

ESTRUTURA ESPACIAL DE *Duguetia furfuracea* (A. ST.-HIL.) BENTH. & HOOK. (ANNONACEAE) EM UM CAMPO SUJO NO MUNICÍPIO DE CAIAPÔNIA, GO, BRASIL

SPATIAL DISTRIBUTION OF Duguetia furfuracea (A. ST.-HIL.) BENTH. & HOOK. (ANNONACEAE) IN A SHRUB-CERRADO AT CAIAPÔNIA COUNTRY, GO, BRAZIL

Matheus de Souza LIMA-RIBEIRO¹

1. Professor convidado do Departamento de Biologia, Universidade Católica de Goiás – UCG, Laboratório de Paleocologia.
paleo_ribeiro@yahoo.com.br

RESUMO: Vários fatores ambientais são responsáveis pela estruturação das populações vegetais e animais, influenciando sua dinâmica ao longo do tempo e espaço. O presente estudo tem por objetivo identificar a estrutura espacial de *D. furfuracea* (Annonaceae) em um Campo Sujo na região sudoeste do estado de Goiás. Foram demarcadas 165 parcelas de 3x3 m (9 m²), totalizando 1.485 m² de área amostrada. Para detectar o padrão espacial da população, foram utilizadas a Distribuição de Poisson (para padrão aleatório) e a Distribuição Binomial Negativa (para padrão agregado), bem como a razão variância/média (I), o coeficiente de Green (I_g) e o índice de Morisita padronizado (I_p). O tamanho médio dos agrupamentos foi obtido através da variância entre parcelas, por meio dos métodos TTLQV e PQV. Foi detectado um padrão de distribuição espacial agregado na população de *D. furfuracea* (G = 45,54, g.l. = 8, p < 0,001 para o modelo de Poisson e G = 11,14, g.l. = 8, p = 0,3878 para o modelo Binomial Negativo), com grupos apresentando raio médio de 30 m, porém com índices de dispersão relativamente baixos (I = 1,94, d = 7,17, I_g = 0,002 e I_p = 0,501). Isso se deve às diferenças ambientais observadas no local, ao tipo de dispersão das sementes e principalmente, às diferentes formas de produção de energia e disponibilização de recursos.

PALAVRAS-CHAVE: Ecologia de populações. Estruturação populacional. Distribuição espacial agregada. Planalto Central brasileiro.

INTRODUÇÃO

Os indivíduos de uma mesma espécie normalmente se arranjam em grupos, delimitados no tempo e no espaço. As populações, no entanto, se distribuem de forma contínua (sem intervalos ou espaços vagos entre si) ou discreta, onde as mesmas encontram-se desconectadas espacialmente entre si, como as metapopulações (GOTELLI, 1995; BEGON et al., 1996).

Em uma população qualquer, os indivíduos podem apresentar três padrões básicos de distribuição espacial: aleatório, agrupado e uniforme. O padrão aleatório, em que a localização de um indivíduo não interfere na localização de outro da mesma espécie, se opõem ao padrão de distribuição agrupado (ou agregado), onde a presença de um recurso (e.g. tipo de solo) tem alta probabilidade de influenciar a localização dos indivíduos de uma mesma espécie, apresentando assim baixos índices de dispersão. No padrão de distribuição uniforme (ou regular), a população apresenta alto índice de dispersão e os indivíduos possuem distâncias semelhantes uns dos outros (GREIG-SMITH, 1964; KERSHAW, 1973; MUELLER-DOMBOIS; ELLENBERG, 1974; BARBOUR et al., 1987).

Apesar da possibilidade de uma população apresentar distribuição uniforme, as plantas muito raramente se distribuem dessa maneira na natureza. Diferentes condições ambientais e disponibilidade de recursos, bem como distúrbios naturais ou antrópicos, são alguns dos fatores que influenciam o padrão espacial e a dinâmica das populações vegetais (LUNDBERG; INGVARSSON, 1998; LEITE, 2001). Estes fatores não somente modificam o padrão de distribuição e abundância, como também influenciam a taxa de crescimento, produção de semente, área foliar, comprimento das raízes e tamanho dos indivíduos (GREIG-SMITH, 1964; KERSHAW, 1973; MUELLER-DOMBOIS; ELLENBERG, 1974; BARBOUR et al., 1987).

