

Métodos de amostragem para quantificar indivíduos adultos do pequi *Caryocar brasiliense* Cambess

Sampling methods to quantify the Pequi *Caryocar brasiliense* Cambess adults

Josiane Silva Bruzina^{*} Marcio Leles Romarco de Oliveira¹ Gilciano Saraiva Nogueira¹
Israel Marinho Pereira¹ Helio Garcia Leite¹¹ Evandro Luiz Mendonça Machado¹

RESUMO

O objetivo do trabalho foi avaliar o uso da Amostragem Adaptativa Cluster (AAC) na quantificação de indivíduos adultos de *Caryocar brasiliense* Camb. (Pequi), em comparação aos métodos de amostragem tradicionais. Foi feito um censo com mapeamento dos indivíduos adultos de pequi em uma área de cerrado de 36,5ha no Parque Estadual do Rio Preto/MG. O mapa gerado foi dividido em unidades de 20×20m no qual foram testadas cinco alternativas de amostragem utilizando a Amostragem Casual Simples, Amostragem Sistemática e Amostragem Adaptativa Cluster. A comparação entre elas foi feita através do teste F de Graybill a 1% de significância, considerando os parâmetros precisão e exatidão. Todas as alternativas apresentaram boa exatidão, sendo a Amostragem Adaptativa Cluster, com condição de inclusão igual a 2, a mais precisa.

Palavras-chave: *Caryocar brasiliense* Camb., amostragem adaptativa cluster, cerrado, manejo.

ABSTRACT

In this study adult individuals of *Caryocar brasiliense* (pequi) were quantified by (AAC) and they were compared the traditional sampling methods. Census of adult individuals of pequi in a savannah area of 36.5ha in Black River State Park / MG was transformed in map. Thus map was divided into cells of 20x20m where five alternative of sampling were tested using simple Random Sampling, Systematic Sampling and Adaptive Cluster Sampling. Comparison among them was done by F test Graybill 1% of significance, considering precision and accuracy as parameters. All alternatives showed good accuracy, and the Adaptive Cluster Sampling with a condition of inclusion equal to 2 was most accurate.

Key words: *Caryocar brasiliense*, Adaptive Cluster Sampling, savannah, management.

INTRODUÇÃO

No manejo de espécie nativa, a densidade da população de interesse é um dos principais parâmetros a ser obtido para o planejamento do uso sustentável da espécie. A obtenção deste parâmetro através do censo dos indivíduos da população, considerando a extensão das florestas tropicais nacionais, é, na maioria dos casos, economicamente inviável. Fazendo-se necessário o emprego de métodos de amostragem para obter a estimativa da densidade sob determinado grau de confiabilidade, e ao mesmo tempo atender às limitações financeiras.

A maioria dos trabalhos desenvolvidos para testar a eficiência e precisão dos métodos de amostragem em florestas nativas objetivaram quantificar o volume total de madeira na floresta (FARIAS et al., 2002, DIAS & COUTO, 2005; CAVALCANTI et al., 2011), e demonstraram que os métodos tradicionais de amostragem são eficientes e relativamente precisos na estimativa do volume total de madeira da floresta. Porém, quando se pensa em quantificar indivíduos de uma única espécie, o que geralmente ocorre quando o interesse está nos produtos florestais não-madeireiros (PFNM), ainda existem poucos trabalhos sendo desenvolvidos e estes métodos podem não ser eficientes.

Embora a madeira seja um dos principais bens fornecidos pela floresta, o interesse em levantar

¹Departamento de Engenharia Florestal, Universidade de Brasília (UnB), 70910-900, Brasília, DF, Brasil. E-mail: bruzinganet@yahoo.com.br.

*Autor para correspondência.

¹¹Departamento de Engenharia Florestal, Universidade Federal de Viçosa (UFV), Viçosa, MG, Brasil.

outros bens, serviços ou produtos, como PFM, é crescente (ROESCH, 1993), principalmente em fisionomias de cerrado, onde a madeira, muitas vezes, não é o principal produto de valor econômico.

