

# Influência do padrão espacial sobre a estimativa de densidade arbórea do método de quadrantes: um estudo por meio de simulação de Monte Carlo<sup>1</sup>

Maurício Romero Gorenstein<sup>2,4</sup>, João Luís Ferreira Batista<sup>2</sup> e Giselda Durigan<sup>3</sup>

Recebido em 15/07/2005. Aceito em 29/03/2007

**RESUMO** – (Influência do padrão espacial sobre a estimativa de densidade arbórea do método de quadrantes: um estudo por meio de simulação de Monte Carlo). O método de quadrantes tem sido bastante utilizado em levantamentos fitossociológicos de florestas tropicais. O método pressupõe que as árvores tenham padrão espacial completamente aleatório para que a estimativa da densidade (árvores ha<sup>-1</sup>) não apresente viés. Neste trabalho, analisou-se através de simulação de Monte Carlo de florestas hipotéticas, o efeito de desvios da Completa Aleatoriedade Espacial (CAE) em direção a padrões agrupados e regulares, sobre a estimativa da densidade obtida pelo método de quadrantes para populações com diferentes densidades, bem como a influência do tamanho da amostra sobre as estimativas. O aumento do tamanho da amostra não mostrou efeito significativo na redução de viés. Entre os padrões de distribuição dos indivíduos testados através de simulação, o viés na estimativa da densidade obtida pelo método de quadrantes oscilou entre +70,3% (distribuição perfeitamente regular, correspondente ao padrão em *lattice*) e -75,7% (distribuição fortemente agrupada, correspondente ao padrão agrupado com raio médio de agrupamento de 25 m). Com exceção das florestas com padrão espacial completamente aleatório e com padrão regular em *lattice* aleatorizado, em todos os outros padrões espaciais testados não houve relação clara entre a densidade da floresta e a precisão da estimativa de densidade efetuada pelo método de quadrantes. O método de quadrantes superestima a densidade em florestas com padrão regular, e subestima a densidade em florestas com padrão agrupado. Seria importante saber, a priori, o padrão espacial dos indivíduos na floresta para que fosse possível aplicar o método de quadrantes e interpretar corretamente os seus resultados, sem viés.

**Palavras-chave:** densidade, viés, padrão espacial, quadrantes, simulação de Monte Carlo

**ABSTRACT** – (Influence of spatial pattern on arboreal density through the point-centered quarter method: a Monte Carlo simulation study). The point-centered quarter method (PCQM) is often used in phytosociological surveys of tropical forests. The method has a basic assumption that individual trees in the forest have a completely random spatial pattern. In this study, the effect of deviation from total spatial randomness on PCQM estimate of forest density was analysed through Monte Carlo simulation of hypothetical forests with regular and clustered spatial patterns and with different densities. The influence of sample size was also analysed, but showed no marked effect on estimation biases. The relative bias on the tree density estimation varied from +70.3% (regular lattice spatial pattern) to -75.7% (strongly clustered spatial pattern). Tree density did not affected estimation bias, except for the totally randomized spatial pattern and randomized regular lattice pattern. The point-centered quarter method overestimates (positive bias) tree density for regular patterns and underestimates this parameter (negative bias) for clustered patterns. Previous knowledge of tree spatial pattern in a forest is necessary for correct implementation and interpretation of results in this method.

**Key words:** density, bias, spatial pattern, point-centered quarter method, tropical forest, Monte Carlo simulation

## Introdução

O método de quadrantes, dentre os métodos de distância, tem sido o mais utilizado em levantamentos fitossociológicos de florestas tropicais (Rodrigues 1988; Korning *et al.* 1991). Sua grande difusão deve-se à economia de tempo na amostragem (Gibbs *et al.* 1980)

e à possibilidade de amostrar uma maior área quando comparado ao método de parcelas de área fixa (Cottam & Curtis 1956; Martins 1993). O método pressupõe que as árvores tenham um padrão espacial completamente aleatório para que a estimativa da densidade (árvores ha<sup>-1</sup>) não apresente viés (Morisita 1957 citado por Martins 1993). Viés é um desvio

<sup>1</sup> Parte da Dissertação de Mestrado do primeiro Autor

<sup>2</sup> Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Departamento de Ciências Florestais, Laboratório de Métodos Quantitativos, C. Postal 9, Av. Pádua Dias 11, 13418-900 Piracicaba, SP, Brasil

<sup>3</sup> Estação Experimental e Ecológica de Assis, C. Postal 104, 19800-000 Assis, SP, Brasil

<sup>4</sup> Autor para correspondência: mrgorens@esalq.usp.br

sistemático entre o valor obtido por amostragem e o valor do parâmetro na população.

No entanto, este padrão espacial ideal nem sempre corresponde à realidade em florestas tropicais naturais. Golley *et al.* (1975), analisando a distribuição espacial das árvores em diferentes tipos de floresta tropical no Panamá, constataram que as árvores, considerando as espécies conjuntamente, não são aleatoriamente distribuídas.

