, foi desenvolvido por Greig-Smith (1952) e baseia-se em comparações utilizando dados de distâncias diferentes entre parcelas. Estes métodos, embora não tão utilizados quanto os métodos clássicos, requerem dados de fácil coleta em campo e têm sido aplicados em estudos tanto do estrato rasteiro (Carter e O'Connor 1991) quanto no arbóreo (Greig-Smith, 1991; Schaefer, 1993; Stohlgren, 1993).

O presente estudo teve por objetivo comparar os resultados de distribuição espacial de *Vernonia aurea* Mart. ex DC. (Asteraceae) e *Duguetia furfuracea* (A. ST.-Hil.) Benth e Hook. (Annonaceae) obtidos entre os métodos clássicos (que utilizam o número de indivíduos por parcela) e os métodos que estimam a variância entre diferentes combinações de parcelas.

## Material e métodos

Os dados foram obtidos em duas áreas diferentes

na Fazenda Recanto da Sucupira, município de Caiapônia, Estado de Goiás (Figura 1). Os indivíduos de *V. aurea* e *D. furfuracea* foram amostrados, respectivamente, em um fragmento de Cerradão localizado a 16°45' de latitude Sul e 52°05' de longitude Oeste e em uma área de Campo Sujo, situado nas coordenadas 16°44'S e 52°05'W.



**Figura 1.** Localização da área de estudo, Caiapônia, Estado de Goiás.

Para *V. aurea* foram demarcadas duas áreas de 4,5 m x 3 m, uma no interior e outra na borda do fragmento, divididas, cada uma, em 150 parcelas ou “quadrats” (unidades amostrais) de 0,3 m x 0,3 m (0,09 m<sup>2</sup>), totalizando 27 m<sup>2</sup> de área amostrada. Para *D. furfuracea* foram demarcadas 165 parcelas de 3 x 3 m (9 m<sup>2</sup>), totalizando 1.350 m<sup>2</sup> de área amostrada. Em ambos os casos, as parcelas foram dispostas de forma contígua, divididas em linhas com 15 unidades amostrais (metodologia proposta por Greig-Smith, 1964). O inventário foi realizado na primeira quinzena do mês de outubro de 2004 (final da estação seca e início da estação chuvosa), onde foram quantificados todos os indivíduos em cada parcela.

Para identificar a estrutura espacial da população foram utilizados dois métodos: i) métodos clássicos e ii) métodos de variância entre parcelas. De acordo com metodologia clássica, a distribuição de frequências observadas ( $n^\circ$  de parcelas com 0, 1, 2, ...,  $r$  indivíduos) foi comparada com distribuições teóricas. Os modelos teóricos utilizados para calcular as frequências esperadas foram a Distribuição de Poisson (Greig-Smith, 1964) e a Distribuição Binomial Negativa (Ludwig e Reynolds, 1988; Krebs, 1999).

A significância estatística foi obtida por meio do teste “G”, no qual podemos observar o quanto a distribuição de frequências observadas se ajusta à distribuição teórica (frequências esperadas), com um certo número de graus de liberdade ( $g.l. = q - 2$ , para

o modelo de Poisson e  $q = 3$ , para o modelo Binomial Negativo, sendo  $q = r + 1$ , ou seja, o número de classes de frequência com 0, 1, 2, ...,  $r$  indivíduos por parcela) e a um nível de significância ( $\alpha$ ) desejado. Durante o cálculo de "G", as frequências esperadas menores que três e suas respectivas frequências observadas foram somadas, minimizando assim, a probabilidade de erro tipo 1 (Sokal e Rohlf, 1995; Krebs, 1999; Zar, 1999).

Caso as frequências observadas sejam significativamente iguais àquelas esperadas pelo modelo de Poisson, o padrão de distribuição espacial da população é aleatório. Caso contrário, a população não possui um padrão de distribuição aleatório ou esse padrão não foi detectado pelo teste (Greig-Smith, 1964). Já o modelo Binomial Negativo testa a hipótese de que os indivíduos se distribuem de forma agregada em sua área de ocorrência (Krebs, 1999). Se nenhuma dessas hipóteses forem aceitas ao nível de significância desejado, a hipótese de distribuição uniforme pode ser testada pela Distribuição Binomial Positiva (Ludwig e Reynolds, 1988), embora seja pouco provável de ser encontrado em populações vegetais (Greig-Smith, 1964; Kershaw, 1973; Mueller-Dombois e Ellenberg, 1974; Barbour *et al.*, 1987).