Das espécies apontadas como economicamente viáveis para produção não madeireira no Cerrado, o pequi (*Caryocar brasiliense* Camb.) é uma das que apresenta maior potencial de uso não madeireiro. O interesse por essa frutífera se deve à utilidade do óleo dos frutos e das sementes como bio-combustíveis, da casca e da polpa, usadas como material tintorial, das flores e folhas com importantes propriedades medicinais, e dos frutos, amplamente utilizados na culinária regional (VILELA et al., 1996).

Muitas espécies florestais com potencial não madeireiro, assim como o pequi, apresentam padrão de distribuição espacial agregado (WONG, 2000; BRUZINGA et al., 2013), no qual os indivíduos da espécie ocorrem em manchas na comunidade florestal. Para essa distribuição, o problema da estimação da densidade torna-se mais complicado, devido à dificuldade de encontrar os aglomerados pelos métodos de amostragem tradicionais, os quais configuram a distribuição das unidades amostrais de forma aleatória ou uniforme: aleatória, como no método da Amostragem Casual Simples, o método básico de seleção probabilística, em que, na seleção de uma amostra composta de n unidades, todas as possíveis combinações das n unidades têm as mesmas chances de serem selecionadas (KANGAS & MALTAMO, 2006); uniforme como no método da Amostragem Sistemática, no qual as unidades amostrais são selecionadas a partir de um esquema rígido de sistematização (LOESTCH & HALLER, 1694).

Um método de amostragem que vem sendo recentemente testado, em simulações, em populações de espécies com padrão de distribuição espacial agregada é a amostragem adaptativa cluster (AAC) (THOMPSON, 1990; THOMPSON & SEBER, 1996; REIS & ASSUNÇÃO, 1998; BROWN, 2003; SOARES et al., 2009). A AAC foi introduzida por THOMPSON (1990) como uma técnica para estimar populações agregadas. Essa técnica comunga da ideia intuitiva de que, se os elementos da população foram encontrados em uma unidade, as unidades vizinhas têm maior probabilidade de possuírem elementos dessa população, já que esta apresenta um padrão agregado de distribuição.

No esquema da AAC, um conjunto inicial de unidades é selecionado por algum procedimento probabilístico, e sempre que a variável de interesse é observada nessas unidades iniciais, as unidades

vizinhas também são investigadas (THOMPSON, 1990). A variável de interesse refere-se à condição (C) que pode ser a presença de um ou mais indivíduos da espécie. Observada a variável nessas unidades vizinhas, as vizinhas a elas também são investigadas. E assim subsequentemente até não mais serem encontrados indivíduos da espécie nas unidades vizinhas, formando então os clusters. Os clusters são compostos então por uma subcoleção de unidades chamada rede (unidades que atenderem a condição C), e unidades de fronteira (unidades que não atendem a condição C , mas estão na vizinhança de unidades que atendem). Na AAC, a seleção de uma unidade de rede na mostra inicial levará a inclusão de todas as outras unidades da rede (REIS & ASSUNÇÃO, 1998).

Com o exposto, o objetivo deste trabalho foi avaliar o uso da AAC para o pequi, em comparação aos métodos de amostragem tradicionais, no que tange a precisão e exatidão.

MATERIAL E MÉTODOS

O trabalho foi realizado em 36,5 ha de Cerrado *stricto sensu* no Parque Estadual do Rio Preto - PERP (674927.69/7995556.30 N e 675362.13/7994570.54 S UTM), localizado no município de São Gonçalo do Rio Preto-MG, na Serra do Espinhaço. O clima da região é mesotérmico, Cwb na classificação de Köppen (KÖPPEN, 1918). A temperatura média anual é de 18,7°C, com invernos frios e secos e verões brandos e úmidos, precipitação média anual de 1.500mm e umidade relativa do ar em torno de 70,6% (SILVA, 2005). Os solos são arenosos com baixa quantidade de matéria orgânica e apresentam baixos valores de P, K, Ca e Mg, altos para Al, H+Al e m (%) e baixa saturação de bases (MOTA, 2011).