Quando se analisa isoladamente as populações de espécies arbóreas, a agregação dos indivíduos é ainda mais evidente e freqüente (Richards 1996). He *et al.* (1997), em levantamento de 50 ha da floresta tropical de Pasoh, Índia, amostraram 745 espécies arbóreas. Destas, 80,4% apresentaram distribuição espacial agrupada, 19,5% distribuição espacial aleatória e apenas uma espécie apresentou distribuição espacial regular. Além disso, os autores observaram que indivíduos da mesma espécie tendiam a apresentar distribuição espacial bastante agrupada quando jovens e distribuição menos agrupada ou aleatória quando adultos. Resultados muito semelhantes foram encontrados por Hubbell (1979) em floresta tropical seca na Costa Rica. Scolforo *et al.* (1993), afirmaram que pelo menos 66% das espécies amostradas na floresta estacional semidecidual de Lavras apresentaram distribuição espacial não aleatória. Das 106 espécies amostradas na Floresta Nacional do Tapajós, 21 ocorreram agrupadas e 29 tinham tendências a se agrupar (J.P.O. Carvalho, dados não publicados).

Cottam *et al.* (1957) afirmaram que, em populações com padrão espacial agregado, as distâncias médias obtidas pelo método de quadrantes tendem a ser altas e, conseqüentemente, o parâmetro densidade é subestimado. Mawson (1968) explica que, em padrões pontuais, valores altos de distância média significam baixa densidade, ao passo que pequenos valores de distância média significam alta densidade.

De acordo com Cottam *et al.* (1953), é importante saber previamente a distribuição espacial da população em estudo para que as mensurações sejam interpretadas de modo correto. Catana Jr. (1963) desenvolveu o método de quadrantes errático, que estima a densidade independentemente do padrão espacial da floresta. Mesmo assim, esse método apresentou subestimativas nos padrões agrupados testados.

Mutangah & Agnew (1996) avaliaram a estimação de densidade obtida pelo método de quadrantes através de simulações de Monte Carlo. Engeman *et al.* (1994)

testaram através de simulação de Monte Carlo, o comportamento de vários estimadores de densidade em diferentes padrões espaciais, níveis de densidade e tamanhos amostrais. O método que apresentou melhor performance foi o de quadrantes com medidas de distância até o terceiro indivíduo mais próximo em cada quadrante. Porém, considerações devem ser feitas a respeito da dificuldade prática do método, principalmente em situações de campo difíceis.

Fatores como perturbações antrópicas, drenagem e características do solo afetam, segundo Richards (1996), a densidade das árvores na floresta. Albuquerque (1999) concluiu que períodos de secas podem reduzir drasticamente a densidade de arbustos da caatinga. Monteiro *et al.* (2004) concluíram que a densidade de árvores é menor em diferentes tipos de florestas degradadas comparativamente à floresta não degradada. Figueiredo *et al.* (2000) encontraram maior densidade arbórea na floresta primária em relação à floresta secundária.

Neste trabalho foi analisado o efeito de desvios da Completa Aleatoriedade Espacial (CAE), (Batista & Maguire 1998), em direção a padrões agrupados e regulares, sobre a estimativa da densidade obtida pelo método de quadrantes para populações com diferentes densidades, bem como a influência do tamanho da amostra sobre as estimativas. As hipóteses deste trabalho são que os padrões espaciais regulares apresentem superestimativas de densidade, ao passo que os agrupados apresentem subestimativas de densidade, podendo gerar erros que inviabilizam a aplicação indiscriminada do método sem o conhecimento prévio do padrão espacial das árvores da floresta.

## Material e métodos

Níveis de densidade e padrões espaciais – Florestas hipotéticas foram geradas através da função `make.pattern`, do módulo de estatística espacial, do programa S-Plus. Estas foram geradas com as densidades de 300, 600, 900, 1.200 e 1.500 árvores por hectare, em uma janela de observação de 25 ha (500×500 m).

Foram adotados esses níveis de densidade, visando simular os critérios de inclusão que podem ser empregados na utilização do método de quadrantes. Desse modo, quanto maior o diâmetro à altura do peito (DAP) ou altura mínima adotada, menor será a densidade estimada. A densidade também pode refletir características intrínsecas da floresta, como qualidade

de sítio, fitofisionomia e grau de perturbação da floresta.

Os padrões espaciais analisados foram:

- Padrão aleatório (Fig.1A): gerado pelo processo espacial pontual de Poisson; Representa a Completa Aleatoriedade Espacial (CAE) (Batista & Maguire 1998).

- Padrões agrupados: todos os padrões agrupados foram gerados pelo processo Neyman-Scott (Batista & Maguire 1998), sendo constante o número de agrupamentos (750). O grau de agrupamento variou de acordo com o raio médio de agrupamentos: 25 (Fig. 1B), 50, 75, 100 e 125 m (Fig. 1C). Quanto maior o raio médio do agrupamento, menos agrupada a floresta.