Para obter o índice de dispersão dos indivíduos, foram calculados a razão variância/média ( $I$ ), o coeficiente de Green ( $I_g$ ) e o índice de dispersão de Morisita ( $I_m$ ), que mostram o quão agrupada se encontra a população (ver Krebs, 1999).

Se as frequências observadas se distribuírem de acordo com o modelo de Poisson, significa que a média e a variância são iguais (Greig-Smith, 1964) e portanto, espera-se que " $I$ " seja igual a 1 (Ludwig e Reynolds, 1988). Entretanto, para testar a significância dessa igualdade ( $I = 1$ ) em amostras com mais de 30 unidades amostrais (parcelas, neste caso), utilizamos a estatística " $d$ " como teste de aderência (Ludwig e Reynolds, 1988), no qual:

$$d = \sqrt{2\chi^2} \sqrt{2(N-1)-1}$$

$$\text{sendo: } \chi^2 = \left( \sum (x_i - \bar{x})^2 \right) / \bar{x}$$

considerando " $N$ ", o número total de parcelas (unidades amostrais); " $x_i$ ", o número de indivíduos na  $i$ -ésima unidade amostral e " $\bar{x}$ ", a média do número de indivíduos por parcela.

Se  $d < 1,96$ , a distribuição aleatória é aceita para a população, mas se  $d > 1,96$ , a população apresenta

distribuição agrupada (Elliotti, 1973, *apud* Ludwig e Reynolds, 1988). Os valores de  $I_g$  e  $I_p$  variam entre 0 (zero) e 1, indicando distribuição aleatória e agrupamento máximo (isto é, todos os indivíduos da amostra se localizam em uma única parcela), respectivamente (Green, 1966, *apud* Ludwig e Reynolds, 1988; Krebs, 1999).

Estes testes também foram realizados considerando as parcelas com o dobro do tamanho original. Neste caso, o número de indivíduos entre duas parcelas adjacentes foram somados, totalizando então, 75 parcelas de 0,18 m<sup>2</sup> para *V. aurea* e 82 parcelas de 18 m<sup>2</sup> para *D. furfuracea*.

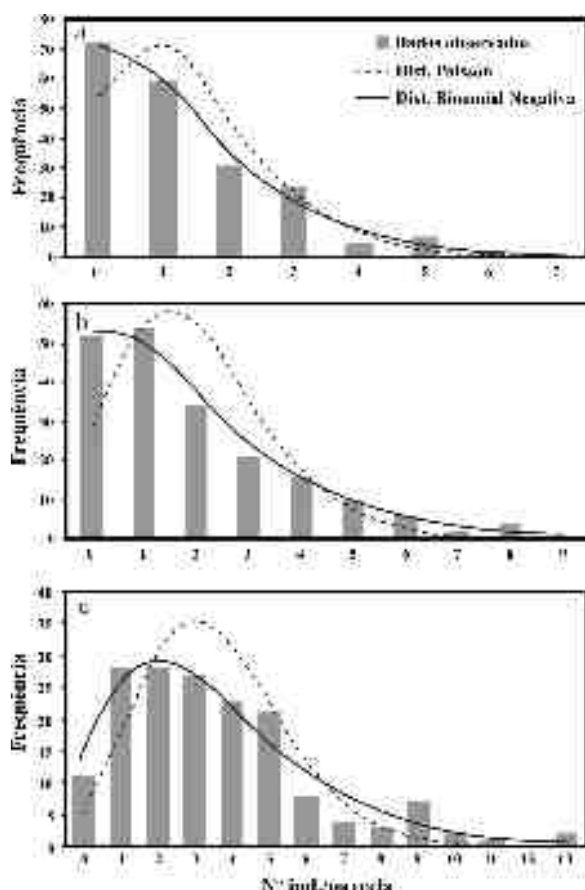
Os métodos que estimam a mudança da variância em torno do número médio de indivíduos por parcela, por meio da combinação entre unidades amostrais (parcelas) contíguas, também foram utilizados para detectar o padrão de distribuição espacial dos indivíduos. Em caso de distribuição agregada, estes métodos também estimam o tamanho dos agrupamentos (densidade de indivíduos por grupo), bem como a distância entre o centro desses agrupamentos em escalas diferentes. De acordo com Perry *et al.* (2002), os métodos utilizados foram: variância entre blocos de parcelas (BQV), variância móvel entre blocos de parcelas (TTLQV) e variância entre parcelas pareadas (PQV). O método BQV estima a variância entre blocos que aumentam de tamanho de forma exponencial, com base 2 (isto é, os blocos têm tamanho 2<sup>1</sup>, 2<sup>2</sup>, 2<sup>3</sup>, 2<sup>4</sup> ...), enquanto o TTLQV estima a variância entre todos os tamanhos de blocos possíveis por combinação (agrupamento dos dados) de parcelas adjacentes. O método PQV estima a variância entre todos os possíveis pares de parcelas com diferentes espaçamentos e/ou distâncias entre si (Ludwig e Reynolds, 1988; Campbell *et al.*, 1998; Krebs, 1999; Guo e Kelly, 2004).