Para proceder à comparação dos métodos de amostragem, realizou-se o inventário de prospecção (censo) da população de indivíduos adultos de pequi. Conforme SANTANA & NAVES (2003), foram considerados indivíduos adultos de pequi todos aqueles que apresentaram pelo menos um fuste com diâmetro ≥ 5 cm a 0,30m do solo (*DAS*). Todos os indivíduos foram georeferenciados e o mapa gerado foi dividido em unidades de 20×20m, para ser usado na simulação das alternativas de amostragem (Figura 1).

Foram testadas cinco alternativas de amostragem provenientes da combinação de: três métodos de amostragem (Amostragem Casual Simples - ACS, Amostragem Sistemática - AS e Amostragem Adaptativa Cluster - AAC); uma intensidade amostral de 2% (IEF, 2005); um tamanho de parcela de 20×20m;

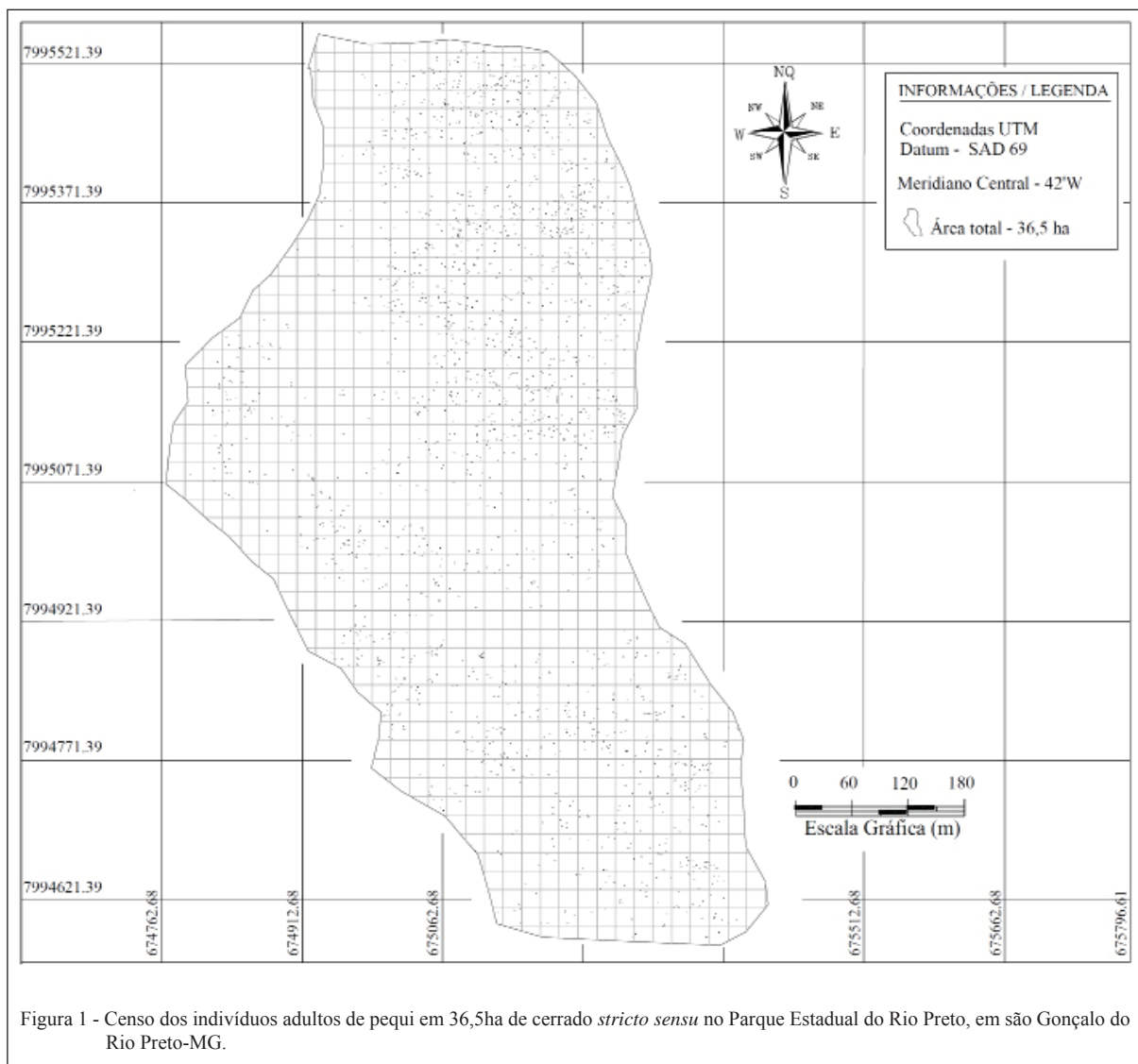


Figura 1 - Censo dos indivíduos adultos de pequi em 36,5ha de cerrado *stricto sensu* no Parque Estadual do Rio Preto, em São Gonçalo do Rio Preto-MG.

e três valores de condição C para a AAC (2, 4 e 6). Resultando nas seguintes alternativas de amostragem: (1) AAC, 20×20m, 2%, $C=2$; (2) AAC, 20×20m, 2%, $C=4$; (3) AAC, 20×20m, 2%, $C=6$; (4) AS 20×20m, 2% e (5) ACS, 20×20m, 2%, sendo C_a quantidade mínima de indivíduos de pequi que deve ser encontrada na parcela para proceder à investigação nas parcelas vizinhas pela AAC.

Para cada uma das cinco alternativas, foram realizadas 30 simulações (COCHRAN, 1977), sendo a amostra inicial de cada simulação das alternativas com a AAC, as mesmas amostras selecionadas para a ACS (SOARES et al., 2009).

Para todas as alternativas, foram calculadas as estimativas do número de indivíduos por hectare \hat{Y} e a variância da média $S_{\hat{Y}}^2$ para cada simulação.

O estimador da média do número de indivíduos por hectare \hat{Y} e da variância da média $S_{\hat{Y}}^2$ para a ACS foi (SHIVER & BORDES, 1996):