- Padrões regulares: foram gerados três padrões regulares utilizando três processos distintos. *Lattice*:

onde as árvores ocupam os vértices de quadrados, representando um plantio onde o espaço entre linhas é o mesmo que entre plantas (Diggle 1983) (Fig. 1D). *Lattice* aleatorizado: gerado com base no anterior, porém adicionando um erro aleatório, de modo a atenuar a forma simétrica (Diggle 1983). Regularidade por inibição: gerado por um padrão aleatório, onde existe um parâmetro que controla o raio de inibição, no qual a probabilidade de ocorrer uma árvore vizinha é nula. Equivale à queda seqüencial de discos, onde as árvores situam-se nos centros destes discos, cujos raios não se sobrepõem. Assim, quanto maior o raio de inibição, mais regular a distribuição das árvores na floresta. Para cada nível de densidade foram gerados 4 níveis de raio de inibição. A escolha dos níveis ocorreu em função da distância média entre árvores, que varia de acordo com a densidade da floresta. Desse modo, o maior raio de inibição ( $r_4$ ) (Fig. 1E), corresponde à

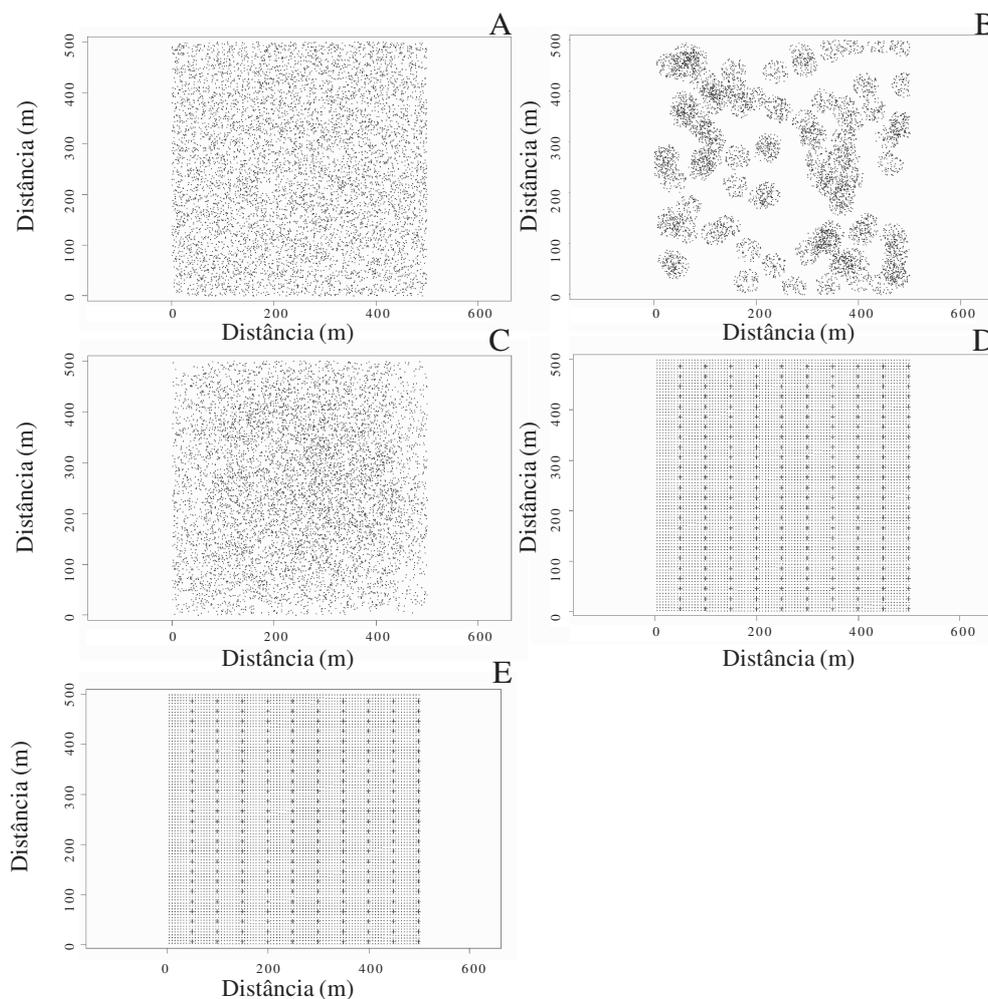


Figura 1. Janela de observação de 25 ha (500×500 m). A. Padrão espacial completamente aleatório (300 árvores ha<sup>-1</sup>). B. Padrão espacial agrupado (300 árvores ha<sup>-1</sup>), raio de agrupamento = 25 m. C. Padrão espacial agrupado (300 árvores ha<sup>-1</sup>), raio de agrupamento = 125 m. D. Padrão espacial em *lattice* (300 árvores ha<sup>-1</sup>), grade amostral de 250 pontos. E. Padrão espacial regular por inibição (300 árvores ha<sup>-1</sup>), raio de inibição = 2,8 m ( $r_4$ ), grade amostral de 50 pontos.

metade da distância média entre árvores. Os demais níveis formam uma progressão aritmética decrescente. O quociente desta progressão equivale à quarta parte do raio máximo (r4) (Tab. 1).

Grades de amostragem – Testaram-se três tamanhos amostrais, a fim de verificar se esse fator tem influência na precisão da estimativa da densidade da floresta. Para que a área de abrangência ocupasse totalmente a janela de observação de 25 ha, a distância entre trilhas na grade diminuiu à medida que o tamanho de amostra aumentou, tendo a seguinte relação:

- Amostra 1: 50 pontos com distância entre trilhas de 200 m (Fig. 1E)
- Amostra 2: 125 pontos com distância entre trilhas de 100 m
- Amostra 3: 250 pontos com distância entre trilhas de 50 m (Fig. 1D).