Os estudos sobre a estrutura espacial de populações são importantes, pois a estruturação afeta a estimativa de muitos parâmetros genéticos populacionais, como por exemplo, a taxa de cruzamento (EPPERSON, 1989; EPPERSON; ALLARD, 1989). O conhecimento sobre a estrutura espacial das populações pode auxiliar, também, no planejamento e desenho de áreas para conservação ambiental (HUBBELL; FOSTER, 1986), bem como no ajuste de métodos estatísticos e delineamentos amostrais (LEGENDRE et al., 2002), úteis na seleção de plantas para conservação ou coleta para uso em programas de melhoramento

genético (SHAPCOTT, 1995). Isto deve ser considerado a fim de estabelecerem estratégias de amostragem de populações naturais, conseguindo-se assim, segundo Epperson (1995), maximizar a diversidade populacional, evitando populações em deriva genética.

Com isso, torna-se importante conhecer o padrão de distribuição espacial das espécies vegetais do Cerrado, uma vez que esse bioma encontra-se em processo acelerado de degradação devido à ocupação desordenada do espaço geográfico e às ações antrópicas como pecuária e agricultura, levando à perda de habitat e conseqüentemente de sua diversidade biológica (PRIMAK; RODRIGUES, 2001; LOREAU, 2000; SALA et al., 2000).

O presente estudo tem por objetivo identificar o padrão de distribuição espacial de uma população de *Duguetia furfuracea* (A. ST.-Hil.) Benth. e Hook. (Annonaceae) em um Campo Sujo no município de Caiapônia, região sudoeste do estado de Goiás, testando três hipóteses pré-existentes: padrão aleatório, agregado ou uniforme.

MATERIAL E MÉTODOS

Caracterização da Área de Estudo – A área de estudo constitui-se em um Campo Sujo de cerca de 20.000 m², situado na fazenda Recanto da Sucupira, nas coordenadas 16°44'S e 52°05'W, município de Caiapônia/GO. Segundo Ribeiro e Walter (1998), esta fitofisionomia pode ser classificada como uma formação savânica do tipo Campo Sujo pela predominância de espécies herbáceo-arbustivas (como *Anacardium humile*, *Anemopaegma arvense*, *Calliandra dysantha*, *Curatela americana*, *Duguetia furfuracea*, *Solanum lycocarpum*, *Vernonia polyanthes*) em conjunto com poucas espécies de porte arbóreo (como *Bauhinia sp.*, *Dimorphandra mollis*, *Qualea grandiflora*).

Coleta dos Dados – Foram demarcadas 165 parcelas ou “quadrats” (unidades amostrais) de 3x3 m (9 m²), totalizando 1.485 m² de área amostrada. As parcelas foram dispostas de forma contígua (metodologia proposta por GREIG-SMITH, 1964), divididas em 11 linhas com 15 unidades amostrais cada. O número e tamanho das parcelas foram definidos levando-se em consideração o porte arbustivo da espécie analisada. 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 de *D. furfuracea* em cada parcela.

Análise dos Dados – Para identificar a estrutura espacial da população, a distribuição de freqüências observadas (nº de parcelas com 0, 1, 2, ..., r indivíduos) foi comparada com distribuições teóricas. Os modelos teóricos utilizados para calcular as freqüências esperadas e conseqüentemente testar as hipóteses de distribuição espacial aleatória, agregada ou uniforme, foram: Distribuição de Poisson (GREIG-SMITH, 1964), Distribuição Binomial Negativa e Distribuição Binomial Positiva (LUDWIG; REYNOLDS, 1988; KREBS, 1999).

A hipótese do padrão aleatório foi testada pela Distribuição de Poisson. Caso as freqüências observadas não difiram significativamente daquelas 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; REYNOLDS, 1988), embora seja pouco provável de ser encontrado em populações vegetais (GREIG-SMITH, 1964; KERSHAW, 1973; MUELLER-DOMBOIS; ELLENBERG, 1974; BARBOUR et al., 1987).

A significância estatística foi obtida através do teste “G”, onde podemos observar o quanto a distribuição de freqüências observadas se ajusta à distribuição teórica (freqüências 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, onde $q = r + 1$, ou seja, o número de classes de freqüência com 0, 1, 2, ..., r indivíduos por parcela) e a um nível de significância (α) desejado. Durante o cálculo de “G”, as freqüências esperadas menores que dois e suas respectivas freqüências observadas foram somadas, minimizando assim a probabilidade de Erro Tipo I (SOKAL; ROHLF, 1995; KREBS, 1999; ZAR, 1999).

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 Morisita padronizado (I_p), que mostram o quão agrupada se encontra a população (KREBS, 1999).