$$\hat{Y} = \left[\left(\frac{\sum_i^{n_i} y_i}{n} \right) \right] \times (10.000/a) \quad (1)$$

$$S_{\hat{Y}}^2 = \frac{S^2}{n_i} \left(1 - \frac{n_i}{N} \right) \quad (2)$$

Em que n é o número de unidades na amostra; a a área da unidade de amostra; N o número de unidades cabíveis na população; y_i o número de indivíduos na i -ésima unidade de amostra e S^2 o estimador da variância amostral dado por:

$$S^2 = \frac{\sum y_i^2 - \frac{\sum (y_i)^2}{n}}{(n_i - 1)} \quad (3)$$

Para a AS, o estimador do número de indivíduos por hectare foi o mesmo da ACS e a variância da média $S_{\bar{Y}}^2$ foi calculada pela fórmula das diferenças sucessivas (LOESTCH & HALLER, 1964):

$$S_{\bar{Y}}^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} (y_i - y_{i+1})^2}{2n_i(n_i - 1)} \times \frac{(N - n_i)}{N} \quad (4)$$

Para a AAC, foram usados os seguintes estimadores do número de indivíduos por hectare \bar{Y}_{HHI} , e da variância da média $S_{\bar{Y}_{HHI}}^2$ de Hansen-Hurwitz modificado (THOMPSON, 1990):

$$\bar{Y}_{HHI} = \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n_i} w_i \right) \times (10.000/a) \quad (5)$$

$$S_{\bar{Y}_{HHI}}^2 = \frac{N-n}{Nn(n-1)} \sum_{i=1}^{n_i} (w_i - \bar{Y}_{HHI})^2 \quad (6)$$

em que w_i é o peso das redes formadas em cada cluster, ou seja, o número de indivíduos em relação ao número de unidades da rede i :

$$w_i = \frac{\sum_{i=1}^m y_i}{m_i} \quad (7)$$

e m_i o número de unidades na rede i (THOMPSON, 1990):

Calculou-se então o erro de amostragem (E%) com t de Student a 95% de probabilidade e a exatidão (Exa%) para cada simulação:

$$E\% = \frac{\sqrt{S_{\bar{Y}}^2} \times t}{\bar{Y}} \times 100 \quad (8)$$

$$Exa\% = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{\hat{T}-T}{T} \times 100}{r} \quad (9)$$

em que \hat{T} é o total estimado; T o total observado e r = número de simulações (30).