Em todas as trilhas o espaço entre pontos foi de 20 metros, em razão de que no método de quadrantes há uma restrição em se amostrar a mesma árvore em pontos consecutivos (Martins 1993). Desse modo, esse valor foi obtido tomando-se por base a floresta com menor grau de densidade (300 árvores ha<sup>-1</sup>).

Simulações de amostragem – A aplicação da técnica de Monte Carlo consistiu em 1.000 simulações de amostragem para cada uma das 180 combinações (12 padrões espaciais, 5 densidades e 3 intensidades amostrais). As simulações da amostragem foram realizadas de acordo com o seguinte método:

1. Sorteio do ponto inicial da grade, excluindo a área de borda: 5 metros a partir da origem da janela de observação. Essa distância foi tomada de modo a evitar que o ponto quadrante deixasse de amostrar algum indivíduo;
2. Estabelecimento da grade a partir do ponto inicial, cada ponto da grade sendo um ponto quadrante;
3. Mensuração das distâncias ponto-árvore, considerando-se somente um indivíduo em cada

quadrante; 4. Cálculo da distância média ponto-árvore;

5. Estimativa da densidade da floresta, obtida através da fórmula:  $\hat{D}_i = \frac{10000}{\bar{d}_i^2}$ ;
6. Cálculo do Viés Relativo (VR), em porcentagem  $VR(\%) = \frac{E[\hat{D}] - D}{D} \times 100$ , Onde:  $\hat{D}$  = densidade estimada (árvores ha<sup>-1</sup>) na simulação i,  $\bar{d}$  = distância média da amostra (m) (Martins 1993) na simulação i, D é a densidade da população (parâmetro),  $E[\hat{D}]$  = valor esperado da estimativa de densidade computado como média das 1000 simulações,  $E[\hat{D}] = \frac{\sum D_i}{1000}$ .

Valores negativos de (VR) indicam uma subestimativa da densidade, ao passo que valores positivos correspondem a uma superestimativa.

Todos esses passos foram executados em apenas uma floresta gerada.

Nesse trabalho, a técnica de Monte Carlo foi utilizada para simular o comportamento da estimativa da densidade pelo método de quadrantes, em florestas hipotéticas com diferentes padrões espaciais. Além do cálculo do viés relativo, foi realizado um estudo gráfico da distribuição amostral das estimativas. Isso foi realizado aplicando-se a suavização de Kernel (Chambers *et al.* 1983) sobre as 1.000 simulações de cada cenário resultando nas Fig. 2A e B, que mostram o comportamento amostral da estimativa da densidade em florestas com padrões regulares e agrupados, respectivamente.

Monte Carlo é uma técnica estatística que vem sendo utilizada para analisar processos estocásticos. O método permite o desenvolvimento de um modelo computacional para estudar processos com um grupo de variáveis relacionadas (Naylor *et al.* 1966 citados por Cassens *et al.* 1993). A idéia essencial é usar dados gerados por computadores a fim de determinar a quantidade de variação esperada em uma amostra estatística (Manly 1997). Dees (1998) utilizou a técnica para simular amostras de conglomerados no inventário florestal nacional da Alemanha. Nos trabalhos de Naeset (1999a; b), a técnica de Monte Carlo foi utilizada para simular erros de fotointerpretação.

## Resultados

Na floresta com distribuição completamente aleatória das árvores os valores de VR foram mínimos, quase nulos, indicando que, de fato, não ocorre viés na estimativa da densidade quando a floresta apresenta aleatoriedade espacial (Tab. 2).

A floresta com padrão em *lattice*, quando amostrada pelo método de quadrantes, apresentou uma

Tabela 1. Níveis de raios de inibição (m) para cada nível de densidade simulado.

Densidade (árvores ha <sup>-1</sup> )	r1	r2	r3	r4	Distância média (m)
300	0,7	1,4	2,1	2,8	5,77
600	0,5	1,0	1,5	2,0	4,08
900	0,4	0,8	1,2	1,6	3,33
1.200	0,4	0,7	1,05	1,4	2,89
1.500	0,3	0,6	0,9	1,2	2,58

Tabela 2. Valores de viés relativo médio (%) referentes aos padrões de distribuição espacial das árvores na floresta, níveis de densidade e tamanhos amostrais provenientes das 1000 simulações de amostragem pelo método Monte Carlo.