Se as freqüências 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; 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; REYNOLDS, 1988), onde:

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

sendo: $\chi^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{\bar{x}}$ 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; 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. Assim, o coeficiente de Green e o índice de Morisita padronizado, ao contrário de outros índices de dispersão (*I*, por exemplo), podem ser usados para comparar amostras que variam quanto ao número total de indivíduos, média e número de parcelas na amostra (GREEN, 1966, apud LUDWIG; REYNOLDS, 1988; KREBS, 1999).

Caso a população apresente distribuição agregada, dois métodos estatísticos que estimam a mudança da variância em torno do número médio de indivíduos por parcela, através da combinação entre diferentes blocos de unidades amostrais (parcelas) contíguas, foram utilizados para medir o tamanho dos agrupamentos (densidade de indivíduos por grupo) e a distância entre o centro desses agrupamentos em escalas diferentes, além de confirmarem o padrão de distribuição detectado pelos outros testes. De acordo com Perry et al. (2002), os métodos utilizados foram: variância móvel entre blocos de parcelas (TTLQV) e variância entre parcelas pareadas (PQV). O método TTLQV estima a variância em todos os tamanhos

de blocos possíveis por combinação (agrupamento dos dados) de parcelas adjacentes, enquanto o PQV estima a variância entre todos os possíveis pares de parcelas com diferentes espaçamentos e/ou distâncias entre si (LUDWIG; REYNOLDS, 1988; CAMPBELL et al., 1998; KREBS, 1999; GUO; KELLY, 2004).

Para obter a variância entre os diferentes tamanhos/espaçamentos entre blocos, foram realizadas duas análises: i) a primeira considerando as 11 linhas com 15 parcelas cada, arranjadas de forma adjacente, totalizando 165 parcelas contíguas de 9 m² cada, caracterizando um transecto único de 495 m de comprimento por 3 m de largura e ii) a segunda considerando as 11 linhas separadamente, cada uma formando um transecto de 45 m de comprimento por 3 m de largura, com 15 parcelas contíguas de 9 m² cada. 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 esses métodos de variância entre parcelas para obter o padrão de distribuição espacial de populações (ver HAY et al., 2000).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Foram encontrados 582 indivíduos nas 165 parcelas distribuídas pelos 1.485 m² de área amostrada, com densidade média de 3,53 indivíduos por parcela e variância (s^2) de 6,86. A densidade de organismos variou de forma considerável entre as unidades amostrais, oscilando entre zero e 13 indivíduos por parcela. Com essa diferença, rejeita-se 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 (Tabela 1, Figura 1). A significância estatística foi obtida pelo teste “G” ($G = 45,54$, g.l. = 8, $p < 0,001$). Estes resultados sugerem um padrão de distribuição agregado para esta população de *D. furfuracea*, uma vez que a variância é maior que a média do número de indivíduos por parcela (LUDWIG; REYNOLDS, 1988).

Tabela 1. Distribuição de frequências esperadas de acordo com os modelos de Poisson e Binomial Negativo e cálculos do teste G.

Nº indivíduos por parcela (<i>r</i>)	POISSON			BINOMIAL NEGATIVO		
	Frequências		Teste G cumulativo	Frequências		Teste G cumulativo
	<i>Fo(r)</i>	<i>Fe(r)</i>		<i>Fo(r)</i>	<i>Fe(r)</i>	
0	11	4,83	9,05	11	13,31	-2,10
1	28	17,07	13,86	28	24,72	3,49

Continua...

2	28	30,12	-2,04	28	28,83	-0,82	
3	27	35,44	-7,34	27	26,96	0,04	
4	23	31,28	-7,07	23	22,10	0,92	
5	21	22,08	-1,05	21	16,59	4,95	
6	8	12,99	-3,88	8	11,68	-3,03	
7	4	6,55	-1,97	4	7,84	-2,69	
8	3	2,89	0,11	3	5,07	-1,57	
9	7	1,13	-	7	3,18	5,52	
10	2	0,40	-	2	1,95	-	
11	1	0,13	-	1	1,17	-	
12	0	0,04	-	0	0,69	-	
13	2	0,05	-	2	0,40	-	
-	*12	*1,75	23,10	*5	*4,21	0,86	
	Total	165	165,0	G = 45,54	165	165,0	G = 11,14

Legenda: $Fo(r)$: distribuição de freqüências observadas (número de parcelas com 0, 1, 2, ..., r indivíduos);

$Fe(r)$: distribuição de freqüências esperadas (modelos teóricos); *Somatória das freqüências esperadas menores que dois. Suas respectivas freqüências observadas também foram somadas para o cálculo do teste G.