Para obter a variância entre os diferentes tamanhos/espacamentos entre blocos, todas as linhas com 15 parcelas cada foram arranjadas de forma adjacente, formando um único transecto. O tamanho ou distância máxima dos blocos utilizados para calcular a variância foi de 50% do total de unidades amostrais (N/2), conforme encontrado freqüentemente em trabalhos que utilizam os métodos de variância entre parcelas para obter o padrão de distribuição espacial de populações (ver Hay *et al.*, 2000).

## Resultados e discussão

Foram encontrados, para *V. aurea*, 261 indivíduos no interior e 390 na borda do fragmento, com médias de 1,305 e 1,95 indivíduos por parcela e

variâncias de 2,002 e 3,897, respectivamente, totalizando 651 indivíduos nas 300 parcelas. Para *D. furfuracea* foram encontrados 582 indivíduos nas 165 parcelas distribuídas pelos 1.485 m<sup>2</sup> de área amostrada, com densidade média de 3,53 indivíduos por parcela e variância de 6,86. A densidade de organismos variou de forma considerável entre as unidades amostrais, rejeitando, para ambas as espécies, a hipótese de que os indivíduos se distribuem aleatoriamente na população, uma vez que os dados observados não se ajustaram à distribuição de frequências de Poisson (*V. aurea*:  $G = 26,13$ , g.l. = 4,  $p < 0,001$  no interior e  $G = 50,80$ , g.l. = 5,  $p < 0,001$  na borda; *D. furfuracea*:  $G = 45,60$ , g.l. = 8,  $p < 0,001$ ) (Figura 2). Estes resultados sugerem um padrão de distribuição agregado para estas populações de *V. aurea* e *D. furfuracea*, uma vez que a variância, em todos os casos, é maior que a média do número de indivíduos por parcela (Ludwig e Reynolds, 1988).



**Figura 2.** Distribuição de frequências observadas e esperadas (modelos de Poisson e Binomial Negativo) do número de indivíduos de *V. aurea* no interior (a) e borda (b) de um fragmento de Cerradão; e de *D. furfuracea* (c) em um Campo Sujo, Caiapônia, Estado de Goiás.

A hipótese de distribuição agregada foi testada

por meio da Distribuição Binomial Negativa, confirmando, estatisticamente, a estrutura espacial do tipo agregada para as duas espécies em estudo, de acordo com os valores de “G” (*V. aurea*:  $G = 6,34$ , g.l. = 4,  $p = 0,175$  no interior e  $G = 1,88$ , g.l. = 6,  $p = 0,930$  na borda; *D. furfuracea*:  $G = 10,00$ , g.l. = 8,  $p = 0,265$ ) (Figura 2). Os índices de dispersão também confirmam essa hipótese, uma vez que os valores encontrados para *V. aurea* no interior e na borda do fragmento foram, respectivamente,  $I = 1,53$ ,  $d = 4,78$ ,  $I_g = 0,0021$ ,  $I_m = 1,40$  e  $I = 2,00$ ,  $d = 8,28$ ,  $I_g = 0,0026$ ,  $I_m = 1,51$ ; enquanto para *D. furfuracea* foram  $I = 1,94$ ,  $d = 7,17$ ,  $I_g = 0,002$  e  $I_m = 1,27$ .