Padrão espacial	50 pontos						125 pontos						250 pontos						Médias por padrão espacial
	Níveis de densidade (árvores ha <sup>-1</sup> )						Níveis de densidade (árvores ha <sup>-1</sup> )						Níveis de densidade (árvores ha <sup>-1</sup> )						
	300	600	900	1200	1500	Média	300	600	900	1200	1500	Média	300	600	900	1200	1500	Média	
Aleatório	1,7	2,2	1,2	0,5	1,6	<b>1,4</b>	1,3	-1,0	-0,4	0,2	0,7	<b>0,1</b>	0,7	-1,5	-0,6	0,5	0,3	<b>-0,1</b>	0,5
Regular																			
em <i>lattice</i>	69,1	69,7	71,7	70,3	71,0	<b>70,3</b>	69,4	69,4	72,2	70,3	70,4	<b>70,3</b>	69,4	69,4	71,4	70,1	70,5	<b>70,2</b>	<b>70,3</b>
em <i>lattice</i> aleat.	46,3	40,3	33,4	26,7	24,0	<b>34,1</b>	45,7	39,6	33,9	27,1	23,3	<b>33,9</b>	45,7	39,3	34,0	27,1	23,6	<b>33,9</b>	<b>34,0</b>
por inibição r1*	1,3	1,5	1,6	4,6	3,8	<b>2,6</b>	0,3	0,7	2,7	4,0	3,1	<b>2,2</b>	0,7	0,8	2,6	4,0	3,3	<b>2,3</b>	<b>2,4</b>
por inibição r2	6,7	7,7	8,7	9,1	6,3	<b>7,7</b>	9,0	9,7	9,0	8,8	7,3	<b>8,8</b>	9,3	10,2	9,1	8,3	6,8	<b>8,7</b>	<b>8,4</b>
por inibição r3	15,7	18,2	15,4	17,1	16,9	<b>16,7</b>	15,7	18,8	15,6	16,3	15,9	<b>16,4</b>	16,3	18,5	15,0	16,5	16,4	<b>16,5</b>	<b>16,5</b>
por inibição r4	30,0	30,2	25,8	26,7	27,9	<b>28,1</b>	27,7	27,8	26,8	28,4	26,1	<b>27,4</b>	27,3	28,2	26,6	27,8	26,3	<b>27,2</b>	<b>27,6</b>
Agrupado																			
c/ rma** de 25 m	-60,0	-79,7	-87,8	-76,4	-70,2	<b>-74,8</b>	-67,0	-70,8	-81,4	-78,5	-76,9	<b>-74,9</b>	-68,0	-72,5	-82,1	-78,8	-77,1	<b>-75,7</b>	<b>-75,1</b>
c/ rma de 50 m	-26,0	-29,8	-16,2	-12,8	-36,5	<b>-24,3</b>	-26,0	-31,8	-24,0	-22,5	-31,4	<b>-27,1</b>	-26,7	-33,0	-25,2	-22,8	-33,1	<b>-28,2</b>	<b>-26,5</b>
c/ rma de 75 m	-6,3	-18,5	-19,6	7,3	-16,9	<b>-10,8</b>	-12,7	-13,5	-12,8	-12,4	-10,2	<b>-12,3</b>	-12,7	-13,7	-13,7	-13,2	-11,1	<b>-12,8</b>	<b>-12,0</b>
c/ rma de 100 m	-10,7	-18,3	-4,8	-21,9	-9,6	<b>-13,1</b>	-10,7	-10,0	-18,3	-13,8	-11,3	<b>-12,8</b>	-10,7	-10,3	-19,0	-14,1	-11,0	<b>-13,0</b>	<b>-13,0</b>
c/ rma de 125 m	-8,0	-5,8	-7,3	-20,3	-13,2	<b>-10,9</b>	-10,0	-4,0	-10,1	-13,3	-8,5	<b>-9,2</b>	-10,0	-4,8	-10,7	-13,8	-8,8	<b>-9,6</b>	<b>-10,0</b>

\*tab.1 apresenta os valores de raio de inibição para cada nível de densidade; \*\* raio médio de agrupamento

superestimativa da densidade em torno de 70%, para todos os níveis de densidade e tamanhos amostrais (Tab. 2).

A floresta com padrão em *lattice* aleatorizado apresentou valores de VR decrescentes de acordo com o aumento da densidade. Em média, há uma superestimativa em torno de 34%. O aumento do número de pontos amostrais também não reduziu os valores de VR.

As florestas com padrão de regularidade por inibição (PRI), são caracterizadas pela presença de um parâmetro que restringe o estabelecimento de outra planta dentro de um raio de inibição. Quanto menor esse raio, mais aleatória tende a ser a distribuição das árvores na floresta. À medida em que se aumentaram os raios de inibição, os valores de VR também

aumentaram, chegando até 28% para as florestas com PRI r4. O terceiro raio de inibição, r3, também apresentou uma superestimativa considerável, de 16,5%, em média. Os níveis r1 e r2 não apresentaram valores muito altos de VR, correspondentes a aproximadamente 2,5 e 8,5%, respectivamente.

Nota-se que nas florestas com PRI r1 e r2, excetuando o último nível de densidade, parece haver uma relação direta entre a densidade e o viés. A diferença na precisão das estimativas foi muito pequena entre a grade de 50 e a de 125 pontos, e insignificante entre a grade de 125 e a de 250 pontos.

Na Fig. 1A é apresentada uma comparação das curvas probabilísticas das estimativas de densidade, para as florestas com padrão espacial regular. A curva à esquerda (linha mais escura), representa as estimativas de densidade para a floresta com completa aleatoriedade espacial. O traço vertical que corta essa curva representa a média da estimativa do parâmetro (300 árvores ha<sup>-1</sup>), que, para esse tipo de floresta, é exato. Nota-se claramente que a estimativa da densidade aumenta à medida que se muda o tipo de regularidade. Nas florestas com regularidade por inibição a superestimativa aumenta à medida que se aumentam o raio de inibição. A floresta com regularidade do tipo *lattice* é a que apresenta maior superestimativa da densidade (510 árvores ha<sup>-1</sup>). A floresta com regularidade do tipo *lattice* aleatorizado produziu uma estimativa de 450 árvores ha<sup>-1</sup>.