A comparação entre as alternativas de amostragem foi feita através do teste F de Graybill (GRAYBILL, 1976) aplicado aos parâmetros precisão e exatidão das 30 simulações de cada alternativa. Foram ajustados modelos de regressão, utilizando a ACS (alternativa 5) como método-padrão (FARIAS et al., 2002), em comparação com as demais alternativas:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + e \quad (10)$$

Em que Y = variável nas demais alternativas (1, 2, 3 e 4); β_0 e β_1 = parâmetros do modelo; X = variável no método-padrão (5); e e = erro aleatório.

Para testar a hipótese de similaridade entre os métodos (H_a : complemento de H_0), aplicou-se a estatística F , conforme proposto por Graybill (1976):

$$F(H_0) = \frac{(\beta - \theta)'(X'X)^{-1}(\beta - \theta)}{2 * QMRes} \quad (11)$$

em que $\hat{\beta} = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_0 \\ \hat{\beta}_1 \end{bmatrix}$ = vetor de coeficientes da equação

de regressão; $\theta = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix}$; $(X'X)^{-1} = \begin{bmatrix} n & \sum x \\ \sum x & \sum x^2 \end{bmatrix}^{-1}$ e $QMRes$ = quadrado médio do resíduo. Com $F_{tab} = [1\%; 2, n-2 \text{ gl}]$.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

O inventário de prospecção quantificou 2.201 indivíduos adultos de pequi. Os clusters formados para cada valor de condição C são apresentados na tabela 1. Como esperado para populações agregadas, quanto menor o valor de C , maior foi o tamanho das redes (THOMPSON & SEBER, 1996). Com $C=2$, por exemplo, o cluster 1 formou uma rede de 256 unidades (10,24ha), quase 30% da área total de 36,5ha. A probabilidade de uma unidade dessa rede ser selecionada na amostra inicial é alta, situação que aumentaria o esforço amostral devido ao tamanho desse cluster, e reduziria a eficiência do método no que se refere ao custo da amostragem.

Por outro lado, condição C com valor alto poderia levar a não formação de clusters. Mas como a população de pequi estudada ocorreu de forma abundante na área, mesmo aumentando o valor da condição C , ainda houve formação de clusters, como o C igual 6 com redes de até 13 parcelas (Tabela 1). Portanto, tendo informação sobre a abundância da espécie, a opção por valores de C maiores poderá diminuir o esforço amostral, sem comprometer a detecção dos clusters.

Para uma mesma condição C , nota-se pouca variação no peso das redes (w_i), apesar da grande variação no número de indivíduos ($\sum y_i$). A rede do terceiro cluster da condição $C = 6$, por exemplo, possui 79 indivíduos. Mas o peso 8 (variável usada no estimador da média) é igual ao peso da rede do décimo quinto cluster, que possui apenas 16 indivíduos (Tabela 1).

Porém, essas incoerências não causaram discrepância na média. Isso porque as redes com muitos indivíduos também tiveram muitas unidades. Assim, no estimador da média, o peso é usado uma vez para cada

Tabela 1 - Relação dos clusters formados com C=2, 4 e 6; número de unidades que compõem a rede de cada cluster; número de indivíduos na rede (Σy_i) e peso da rede (w_i).

