



Ciência Florestal

ISSN: 0103-9954

cf@ccr.ufsm.br

Universidade Federal de Santa Maria

Brasil

Marques Borges, Lívia; Rezende, Alba Valéria; Saraiva Nogueira, Gilciano
AVALIAÇÃO DA AMOSTRAGEM ALEATÓRIA DE RAMOS PARA QUANTIFICAR A PRODUÇÃO DE
FRUTOS DE Caryocar brasiliense Camb. (CARYOCARACEAE)

Ciência Florestal, vol. 22, núm. 1, 2012, pp. 113-124

Universidade Federal de Santa Maria
Santa Maria, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=53423372011>

- 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

AVALIAÇÃO DA AMOSTRAGEM ALEATÓRIA DE RAMOS PARA QUANTIFICAR A PRODUÇÃO DE FRUTOS DE *Caryocar brasiliense* Camb. (CARYOCARACEAE)

EVALUATION OF RANDOMIZED BRANCH SAMPLING FOR QUANTIFYING THE PRODUCTION OF FRUITS OF *Caryocar brasiliense* Camb. (CARYOCARACEAE)

Lívia Marques Borges¹ Alba Valéria Rezende² Gilciano Saraiva Nogueira³

RESUMO

Estudos sobre técnicas de amostragem adequadas e precisas para quantificar a produção de frutos de espécies nativas do Cerrado ainda são muito raros, o que configura uma lacuna para a formulação de Planos de Manejo Sustentáveis para o Bioma. Este estudo foi realizado em uma área de cerrado *sensu stricto*, localizada na Reserva Ecológica e Experimental da Universidade de Brasília, Distrito Federal, com o objetivo de avaliar a eficiência da amostragem aleatória de ramos para quantificar a produção de frutos de *Caryocar brasiliense* Camb. (pequi). Na área de cerrado *sensu stricto* previamente inventariada floristicamente, foi selecionado um indivíduo de *Caryocar brasiliense* em período de frutificação para aplicação da amostragem aleatória de ramos. A produção de frutos foi estimada pelo método de amostragem aleatória de ramos, testada por duas técnicas de seleção de ramos: probabilidade uniforme e probabilidade proporcional ao diâmetro do ramo. A validação do método foi feita pela comparação com a produção real quantificada pelo censo dos frutos. O erro de amostragem para uma intensidade amostral de dez caminhos foi igual a 99,92 % usando a técnica de probabilidade uniforme para seleção de ramos e igual a 61,45 % usando a técnica de probabilidade proporcional ao diâmetro. Concluiu-se que a amostragem aleatória de ramos, empregando as técnicas de probabilidade uniforme e de probabilidade proporcional ao diâmetro, foi imprecisa e inexata para o caso estudado. Por essa razão, é necessário realizar novos estudos e propor modificação na técnica de amostragem aleatória de ramos que permita gerar estimativas da produção de frutos de *Caryocar brasiliense* com pequeno erro de tendência e de amostragem.

Palavras-chave: amostragem aleatória de ramos; cerrado *sensu stricto*; *Caryocar brasiliense*; amostragem de produtos florestais não madeireiros.

ABSTRACT

Studies on sampling techniques appropriate and accurate for measuring the yield of native species of Cerrado are still very rare, constituting a gap in the formulation of Sustainable Management Plans for the Biome. This study was conducted in an area of cerrado *sensu stricto*, located in the Experimental Ecological Reserve of the University of Brasilia, Federal District, with the objective of evaluate the efficiency of randomized branch sampling to quantify the yield of fruits of *Caryocar brasiliense* Camb. (Pequi). After a floristic inventory in the area of cerrado *sensu stricto*, it was selected one tree of *Caryocar brasiliense* in the fruiting period for application of randomized branch sampling. The production of fruits of Pequi was estimated by randomized branch sampling, tested by two techniques of selection of branches: uniform probability and probability proportional to the diameter of the branch. The validation of the method was made by comparison with the actual production, defined by the total count of fruits. The sampling error for a sampling intensity of ten paths was equal to 99.92%, using the technique of uniform probability and equal to 61.45%, using the technique of probability proportional to the diameter of the branch. It was concluded that

1. Engenheira Florestal, Mestre em Ciências Florestais pela Universidade de Brasília, Analista Ambiental do Ministério do Meio Ambiente, Caixa Postal 04357, CEP 70910-900, Brasília (DF). liviamarquesborges@gmail.com
2. Engenheira Florestal, Dr^a., Professora do Departamento de Engenharia Florestal, Universidade de Brasília, Caixa Postal 04357, CEP 70910-900, Brasília (DF). albavr@unb.br
3. Engenheiro Florestal, Dr., Professor do Departamento de Engenharia Florestal da Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri, Campus de Itabirito, Itabirito, MG, CEP 37500-000, Brasil. gilciano.saraiva@uol.com.br

the randomized branch sampling, using the techniques of uniform probability and probability proportional to its diameter, was imprecise and inaccurate for the study case. For this reason, it is necessary to carry out further studies and some modification on the technique that allows generate estimates of the fruit production of *Caryocar brasiliense* with small errors and without tendency.

Keywords: randomized branch sampling; Cerrado *sensu stricto*; *Caryocar brasiliense*; sampling of non-timber forest products.