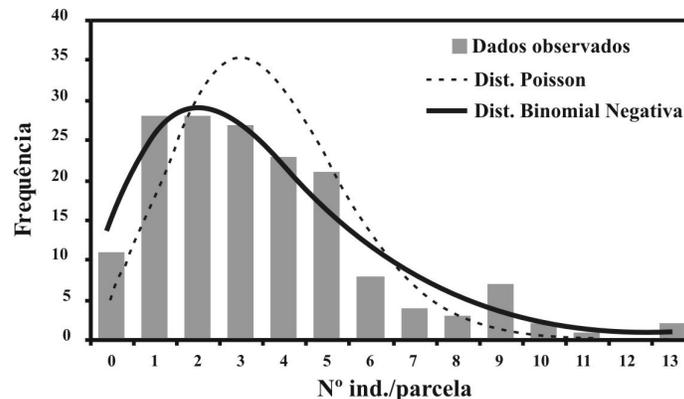


Figura 1. Distribuição de freqüências observadas e esperadas (modelos de Poisson e Binomial Negativo) do número de indivíduos de *D. furfuracea* nas 165 parcelas de 9 m² cada, em um Campo Sujo, Caiapônia-GO (0 = 3,53 ind. por 9 m², s² = 6,86, k=3,92 e n = 582 indivíduos). Observe que os dados observados se ajustam significativamente à Distribuição Binomial Negativa.

A hipótese de distribuição agregada foi testada através da Distribuição Binomial Negativa (Tabela 1, Figura 1), confirmando, estatisticamente, a estrutura espacial do tipo agregada para *D. furfuracea* de acordo com os valores de "G" (G = 11,14, g.l. = 8, p = 0,3878). Os índices de dispersão também confirmam essa hipótese, uma vez que os valores encontrados são $I = 1,94$, $d = 7,17$, $I_g = 0,002$ e $I_p = 0,501$.

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 (GREIGSMITH, 1964; KERSHAW, 1973; MUELLER-DOMBOIS; ELLENBERG, 1974; BARBOUR et al., 1987). O máximo de agrupamento seria verificado se todos os 582 indivíduos ocorressem em uma única parcela (ou unidade amostral). Neste caso, esperar-se-ia que os valores do coeficiente de

Green (I_g) e do índice de Morisita padronizado (I_p) seriam iguais a 1 (LUDWIG; REYNOLDS, 1988; KREBS, 1999). Portanto, o valor encontrado desses índices de dispersão (I_g e I_p) indicam, relativamente, baixo grau de agrupamento para essa população, apesar do padrão de distribuição espacial revelar-se agregado para *D. furfuracea* nesta área de Campo Sujo.

As variâncias apresentaram, tanto pelo método TTLQV quanto pelo PQV, três picos em tamanhos/espaçamentos diferente de blocos. O primeiro pico é observado nos blocos de tamanho/espaçamento 3 (Figura 2), sendo descartado como a medida aproximada do tamanho dos grupos de indivíduos ao nível de significância adotado ($\alpha = 0,05$), uma vez que apenas metade dos 11 transectos apresentaram esse resultado (Figura 3). De acordo com Campbell et al. (1998), os três primeiros tamanhos/espaçamentos de blocos só deverão ser aceitos como representantes da

medida aproximada do raio médio de ocorrência dos grupos, se todos os transectos (de um total de 3 no mínimo) apresentarem variâncias com o mesmo

comportamento ao longo dos diferentes tamanhos/espaçamentos de blocos ao nível de significância de 5%.

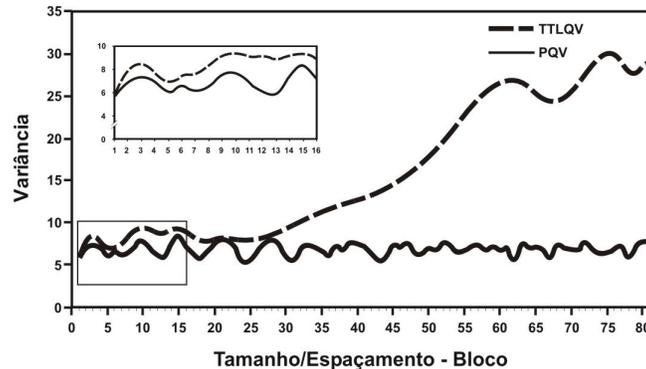


Figura 2. Análise da estrutura espacial de *D. furfuracea* em um Campo Sujo de acordo com os métodos de variância entre parcelas, TTLQV e PQV, considerando um único transecto (linha) com 165 parcelas contíguas ($0 = 3,53$ ind. por 9 m^2 e $n = 582$ indivíduos).