-----C=2-----				-----C=4-----				-----C=6-----			
Cluster	Rede	Σy_i	w_i	Cluster	Rede	Σy_i	w_i	Cluster	Rede	Σy_i	w_i
1	256	1237	5	1	62	404	7	1	13	119	9
2	87	334	4	2	36	267	7	2	12	116	10
3	39	142	4	3	31	208	7	3	10	79	8
4	20	92	5	4	8	47	6	4	9	85	9
5	12	43	4	5	7	43	6	5	6	51	9
6	5	18	4	6	7	53	8	6	5	39	8
7	5	18	4	7	6	34	6	7	5	42	8
8	5	21	4	8	6	33	6	8	4	24	6
9	4	12	3	9	6	30	5	9	4	28	7
10	4	12	3	10	5	28	6	10	4	30	8
11	3	8	3	11	5	27	5	11	3	18	6
12	3	9	3	12	4	20	5	12	3	19	6
13	3	14	5	13	3	16	5	13	3	21	7
14	3	8	3	14	3	18	6	14	2	14	7
15	3	10	3	15	3	16	5	15	2	16	8
16	3	11	4	16	3	17	6	16	2	12	6
17	2	4	2	17	2	11	6				
18	2	8	4	18	2	10	5				
19	2	7	4	19	2	14	7				
20	2	2	1	20	2	11	6				
21	2	5	3	21	2	8	4				
				22	2	12	6				
				23	2	8	4				
				24	2	8	4				

unidade da amostra inicial. Então a probabilidade da rede deste terceiro cluster, que possui 10 parcelas, ter mais de uma de suas parcelas selecionada na amostra inicial é maior que a rede do décimo quinto cluster, que possui apenas 2 unidades (Tabela 1). Ou seja, mesmo que o peso da rede seja baixo em relação à quantidade de indivíduos, seu tamanho proporciona maior probabilidade desta ocorrer repetidas vezes na amostra.

A média das 30 simulações para cada alternativa de amostragem é apresentada na tabela 2, e o resultado do teste *F* de Graybill na tabela 3. Todas as alternativas avaliadas apresentaram boa exatidão, em

média 20,3%, o que pode ser creditado à abundância da espécie na área. Consequentemente, essa “boa” exatidão foi um dos fatores determinantes para que as estimativas dos totais do número de indivíduos permanecessem dentro dos limites dos intervalos de confiança.

A alternativa 4 (AS) e 1 (AAC, $C = 2$) apresentaram as melhores exatidões e, pelo teste *F* de Graybill, foram diferentes estatisticamente do método-padrão, a ACS. Entre as alternativas com a AAC, a melhor exatidão obtida utilizando o *C* igual a 2 pode ser atribuída a uma maior detecção

Tabela 2- Estimativa das 30 simulações das alternativas de amostragem; em que: nf% = área amostrada final na AAC a partir da amostra inicial; \hat{Y} = estimativa da média do número de indivíduos por hectare; $S^2_{\hat{Y}}$ = variância da média; $\pm E\%$ o erro de amostragem; \hat{T} o total estimado e |Exa.%| a exatidão em módulo.

Alternativas de amostragem	nf%	\hat{Y}	$S^2_{\hat{Y}}$	$\pm E\%$	\hat{T}	Exa. %
(1) AAC - 20×20m - 2% - C = 2	37,3	54,250	5,075	45,825	2135	19,919
(2) AAC - 20×20m - 2% - C = 4	9,7	55,075	7,225	53,216	2167	21,736
(3) AAC - 20×20m - 2% - C = 6	3,1	55,325	8,250	55,911	2177	21,604
(4) AS - 20×20m - 2%	—	59,075	7,100	47,882	2325	17,953
(5) ACS - 20×20m - 2%	—	55,950	9,450	58,232	2202	20,514

Tabela 3 - Resultado do teste F a 1% de significância para os parâmetros precisão e exatidão, utilizando a alternativa 5 (ACS) como método-padrão, em comparação com as demais alternativas (1, 2, 3 e 4), considerando as 30 simulações de cada alternativa; em que (*) indica diferença significativa a *ns* diferença não significativa.

Alternativas			-----F(H ₀)-----	
			Precisão	Exatidão
(5)	×	(1)	76,66 *	11,10 *
(5)	×	(2)	27,17 *	2,40 <i>ns</i>
(5)	×	(3)	15,87 *	1,13 <i>ns</i>
(5)	×	(4)	33,07 *	20,98 *

dos clusters, pois, segundo THOMPSON (1990), a detecção dos clusters implica maior exatidão da amostragem. Não houve diferença entre o método-padrão e as alternativas que utilizaram a AAC com C=4 e C=6 (Tabela 3).