Ao modificar o tamanho das parcelas, constatou-se leve alteração nos índices de dispersão para as duas espécies. A Distribuição Binomial Negativa continuou se adequando aos dados observados (*V. aurea*:  $G = 5,44$ , g.l. = 5 e  $p = 0,364$  no interior e  $G = 10,58$ , g.l. = 7 e  $p = 0,158$  na borda; *D. furfuracea*:  $G = 13,89$ , g.l. = 8 e  $p = 0,085$ ) e os valores de “I”, “d”, “ $I_g$ ” e “ $I_m$ ” passaram, respectivamente, para *V. aurea* 1,84, 5,03, 0,003 e 1,38 no interior e 2,53, 8,36, 0,004 e 1,39 na borda do fragmento e para *D. furfuracea* 1,83, 4,54, 0,0014 e 1,12.

Os métodos clássicos para detecção do padrão de distribuição espacial demonstraram o mesmo comportamento entre os diferentes tamanhos de parcelas analisadas, indicando em todos os casos, estrutura espacial agregada para ambas as espécies. Esses métodos utilizados como teste de aderência para comparar distribuições de frequências possuem uma certa robustez, sendo indicados para detectar, estatisticamente, o padrão de distribuição espacial dos indivíduos em uma população, com certo nível de significância.

A distribuição agrupada é verificada quando, em parcelas semelhantes, o número de indivíduos varia fortemente de uma parcela a outra, a ponto de formarem conjuntos de parcelas de acordo com a densidade de indivíduos (Greig-Smith, 1964; Kershaw, 1973; Mueller-Dombois e Ellenberg, 1974; Barbour *et al.*, 1987). O máximo de agrupamento seria verificado se todos os indivíduos ocorressem em uma única parcela (ou unidade amostral). Neste caso, esperar-se-ia que o valor do coeficiente de Green ( $I_g$ ) fosse igual a 1 e que a razão variância:média ( $I$ ) e o índice de Morisita ( $I_m$ ) tendessem, respectivamente, para o número de indivíduos e o número de parcelas na amostra (Ludwig e Reynolds, 1988; Krebs, 1999).

Para *V. aurea*, enquanto os índices de dispersão “I”, “d” e “ $I_g$ ” aumentaram ao alterar o tamanho original das parcelas, “ $I_m$ ” diminuiu. O contrário foi verificado para *D. furfuracea*, ou seja, ao duplicar as

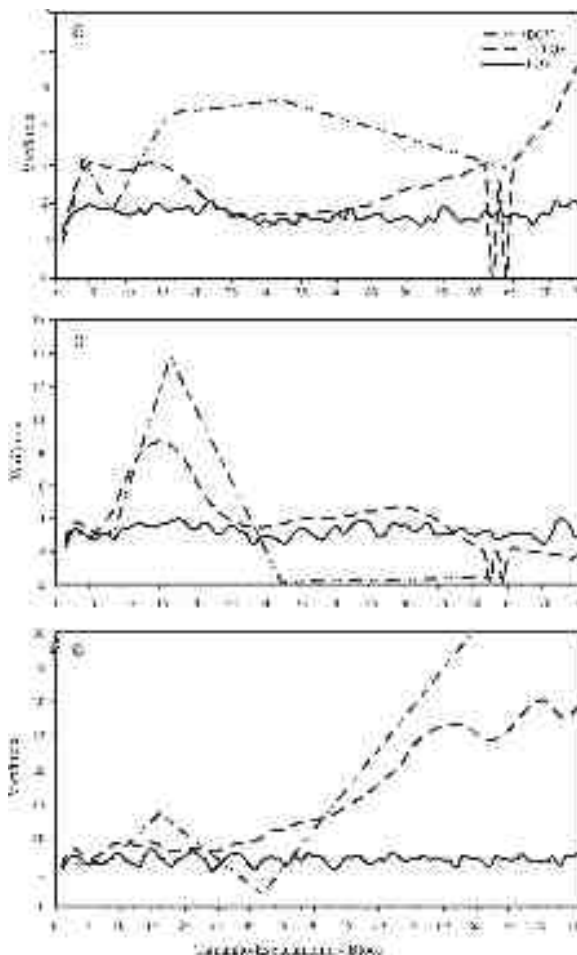
parcelas todos os índices de dispersão diminuíram, inclusive " $I_m$ ". Isso indica a dependência do índice de dispersão de Morisita ( $I_m$ ) ao tamanho da amostra, pois ao duplicar o tamanho das parcelas, o número de unidades amostrais se reduz à metade. A razão variância:média seguiu o mesmo comportamento do coeficiente de Green ( $I_g$ ), provavelmente porque o número de indivíduos na amostra não foi alterado com o tamanho das parcelas. Dessa forma, de acordo com Ludwig e Reynolds (1988), o coeficiente de Green, ao contrário de outros índices de dispersão ( $I$  e  $I_m$ , por exemplo), pode ser usado para comparar amostras que variam quanto ao número total de indivíduos, média e número de parcelas na amostra.