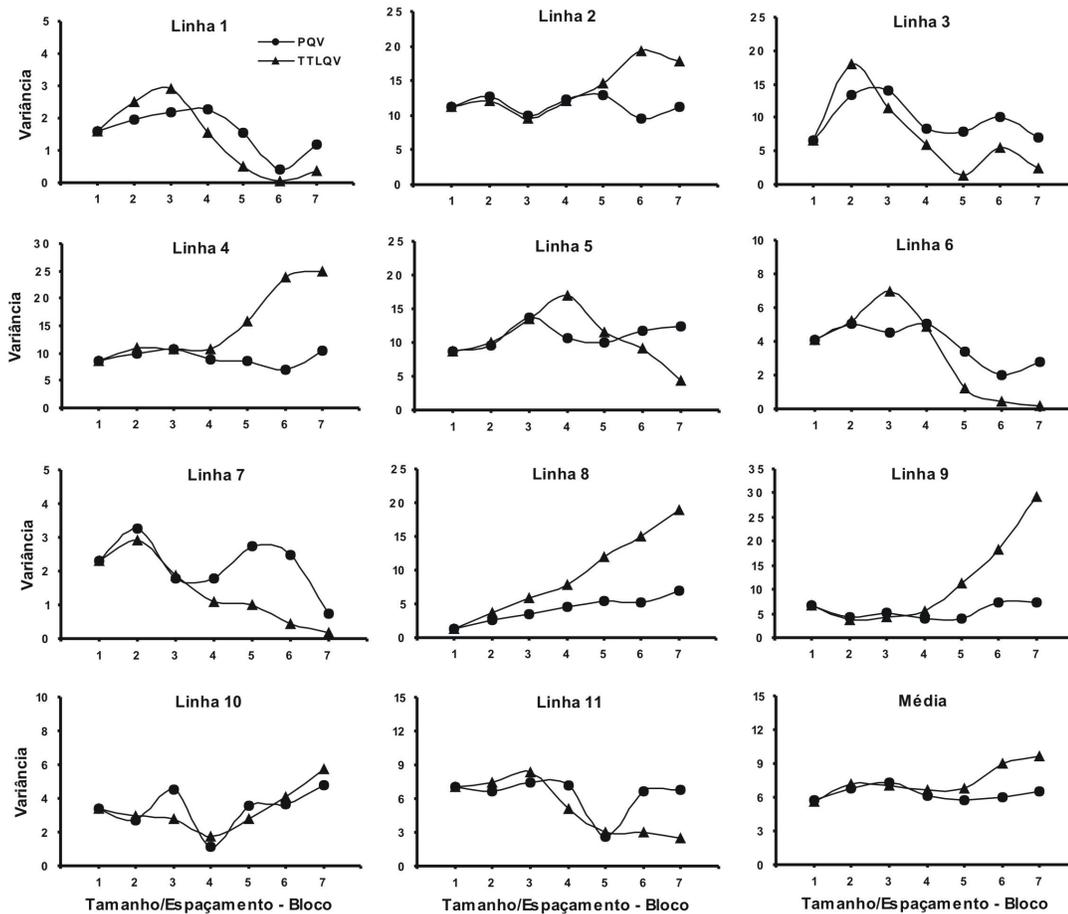


Figura 3. Análise da estrutura espacial de *D. furfuracea* em um Campo Sujo de acordo com os métodos de variância entre parcelas, TTLQV e PQV, considerando as 11 linhas com 15 parcelas cada. O gráfico intitulado “média” apresenta os valores médios das 11 linhas (transectos) para os sete tamanhos/espaçamentos de blocos analisados (linha 1: $0_1=2,93$ e $n_1=44$; linha 2: $0_2=5,47$ e $n_2=82$; $0_3=4,73$ e $n_3=71$; $0_4=3,47$ e $n_4=52$; $0_5=3,47$ e $n_5=52$; $0_6=3,27$ e $n_6=49$; $0_7=2,53$ e $n_7=38$; $0_8=2,87$ e $n_8=43$; $0_9=3,13$ e $n_9=47$; $0_{10}=4,13$ e $n_{10}=62$; $0_{11}=2,8$ e $n_{11}=42$; $0_{\text{total}}=3,53$ e $n_{\text{total}}=582$).