Em relação à precisão, todas as alternativas de amostragem apresentaram diferença significativa em relação ao método-padrão, sendo a AAC com C igual a 2 a que apresentou o menor erro (Tabela 3). A melhor precisão da AAC com C igual a 2 deve-se à natureza do método da AAC, em que o tamanho final da amostra difere do tamanho inicial, visto que há uma intensificação do esforço amostral final, de acordo com uma condição de inclusão preestabelecida (THOMPSON & SEBER, 1996). Como a condição C dessa alternativa foi “pequena”, o tamanho da amostral final foi alto (37,3%) (Tabela 2), o que diminuiu a variância e conseqüentemente o erro.

Porém, no caso da AAC, essa relação com o erro não pode ser atribuída apenas à teoria clássica de que, quanto maior a intensidade amostral menor o erro (AVERY & BURKHART, 1983). Isso porque o estimador da variância usado nesse método utiliza o peso da rede, e não somente o número de unidades finais amostradas.

Diante dos resultados apresentados, verifica-se que o método da AAC com C=2 apresentou boa exatidão e a melhor precisão entre os procedimentos. Mostrando o potencial desse método para quantificação de populações que ocorrem de forma agregada. Cabe, porém, mais estudos no sentido melhorar a eficiência da amostragem, seja utilizando parcelas maiores ou a combinação de mais variáveis na condição C, a fim de diminuir o custo da amostragem, no que se refere ao esforço despendido a amostrar clusters com muitas unidades de rede.

CONCLUSÃO

Todas as alternativas de amostragem apresentaram boa exatidão, sendo a AAC com C

igual a 2 a alternativa mais precisa. Porém, dentre as alternativas que utilizaram a AAC, quanto menor o valor de C, maior foi o esforço amostral, devendo assim considerar maiores valores de C's quando o objetivo for reduzir o esforço amostral.

AGRADECIMENTOS

À Fundação de Amparo à Pesquisa do estado de Minas Gerais (FAPEMIG), Instituto Estadual de Florestas de Minas Gerais (IEF/MG) e Secretaria de Estado de Ciência, Tecnologia e Ensino Superior de Minas Gerais (SECTES/MG), pelo apoio no desenvolvimento do trabalho. Aos Engenheiros Florestais Marcos Paulo B.Dias, Petrônio Henrique Alves, Herick R. Novoa. Ao graduando Pedro Henrique P. Duarte, pela colaboração na coleta dos dados.

REFERÊNCIAS

- AVERY, T.E.; BURKHART, H.E. **Forest measurements**. New York: McGraw-Hill Book Company, 1983. 330p.
- BROWN, J.A. Designing an efficient adaptive cluster sample. **Environmental and Ecological Statistics**, v.10, p.95-105, 2003. Disponível em: <<http://link.springer.com/article/10.1023%2FA%3A1021933424344?LI=true>>. Acesso em: 03 mar. 2011. doi: 10.1023/A:1021933424344.
- BRUZINGA, J.S. et al. Distribuição espacial de indivíduos adultos de Pequi. **Scientia Forestalis**, v.42, n.98, p.249-256, 2013.
- CAVALCANTI, F.J. de B. et al. Comparação dos valores estimados por amostragem na caracterização da estrutura de uma área de floresta na Amazônia com as informações registradas no censo florestal. **Revista Árvore**, v.35, n.5, p.1061-1068, 2011. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-67622011000600012&lng=en&nrm=iso>. Acesso em: 01 jul. 2012. doi: 10.1590/S0100-67622011000600012.
- COCHRAN, W.G. **Sampling techniques**. 3.ed. New York: John Wiley & Sons, 1977. 428p. ISBN 047116240X.
- DIAS, A.C.; COUTO, H.T.Z. Comparação de métodos de amostragem na floresta ombrófila densa – parque estadual Carlos Botelho/SP. **Revista do Instituto Florestal**, v.17, n.1, p.63-72, 2005. Disponível em: <http://www.iflorestal.sp.gov.br/publicacoes/revista_if/rev17-1pdf/63-72.pdf>. Acesso em: 10 maio, 2012.
- FARIAS, C.A. de et al. Comparação de métodos de amostragem para análise estrutural de florestas ineqüiâneas. **Revista Árvore**, v.26,