As curvas de variâncias apresentaram, em geral, tanto pelos métodos BQV e TTLQV (blocos de parcelas) quanto pelo método PQV (distância entre parcelas), um padrão de distribuição espacial agregado para ambas as espécies, assim como os métodos clássicos, observado pela presença de picos de variância (Figura 3). De acordo com Greig-Smith (1964) e Ludwig e Reynolds (1988), os métodos que utilizam a variância entre parcelas são mais apropriados que os métodos clássicos para detectar a estrutura espacial em populações cujos indivíduos ocorrem de forma contínua ou não discreta ao longo da comunidade.

O tamanho aproximado dos agrupamentos nestas populações de *V. aurea* e *D. furfuracea* está representado no segundo pico de variância, observado nos blocos de tamanho/espacamento entre 10 e 15 (Figura 3), uma vez que Campbell *et al.* (1998) descreveram que os três primeiros tamanhos/espacamentos de blocos só deverão ser aceitos como representantes da medida aproximada do raio médio de ocorrência dos grupos, se todos os transectos em uma mesma população (de um total de 3 no mínimo) apresentarem variâncias com o mesmo comportamento ao longo dos diferentes tamanhos/espacamentos de blocos ao nível de significância de 5%. A mesma interpretação deve ser seguida quanto aos picos de variância nos blocos de tamanho/espacamento próximo à metade do número de parcelas (Campbell *et al.*, 1998).

Os dados também sugerem formação de grupos em níveis ou escalas maiores, indicados pelos picos secundários, observados nas curvas de variância dos métodos TTLQV e PQV (Figura 3). Em outras palavras significa dizer que, em uma escala maior, os grupos de indivíduos também se encontram agrupados no espaço, confirmando o padrão espacial agregado das populações em estudo. No entanto, os grupos não são bem definidos e os indivíduos apresentam, relativamente, baixa intensidade de

agrupamento, uma vez que os picos são discretos (baixo) e as variâncias oscilam pouco entre os blocos de diferentes tamanhos/espacamentos (Figura 3), resultado também sugerido pelos índices de dispersão descritos acima.



**Figura 3.** Análise da estrutura espacial de *V. aurea* no interior (a) e borda (b) de um fragmento de Cerradão e de *D. furfuracea* (c) em um Campo Sujo, Caiapônia, Estado de Goiás, de acordo com os métodos de variância entre parcelas, BQV, TTLQV e PQV. Note que a curva representada pelo método BQV não atinge os blocos com tamanho/espacamento próximos a 50% da amostra (ver explicação no texto).

Apesar das curvas de variância apresentarem picos e, portanto, determinarem distribuição espacial agregada para as populações analisadas, as curvas de TTLQV e PQV são mais similares entre si, que em relação a BQV (Figura 3). De acordo com Ludwig e Reynolds (1988), o método BQV sofre grande limitação quanto à estimativa da variância, devido aos blocos de parcelas aumentarem sucessivamente de forma exponencial com base 2 (i.e.  $2^1 = 2$ ,  $2^2 = 4$ ,  $2^3 = 8$ ,  $2^4 = 16$ , ...). Já o método TTLQV, estima a variância entre todos os tamanhos possíveis de blocos adjacentes, sendo mais apropriado para

detectar a escala e intensidade (oscilação da densidade na amostra) do padrão espacial. Entretanto, o método PQV, que utiliza todos os pares possíveis de parcelas para estimar a variância, é mais apropriado que o TTLQV para detectar oscilações em pequenas escalas. Desse modo, os resultados de TTLQV e PQV são complementares e as diferenças entre eles podem oferecer informações adicionais, como a presença de duas ou mais escalas no padrão (Goodall, 1974; Ludwig e Goodall, 1978).