As florestas com padrão espacial agrupado com raio médio de agrupamento de 25 m, maior grau de agrupamento estudado, apresentam valores de VR em torno de -75,1%. Nota-se que, para esse grau de agrupamento, o acréscimo do tamanho da amostra aumentou os valores de VR, diferentemente do esperado. Isso também ocorreu nas florestas agrupadas com raio médio de agrupamento (RMA) de 50 m e 75 m, com valores médios de VR de -26,5 e -12,0%, respectivamente. A precisão das estimativas não parece estar relacionada com os níveis de densidade e nem mesmo com os tamanhos amostrais testados (Tab. 2).

Nas florestas agrupadas com RMA de 100m os valores de VR oscilam em torno de -13,0% e nas com RMA de 125 m essa variação apresenta média de -10%. É interessante observar que com o aumento do raio de agrupamento diminuem-se os valores de viés relativo. Isso só não ocorreu quando se aumentou o RMA de 75 para 100 m. Com esse aumento houve um acréscimo de -1,0% no valor de VR.

A queda dos valores de VR não foi diretamente proporcional ao aumento do RMA. Detecta-se que as

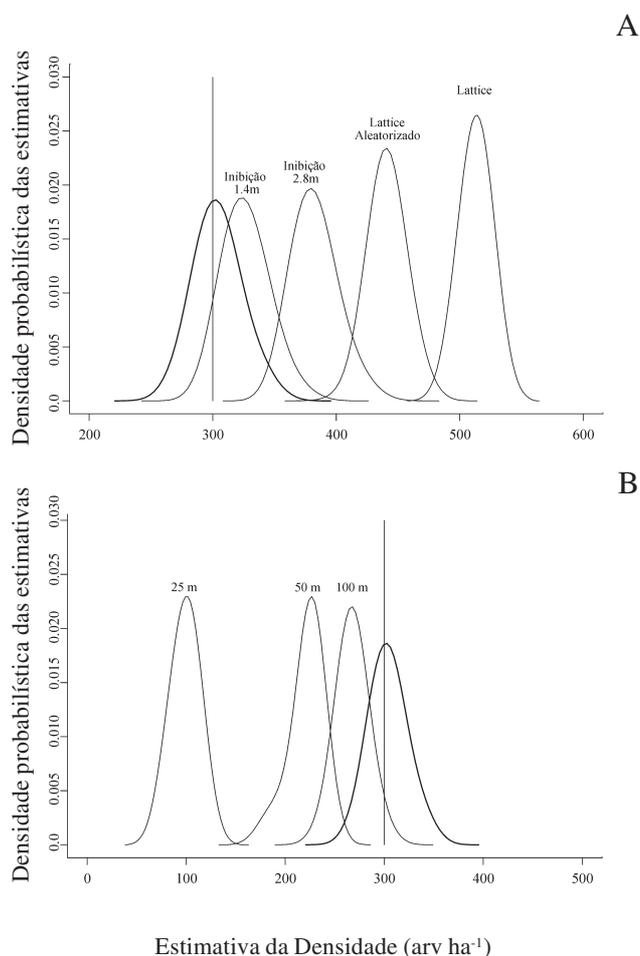


Figura 2. Curvas de densidade probabilística relativas à distribuição amostral das estimativas de densidade com base em 1.000 simulações de Monte Carlo. Traço vertical corresponde à estimativa da densidade para o padrão completamente aleatório. A. Padrões espaciais regulares. B. Padrões espaciais agrupados (25 m, 50 m e 100 m são os raios médios de agrupamento).

florestas com menores valores de RMA apresentaram valores de VR próximos, (-10, -13 e -12%). A floresta com RMA de 50m apresentou mais que o dobro do VR destas, -26,5%. Houve um grande salto no valor de VR de -26,5% para -75,1%, quando se diminui o RMA de 50 para 25 m. Isso se explica porque quando se aumenta os valores de RMA, ocorre sobreposição dos agrupamentos, aproximando a floresta do padrão aleatório.

A análise da Fig. 2B, mostra claramente que a estimativa da densidade se afasta da estimativa do parâmetro (300 árvores ha<sup>-1</sup>), à medida que se diminui o raio médio de agrupamento.

Os valores médios de VR na estimativa da densidade para cada tamanho amostral mostram que houve um ganho de precisão bastante reduzido, com o aumento de 50 para 125 pontos. Não ocorreu diferença entre a grade de 125 e 250 pontos (Tab. 2).

## Discussão

Segundo Cottam *et al.* (1953), para se estimar a densidade com precisão, em florestas com padrão espacial aleatório, o número de pontos amostrais deve ser estabelecido em função da densidade da floresta, de modo que florestas pouco densas necessitam de um número maior de pontos. Neste estudo, porém, os valores de viés encontrados para os diferentes níveis de densidade em florestas aleatórias foram desprezíveis (oscilando entre -1,5 até 2,2%), e as pequenas diferenças entre eles não estão correlacionadas com a densidade, colocando em dúvida a validade da recomendação daqueles autores.