O tamanho aproximado dos agrupamentos nesta população de *D. furfuracea* está representado no segundo pico de variância, observado no bloco de tamanho/espacamento 10 (Figura 2), indicando que os indivíduos desta população formam agrupamentos com 30 m de raio em média, distantes cerca de 60 m entre os centros. Os dados sugerem também formação de grupos em níveis ou escalas maiores, com 45 m de raio, indicado pelo terceiro pico no bloco de tamanho/espacamento equivalente a 15 parcelas (Figura 2) de acordo com os dois métodos utilizados (TTLQV e PQV). 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 da população de *D. furfuracea* nesta área. No entanto, os grupos não são bem definidos e os indivíduos apresentam, relativamente, baixa intensidade de agrupamento, uma vez que os picos são discretos e as variâncias oscilam pouco entre os blocos de diferentes tamanhos/espacamentos (Figuras 2 e 3), resultado também sugerido pelos índices de dispersão (I_g e I_p) descritos acima.

A curva de variância calculada pelo método TTLQV apresenta crescimento em direção aos blocos de tamanho/espacamento próximos à metade da amostra ($N/2$), enquanto pelo método PQV, outros picos se apresentam de forma oscilatória entre blocos de tamanhos/espacamentos diferentes (Figura 2). De acordo com Campbell *et al.* (1998), os picos de variância em blocos com tamanho/espacamento próximos à 50 % do número de unidades amostrais (parcelas) também devem ser desconsiderados como uma medida do tamanho dos grupos, assim como os primeiros três tamanhos/espacamentos de blocos, por conter viés associado ao teste.

Resultados semelhantes foram encontrados para outras 4 espécies do Cerrado sentido restrito (*Caryocar brasiliense*, *Pterodon pubescens*, *Qualea parviflora* e *Sclerolobium paniculatum*) e duas espécies de palmeiras nativas (*Syagrus comosa* e *S. flexuosa*), além de outras 45 espécies estudadas por J.D. Hay (HAY *et al.*, 2000), onde 64% delas apresentaram estrutura espacial agregada (HAY *et al.*, 2000; SOUZA; COIMBRA, 2005). Este padrão de distribuição parece ser predominante entre as espécies arbóreo-arbustivas dos cerrados, indicando semelhanças entre os processos de estruturação e dinâmica populacional ocorrentes nas savannas em geral, onde a estrutura espacial dominante das espécies vegetais também é agregada, como descrito por San Jose *et al.* (1991) para espécies arbóreas dos Llanos venezuelanos.

Duguetia furfuracea possui frutos comestíveis, com várias sementes de tamanho reduzido, as quais são dispersas por animais (LORENZI, 2000). As sementes, muitas vezes, são expelidas com as fezes ou caem aleatoriamente sobre o substrato, ao serem transportadas, e o estabelecimento de novas plântulas é influenciado por vários fatores, como tipo de solo, estresse hídrico, herbivoria, quantidade de luz, entre outros (GREIG-SMITH, 1964; KERSHAW, 1973; MUELLER-DOMBOIS; ELLENBERG, 1974; BARBOUR *et al.*, 1987). Ainda, a história e evolução da paisagem pode ser importante na organização espacial de populações e indivíduos, especialmente se tratando de variações climáticas e impactos antrópicos (SALGADO-LABOURIAU, 1984; 2001).

De acordo com Legendre e Fortin (1989), os seres vivos, em geral, tendem a se distribuir de forma agrupada devido ao ambiente ser estruturado espacialmente por várias formas de produção de energia, gerando assim processos irregulares de disponibilização de recursos. Dessa forma, os processos demográficos (e.g. natalidade, mortalidade e migração) são influenciados pela heterogeneidade ambiental, gerando padrões espaciais que se distanciam da aleatoriedade e/ou uniformidade (THOMAS; KUNIN, 1999).

Segundo Greig-Smith (1964), Kershaw (1973), Mueller-Dombois e Ellenberg (1974) e Barbour *et al.* (1987), os vegetais normalmente se distribuem de forma agregada por serem estruturados, principalmente, pelos fatores abióticos como textura, fertilidade e disponibilidade hídrica do solo, luminosidade, temperatura, entre outros, que são diretamente influenciados pelas variações na produção e disponibilização de energia. Os fatores bióticos (competição e herbivoria), apesar de influenciados indiretamente pela produção de energia, bem como pelos distúrbios naturais e antrópicos, também influenciam o padrão espacial e a dinâmica das populações vegetais. Essas diferentes condições ambientais não só modificam a frequência e abundância, como provavelmente influenciam a taxa de crescimento, produção de sementes e grãos de pólen, área foliar, tamanho das raízes e dos indivíduos, entre outros.