### Conclusão

De modo geral, os métodos utilizados constataram padrão de distribuição espacial agregado para as populações analisadas, com resultados similares quanto ao nível de agregação, além de complementação das informações em diferentes escalas. Desse modo, recomenda-se a utilização desses métodos estatísticos em estudos de estrutura espacial, uma vez que os testes são robustos e complementares e os dados são de fácil coleta em campo.

### Agradecimentos

Agradeço especialmente à minha mãe, Elenice S. L. Ribeiro pelo auxílio na coleta de campo. Aos Profs. Dr. Divino Brandão (UFG), Dr. Luis Maurício Bini (UFG) e M.Sc. Levi Carina Terribille (UnB) pelas sugestões ao manuscrito e à Capes pelo auxílio financeiro através da bolsa de Mestrado.

### Referências

BARBOUR, M.G. *et al.* *Terrestrial plant ecology*. 2. ed. Califórnia: Benjamim/Cummings, 1987.

BEGON, M. *et al.* *Ecology*. 3. ed. Oxford: Blacwell, 1996.

CAMPBELL, J.E. *et al.* Permutation of Two-Term Local Quadrat Variance Analysis: General concepts for interpretation of peaks. *J. Veg. Sci.*, Uppsala, v. 9, p. 41-44, 1998.

CARTER, A.J.; O'CONNOR, T.G. A 2-phase mosaic in a savanna grassland. *J. Veg. Sci.*, Uppsala, v. 2, p. 231-236, 1991.

FORTIN, M.J. *et al.* Spatial analysis in ecology. In: EL-SHAARAWI, A.H.; PIEGORSCH, W.W. (Ed.). *Encyclopedia of environmetrics*. Chichester: John Wiley and Sons, 2002. v. 4, p. 2051-2058.

GOODALL, D.W. A new method for the analysis of spatial pattern by random pairing of quadrats. *Vegetatio*, Den Haag, v. 29, p. 135-146, 1974.

GOTELLI, N.J. *A primer of ecology*. Sunderland: Sinauer Associates, 1995.

GREIG-SMITH, P. The use of random and contiguous quadrats in the study of the structure of plant communities. *Ann. Bot.*, London, v. 16, p. 293-316, 1952.

GREIG-SMITH, P. *Quantitative plant ecology*. 2. ed. London: Buther Worths, 1964.

GREIG-SMITH, P. Pattern in a derived savanna in Nigeria. *J. Trop. Ecol.*, Cambridge, v. 7, p. 491-502, 1991.

GUO, Q.; KELLY, M. Interpretation of scale in paired quadrat variance methods. *J. Veg. Sci.*, Uppsala, v. 15, p. 763-770, 2004.

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

KERSHAW, K.A. *Quantitative and dynamic plant ecology*. 2. ed. New York: American Elsevier, 1973.

KREBS, C.J. *Ecological methodology*. 2. ed. Menlo Park: Benjamim/Cummings, 1999.

LIEBHOLD, A.M.; GUREVITCH, J. Integrating the statistical analysis of spatial data in ecology. *Ecography*, Copenhagen, v. 25, p. 553-557, 2002.

LUDWIG, J.A.; GOODALL, D.W. A comparison of paired- with blocked-quadrat methods for the analysis of spatial patterns. *Vegetatio*, Den Haag, v. 38, p. 49-59, 1978.

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

MUELLER-DOMBOIS, D.; ELLENBERG, H. *Aims and methods of vegetation ecology*. New York: John Wiley and Sons, 1974.

PERRY, J.N. *et al.* Illustrations and guidelines for selecting statistical methods for quantifying spatial pattern in ecological data. *Ecography*, Copenhagen, v. 25, p. 578-600, 2002.

SCHAEFER, J.A. Spatial patterns of taiga plant-communities following fire. *Can. J. Bot.*, Ottawa, v. 71, p. 1568-1573, 1993.

SOKAL, R.R.; ROHLF, F.J. *Biometry: the principles and practice of statistics in biological research*. 3. ed. New York: W.H. Freeman and Company, 1995.

STOHLGREN, T.J. Spatial patterns of giant sequoia (*Sequoiadendron giganteum*) in 2 sequoia groves in Sequoia National Park, California. *Can. J. For. Res.*, Ottawa, v. 23, p. 120-132, 1993.

ZAR, J.H. *Biostatistical analysis*. 4. ed. New Jersey: Prentice Hall, 1999.

Received on April 20, 2006.

Accepted on December 11, 2006.