Na floresta com padrão espacial em *lattice*, o viés deve ser considerado bastante elevado, uma vez que a estimativa da densidade para uma floresta com densidade real de 1.500 árvores ha<sup>-1</sup>, seria de 2.550 árvores ha<sup>-1</sup>. Isso também acarreta uma significativa superestimativa da área basal, quando o método de quadrantes for aplicado na amostragem de florestas plantadas com espaçamento homogêneo, uma vez que há relação direta entre a densidade e a área basal da floresta (Martins 1993).

O fato do viés reduzir à medida que a floresta fica mais densa, nas florestas em *lattice* aleatorizado, pode ser explicado porque as distâncias entre as árvores diminuem, de modo que se perde um pouco o efeito de regularidade. Mesmo assim, esse valor ainda é elevado e não se recomenda a utilização do método de quadrantes nesses casos. As florestas em *lattice* aleatorizado podem ser representações de plantios com

espaçamento homogêneo em idade avançada, onde os processos de mortalidade e ingresso de novos indivíduos descaracterizam o aspecto homogêneo.

Bertani *et al.* (2001), estudando uma mata ribeirinha em Ipeúna, SP, concluiu que ocorreu uma tendência à regularidade entre as árvores pertencentes aos sub-grupos vegetacionais sobre solos do tipo Areia Quartzosa/Cambissolo e Podzólico Vermelho Amarelo. Florestas como essas, quando amostradas pelo método de quadrantes, podem apresentar superestimativas do parâmetro densidade. A superestimativa será proporcional ao raio de inibição entre as árvores.

As formações florestais naturais apresentam um mosaico de clareiras com diferentes tamanhos, idades e densidades. As florestas agrupadas com RMA maiores - 75, 100 e 125 m - parecem assemelhar-se às formações naturais. É importante ressaltar que os altos valores de viés obtidos nas florestas agrupadas de menor raio de agrupamento dificilmente são encontrados nas formações naturais.

Em suma, os resultados deste estudo demonstram que entre os padrões de distribuição dos indivíduos testados através de simulação, o viés na estimativa da densidade obtida pelo método de quadrantes oscilou entre +70,3% (distribuição perfeitamente regular, correspondente ao padrão em *lattice*) e -75,7% (distribuição fortemente agrupada, correspondente ao padrão agrupado com raio médio de agrupamento de 25 m). Esses resultados assemelham-se aos obtidos por Engeman *et al.* (1994), cuja amostragem pelo método de quadrantes produziu superestimativas nos padrões espaciais agrupados e subestimativas nos padrões espaciais regulares.

Com exceção das florestas com padrão completamente aleatório e com padrão regular em *lattice* aleatorizado, em todos os outros padrões espaciais testados, não houve relação clara entre a densidade real da floresta e o viés da estimativa de densidade efetuada pelo método de quadrantes. O aumento do tamanho amostral não mostrou efeito significativo na redução dos valores do viés na estimativa da densidade pelo método de quadrantes. O método de quadrantes superestima a densidade em florestas com padrão regular e subestima a densidade em florestas com padrão agrupado.

Seria importante, portanto, saber *a priori* o padrão espacial de distribuição dos indivíduos na floresta, para que fosse possível aplicar o método de quadrantes e interpretar corretamente os seus resultados. No caso de incerteza da completa aleatoriedade espacial da

floresta, a estimativa da densidade produzida pelo método de quadrantes apresentará viés. Considerando que, apesar da imprecisão na estimativa de densidade, o método de quadrantes apresenta algumas qualidades que o tornam relativamente vantajoso em relação a outros métodos, a sua aplicação pode ser recomendada em levantamentos nos quais apenas parâmetros relativos (de densidade ou dominância) entre as espécies são analisados.

Quando valores precisos de densidade absoluta e área basal das espécies forem desejáveis, a obtenção da densidade total da floresta pelo método de parcelas, conforme efetuado por Durigan *et al.* (2002), pode eliminar o viés apresentado pelo método de quadrantes. Neste caso, os autores apenas identificaram e mediram as árvores em cada quadrante, sem medir as distâncias árvore-ponto, assim economizando tempo. Para os cálculos, em vez de partir da distância média árvore-ponto, utilizaram a densidade da floresta obtida pelo método de parcelas, nas quais foram apenas contados os indivíduos dentro do critério de inclusão adotado.

Outras alternativas poderão vir a ser propostas para que o método continue a ser aplicado, mas não se pode ignorar que, desconhecido o padrão de distribuição espacial dos indivíduos, o método de quadrantes convencional deve ser aplicado com restrições.

## Agradecimentos

À Alessandra dos Santos Penha, pela leitura e revisão dos originais; aos Colegas do Laboratório de Métodos Quantitativos LCF-ESALQ/USP, pelas sugestões; ao Jefferson L. Polizel, pelas ajudas com informática; à Capes, pela concessão de bolsa de Mestrado para o primeiro autor; aos revisores anônimos pelas sugestões, críticas e revisão do manuscrito.