AGRADECIMENTOS

Agradeço especialmente à minha mãe, Elenice S. L. Ribeiro e meu irmão, Edno Prado, pelo auxílio na coleta de campo. Aos Profs. Dr. Divino Brandão (UFG), Dr. Luis Maurício Bini

(UFG), M.Sc. Levi Carina Terribille (UnB) e à dois revisores anônimos pelas sugestões ao manuscrito e

à Capes pelo auxílio financeiro através da bolsa de Mestrado.

ABSTRACT: Several environmental factors are responsible for the structural process of plant and animal populations, influencing their dynamics through time and space. This study aims to identify the *D. furfuracea* (Annonaceae) spatial structure in a shrub-cerrado at the southeast region of the Goiás estate. 165 land parcels of 3 x 3 m (9 m²) were split, summing 1,485 m² of sample area. The Poisson distribution (random pattern), the negative binomial distribution (aggregate pattern), the ratio variance/mean (I), the Green coefficient (I_g) and the standardized Morisita index (I_p) were used to detect the population spatial pattern. The average size of the aggregates was obtained through the variance between parcels, using the TTLQV and PQV methods. An aggregated spatial pattern distribution was detected in the *D. furfuracea* population ($G = 45.54$, d.f. = 8, $p < 0.001$ for the Poisson model distribution and $G = 11.14$, d.f. = 8, $p = 0.3878$ for the negative binomial distribution), with the patches exhibiting an average radius of 30m, even though with relatively small dispersion indexes ($I = 1.94$, $d = 7.17$, $I_g = 0.002$ e $I_p = 0.501$). This is due to the observed local environmental differences, as way seed dispersed and mainly as different way of the energy production and resources available.

KEYWORDS: Population ecology. Population structuring. Aggregated spatial distribution. Brazilian Central Plateau.

REFERÊNCIAS

- BARBOUR, M. G.; BURK, J. H.; PITTS, W. D. **Terrestrial Plant Ecology**. 2. ed. Califórnia: Benjamim/Cummings, 1987.
- BEGON, M.; HARPER, J. L.; TOWNSEND, C. R. **Ecology**. 3. ed. Oxford: Blacwell, 1996.
- CAMPBELL, J. E.; FRANKLIN, S. B.; GIBSON, D. J.; NEWMAN, J. A. Permutation of Two-Term Local Quadrat Variance Analysis: General concepts for interpretation of peaks. **Journal of Vegetation Science**, Washington, v. 9, p. 41-44, 1998.
- EPPERSON, B. K. Spatial patterns of genetic variation within plant populations. In: BROWN, A. H. D.; CLEGG, M. T.; KAHLER, A. L.; WEIR, B. S. (eds.) **Plant Population Genetics, breeding and genetic resource**. Massachusetts: Sinauer Associates, 1989. p. 229- 253.
- EPPERSON, B. K. Spatial distributions of genotypes under isolation by distance. **Genetics**, Bethesda, v. 140, p. 1431-1440, 1995.
- EPPERSON, B. K.; ALLARD, R. W. Spatial autocorrelation analysis of the distribution of genotypes within populations of Lodgepole Pine. **Genetics**, Bethesda, v. 121, p. 369-377, 1989.
- GOTELLI, N. J. **A primer of ecology**. Sunderland: Sinauer Associates, 1995.
- GREIG-SMITH, M. A. P. **Quantitative Plant Ecology**. 2. ed. London: Buther Worths, 1964.
- GUO, Q.; KELLY, M. Interpretation of scale in paired quadrat variance methods. **Journal of Vegetation Science**, Washington, v. 15, p. 763-770, 2004.
- HAY, J. D.; BIZERRIL, M. X.; CALOURO, A. M., ELIZABETH; COSTA, M. N.; FERREIRA, A. A.; GASTAL, M. L. A.; GOES JUNIOR, C. D.; MANZAN, D. J.; MARTINS, C. R.; MONTEIRO, J. M. G.; OLIVEIRA, S. A.; RODRIGUES, M. C. M.; SEYFFARTH, J. A. S.; WALTER, B. M. T. 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.