- n.5, p.541-548, 2002. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-67622002000500003&lng=pt&nrm=iso>. Acesso em: 06 jun. 2012. doi: 10.1590/S0100-67622002000500003.
- GRAYBILL, F.A. **Theory and application of the linear model**. Massachusetts: Ouxburg, 1976. 704 p.
- IEF. Portaria n.191, de 16 de setembro de 2005. Dispõe sobre as normas de controle da intervenção em vegetação nativa e plantada no Estado de Minas Gerais. Belo Horizonte – MG, 2005.
- KANGAS, A.; MALTAMO, M. Forest Inventory. **Methodology and applications**. Finland: University of Helsinki, Finland University of Joensuu, 2006. V.10. 371p.
- KÖPPEN, W. **Klassifikation der klimatenachtemperatur, niederschlag und jahreslauf**. Petermanns Geographische Mitteilungen. Gotha, v.64, p.193-203, 1918.
- LOESTCH, F.; HALLER, K.E. **Forest inventory**. Wien: BLV-Munchen, Basel, 1964. V. 1, 436p.
- MOTA, S.L. **Heterogeneidade do substrato e suas relações com a comunidade arbustivo-arbórea do cerrado na Cadeia do Espinhaço**. 2011. 70 f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) – Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri, Minas Gerais.
- REIS, I.K.; ASSUNÇÃO, R.M. Comparando três métodos de amostragem: método de distâncias, contagem de quadrats e conglomerado adaptativo. **ScientiaForestalis**, n.54. p.119-130, 1998. Disponível em: <<http://www.ipef.br/publicacoes/scientia/nr54/cap10.pdf>>. Acesso em: 10 maio, 2012.
- ROESCH, F.A. Adaptive cluster sampling for forest inventories. **Forest Science**, v.39, n.4, p.65-69, 1993. Disponível em: <http://www.srs.fs.usda.gov/pubs/ja/ja_roesch005.pdf>. Acesso em: 15 jun. 2012.
- SHIVER, B.D.; BORDES, B.E. **Sampling techniques for forest resource inventory**. New York: John Wiley & Sons, 1996. 356p.
- SILVA, A.C. **Diagnóstico e avaliação pedológica para o plano de manejo da Área de Proteção Ambiental Águas Vertentes**. Diamantina: SEMAD/IEF, 2005. 53p.
- SANTANA, J.G.; NAVES, R.V. Caracterização de ambientes de cerrado com alta densidade de pequizeiros (*Caryocar brasiliense* Camb.) na região sudeste do estado de Goiás. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, v.33, n.1, p.1-10, 2003. Disponível em: <<http://www.revistas.ufg.br/index.php/pat/article/view/2380>>. Acesso em: 20 jun. 2012.
- SOARES, C.P.B et al. Comparação entre procedimentos de amostragem para espécies florestais raras e padrão de distribuição espacial agregado. **Revista Árvore**, v.33, n.3, p.545-553, 2009. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0100-67622009000300016&script=sci_arttext>. Acesso em: 25 jul. 2012. doi: 10.1590/S0100-67622009000300016.
- THOMPSON, S.K.; SEBER, G.A.F. **Adaptive sampling**. New York: John Wiley & Sons, 1996. 265p.
- THOMPSON, S.K. Adaptive cluster sampling. **Journal of the American Statistical Association**, v.85, n.412, p.1050-1059, 1990. Disponível em: <<http://www.jstor.org/discover/10.2307/2289601?uid=2129&uid=2&uid=70&uid=4&sid=21101395729153>>. Acesso em: 23 jun. 2012.
- VILELA, G.G. et al. Variação Intra e Interpopulacional em Pequi - *Caryocar brasiliense* Camb. (*Caryocaraceae*). I. Carotenóides. In: FOREST'96, 1996, Belo Horizonte. **Anais...** Belo Horizonte: Embrapa Cerrado, 1996. p.307-309.
- WONG, J.L.G. **The biometrics of non-timber forest product resource assesmente**: areview of current methodology. Italy: DFID, 2000. 108p.