## Referências bibliográficas

- Albuquerque, S.G. 1999. Caatinga vegetation dynamics under various grazing intensities by steers in the semi-arid Northeast, Brazil. **Journal of Range Management** **52**(3): 241-248.
- Batista, J.L.F. & Maguire, D.A. 1998. Modeling the spatial structure of tropical forests. **Forest Ecology and Management** **110**(1-3): 293-314.
- Bertani, D.F.; Rodrigues, R.R.; Batista, J.L.F. & Shepherd, G.J. 2001. Análise temporal da heterogeneidade florística e estrutural de uma floresta ribeirinha. **Revista Brasileira de Botânica** **24**(1): 11-23.
- Cassens, D.L.; Gibson, H. & Friday, J.S. 1993. Modeling lumber manufacturing processes using Monte Carlo computer simulation. **Forest Products Journal** **43**(1): 41-48.
- Catana Jr., A.J. 1963. The wandering quarter method of estimating population density. **Ecology** **44**(2): 349-360.
- Chambers, J.; Cleveland, W.; Kleiner, B. & Tukey, P. 1983. **Graphical methods for data analysis**. Pacific Grove, Wadsworth & Brooks/Cole.
- Cottam, G.; Curtis, J.T. & Hale, B.H. 1953. Some sampling characteristics of a population of randomly dispersed individuals. **Ecology** **34**(4): 741-757.
- Cottam, G. & Curtis, J.T. 1956. The use of distance measures in phytosociological sampling. **Ecology** **37**(4): 451-460.
- Cottam, G.; Curtis, J.T. & Catana, Jr., A.J. 1957. Some sampling characteristics of a series of aggregated populations. **Ecology** **38**(4): 610-622.
- Dees, M. 1998. Regression estimation using a cluster design in large scale forest inventories. **Allgemeine Forst und Jagdzeitung** **169**(10-11): 177-185.
- Durigan, G.; Santos, J.D. & Gandara, F.B. 2002. Fitossociologia de dois fragmentos de Floresta Estacional Semidecidual no Pontal do Paranapanema, SP. **Revista do Instituto Florestal** **14**(1): 13-26.
- Diggle, P. 1983. **Statistical Analysis of Spatial Point Patterns**. London, Academic Press.
- Engeman, R.M.; Sugihara, R.T. & Pank, L.F. 1994. A comparison of plotless density estimators using Monte Carlo simulation. **Ecology** **74**(6): 1769-1779.
- Figueiredo, E.O.; Pereira, N.W.V. & Wadt, L.H.O. 2000. **Avaliação da composição estrutural e biomassa viva acima do solo, em florestas sob efeito da fragmentação na Amazônia ocidental**. Boletim de Pesquisa 26, Embrapa Acre, Rio Branco.
- Gibbs, P.E.; Leitão Filho, H.F. & Abbott, R.J. 1980. Application of the point-centered quarter method in a floristic survey of an area of gallery forest at Mogi Guaçu, SP, Brazil. **Revista Brasileira de Botânica** **3**(1/2): 17-22.
- Golley, F.B.; McGinnis, J.T.; Clements, R.G.; Child, G.I. & Duever, M.J. 1975. **Mineral cycling in a tropical moist forest ecosystem**. Athens, Georgia University.
- He, F.; Legendre, P. & La Frankie, J.V. 1997. Distribution patterns of tree species in a Malaysian tropical rain forest. **Journal of Vegetation Science** **8**(1):105-114.
- Hubbel, S.P. 1979. Tree dispersion, abundance and diversity in a tropical dry forest. **Science** **203**: 1299-1309.
- Korning, J.; Thomsen, K. & Ollgaard, B. 1991. Composition and structure of a species rich Amazonian rain forest obtained by two different sample methods. **Nordic Journal of Botany** **11**(1): 103-110.
- Manly, B.F.J. 1997. **Randomization, bootstrap and Monte Carlo methods in biology**. London, Chapman & Hall.
- Martins, F.R. 1993. **Estrutura de uma floresta mesófila**. Campinas, UNICAMP.
- Mawson, J.C. 1968. A Monte Carlo study of distance measures in sampling for spatial distribution in Forest stands. **Forest Science** **14**(2): 127-139.

- Monteiro, A.L.S.; Souza Júnior, C.M.; Barreto, P.G.; Pantoja, F.L.S. & Gerwing, J.J. 2004. Impactos da exploração madeireira e do fogo em florestas de transição na Amazônia Legal. **Scientia Forestalis** **65**: 11-21.
- Mutangah, J.G. & Agnew, A.D.Q. 1996. Structure and diversity comparison of three dry forests at Nakuru National Park, Kenya. **African Journal of Ecology** **34**(2): 146-157.
- Naesset, E. 1999. Effects of delineation errors in forest stand boundaries on estimated area and timber volumes. **Scandinavian Journal of Forestry Research** **14**(6): 558-566.
- Naesset, E. 1999. Assessing the effect of erroneous placement of forest stand boundaries on the estimated area of individual stands. **Scandinavian Journal of Forestry Research** **14**(2): 175-181.
- Richards, P.W. 1996. **The tropical rain forest: an ecological study**. 2<sup>nd</sup> ed. Cambridge, University Press.
- Rodrigues, R.R. 1988. Métodos fitossociológicos mais usados. **Casa da Agricultura** **10**: 20-24.
- Scolforo, J.R.; Chaves, A.L. & Melo, J.M. 1993. Definição de tamanho de parcela para inventário florestal em floresta semidecídua montana. Pp. 333-337. In: **Anais do VII Congresso Florestal Brasileiro**. Curitiba 1993. SBS Ed. São Paulo.