HUBBELL, S. P.; FOSTER, R. B. Commonness and rarity in a neotropical forest: implications for tropical tree conservation. In: SOULE, M. E. (ed.) **Conservation biology: science of scarcity and diversity**. Sunderland: Sinauer Associates, 1986, p. 205-231.

KERSHAW, K. A. **Quantitative and Dynamic Plant Ecology**. 2. ed. New York: American Elsevier, 1973.
KREBS, C. J. **Ecological Methodology**. 2. ed. Menlo Park: Benjamin/Cummings, 1999.

LEGENDRE, P.; FORTIN, M. J. Spatial pattern and ecological analysis. **Vegetatio**, London, v. 80, p. 107-138, 1989.

LEGENDRE, P.; DALE, M. R. T.; FORTIN, M. J.; GUREVITCH, J.; HOHN, M.; MYERS, D. The consequences of spatial structure for the design and analysis of ecological field surveys. **Ecography**, London, v. 25, p. 601-615, 2002.

LEITE, E. J. Spatial distribution patterns of riverine forest taxa in Brasília, Brazil. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 140, p. 257-264, 2001.

LOREAU, M. Biodiversity and ecosystem functioning: recent theoretical advances. **Oikos**, Lund, v. 91, p. 3-17, 2000.

LORENZI, H. **Plantas Daninhas do Brasil: terrestres, aquáticas, parasitas e tóxicas**. Nova Odessa: Inst. Plantarum, 2000.

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

LUNDBERG, S.; INGVARSSON, P. Population dynamics of resource limited plants and their pollinators. **Theoretical Population Biology**, Cambridge, v. 54, p. 44-49, 1998.

MUELLER-DOMBOIS, D.; ELLENBERG, H. **Aims and Methods of Vegetation Ecology**. New York: John Wiley e Sons, 1974.

PERRY, J. N.; LIEBHOLD, A. M.; ROSENBERG, M. S.; DUNGAN, J.; MIRITI, M.; JAKOMULSKA, A.; CITRON-POUSTY, S. Illustrations and guidelines for selecting statistical methods for quantifying spatial pattern in ecological data. **Ecography**, London, v. 25, p. 578-600, 2002.

PRIMAK, R. B.; RODRIGUES, E. **Biologia da Conservação**. Londrina: Midiograf, 2001.

RIBEIRO, J. F.; WALTER, B. M. T. 1998. Fitofisionomias do Bioma Cerrado. In: SANO, S. M.; ALMEIDA, S. P. (eds.). **Cerrado: ambiente e flora**. Planaltina: EMBRAPA/CPAC, 1998, p. 89-168.

SALA, O. E.; CHAPIN, F. S.; ARMESTO, J. J.; BERLOW, E.; BLOOMFIELD, J.; DIRZO, R.; HUBER-SANWALD, E.; HUENNEKE, L. F.; JACKSON, R. B.; KINZIG, A.; LEEMANS, R.; LODGE, D. M.; MOONEY, H. A.; OESTERHELD, M.; POFF, N. L.; SYKES, M. T.; WALKER, B. H.; WALKER, M.; WALL, D. H. Global biodiversity scenarios for the year 2100. **Science**, Washington, v. 287, p. 1770-1774, 2000.

SALGADO-LABOURIAU, M. L. Reconstruccion de los ambientes atraves de los granos de polen. **Investigacion y Ciencia** (Spanish edition of the Scientific American), Madrid, v. 3, p. 6-17, 1984.

SALGADO-LABOURIAU, M. L. Reconstruindo as comunidades vegetais e o clima no passado. **Humanidades**, Brasília, v. 48, n. 1, p. 24-40, 2001.

SAN JOSE, J. J., FARINAS, M. R.; ROSALES, J. Spatial patterns of trees and structuring factors in a *Trachypogon* savanna of the Orinoco Llanos. **Biotropica**, Oxford, v. 23, p. 114-123, 1991.

SHAPCOTT, A. The spatial genetic structure in natural populations of the Australian temperate rainforest tree *Atherosperma moschatum* (Labill.) (Monimiaceae). **Heredity**, Oxford, v. 74, p. 28-38, 1995.

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.

SOUZA, J. P.; COIMBRA, F. G. Estrutura populacional e distribuição espacial de *Qualea parviflora* Mart. Em um Cerrado sensu stricto. **Bioscience Journal**, Uberlândia, v. 21, n. 2, p. 65-70, 2005.

THOMAS, C. D.; KUNIN, W. E. The spatial structure of populations. **Journal of Animal Ecology**, London, v. 68, p. 647-657, 1999.

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