INTRODUÇÃO

Os Produtos Florestais Não Madeireiros (PFNM) são bens de origem biológica, com exceção da madeira, fornecidos pelas florestas e demais formas de vegetação, cuja importância para a economia e para a sociedade é inquestionável. Os PFNM englobam, por exemplo, frutos, sementes, cascas, raízes, fibras, folhas, óleos e gomas consumidos e comercializados. São importantes fontes de nutrientes e de renda, principalmente para as comunidades rurais, configurando uma rede informal e tradicional de uso da biodiversidade brasileira.

Em função da estreita relação com as comunidades extrativistas, os PFNM promovem a valorização da manutenção da vegetação nativa e, consequentemente, são vistos como uma estratégia de conservação e de aproveitamento dos recursos florestais.

A importância dos PFNM prevalece em regiões onde a vegetação nativa possui pouco potencial madeireiro, como é o caso do cerrado *sensu stricto*, onde o aproveitamento dos PFNM é amplamente disseminado entre a população rural e também registrado cientificamente (ALMEIDA et al., 2008; MAY et al., 2001; TOMASSINI e MORS, 1966).

Nos últimos anos, o interesse econômico pelos PFNM tem crescido significativamente em nível regional, nacional e internacional. No bioma Cerrado, entre os produtos com alcance internacional, estão os frutos de queijo (*Caryocar brasiliense* Camb.), que são apreciados na culinária, e os frutos verdes da faveira (*Dimorphandra mollis* Benth.), que são fonte de rutina – substância com propriedades medicinais (TOMASSINI e MORS, 1966).

Segundo Wong (2000), apesar de existirem vários estudos sobre quantificação de PFNM, poucos métodos são considerados adequados e precisos. Além disso, a autora afirma que são raros os dados com procedimentos biometriamente

de PFNM. Essa lacuna de informação quantitativa e confiável configura-se em dificuldade para avaliação do potencial produtivo e econômico dos PFNM do Cerrado e de outros ecossistemas nativos. Para subsidiar o planejamento do manejo sustentável dos PFNM, uma das condições fundamentais é a quantificação dos recursos florestais com baixo custo e boa precisão em curto período de tempo (WONG, 2000; BIH, 2006).

Jessen (1955) desenvolveu uma técnica de amostragem probabilística em multiestágios para estimar a produção de frutos de árvores individuais, conhecida como amostragem aleatória de ramos. Essa técnica é baseada na seleção de ramos de uma árvore, de modo aleatório, através da designação de probabilidades de seleção a cada um dos ramos. A árvore selecionada é considerada como a população e o parâmetro-alvo a ser mensurado é a quantidade total dos atributos quantificados nos ramos amostrados.

A amostragem aleatória de ramos foi inicialmente testada em uma única laranjeira por Jessen (1955), produzindo estimativas não tendenciosas sobre a quantidade total de frutos, mas seu potencial como técnica de amostragem foi posteriormente confirmado por outros trabalhos (EVANS e GREGOIRE, 2007; GARCÍA-NÚÑES et al., 1996; GOOD et al., 2001; GOVE et al., 2002; GREGOIRE et al., 1995; GREGOIRE e VALENTINE, 1996, 2007; VALENTINE et al., 1984; WILLIAMS, 1989). No entanto, seu uso em espécies nativas do bioma Cerrado ainda não foi testado.

No Cerrado, em função do grande número de espécies frutíferas, a quantificação da produção dos indivíduos por métodos de amostragem pode ser uma importante ferramenta para avaliar a capacidade produtiva de uma área a ser explorada, como alternativa ao censo. Desse modo, a amostragem aleatória de ramos pode ser um método viável para quantificar a produção de frutos, principalmente de espécies com alto valor econômico, como é o caso do queijo (*Caryocar brasiliense*).

estudo foi avaliar a eficiência da amostragem aleatória de ramos para quantificar a produção de frutos de um indivíduo de *Caryocar brasiliense* Camb. (pequi), em uma área de cerrado sensu stricto.

MATERIAL E MÉTODOS

Seleção do indivíduo de *Caryocar brasiliense*

Este estudo foi realizado em uma área de cerrado *sensu stricto* localizada na Reserva Ecológica e Experimental da Universidade de Brasília, Fazenda Água Limpa (FAL), situada a altitude de 1.100 m, entre as coordenadas 15°56' e 15°59' Sul e 47°55' e 47°58' Oeste, no Distrito Federal, Brasil.

Nessa área, foi realizado o inventário florístico que permitiu identificar vários indivíduos de *Caryocar brasiliense*. Dentre esses, buscou-se selecionar um indivíduo com abundância de frutos imaturos que pudesse viabilizar a aplicação da amostragem aleatória de ramos. O indivíduo

foi selecionado a partir da visualização da frutificação nas árvores de pequi durante o mês de novembro de 2008, período no qual ocorreu a frutificação nessa área. Os critérios para seleção da árvore foram o tamanho da copa e a produção de frutos, pois a aplicação da técnica amostral somente se justificava comparativamente ao censo, pela dificuldade em quantificar a produção de frutos visualmente, sem recorrer à derrubada da árvore ou dos frutos.

Amostragem aleatória de ramos

A estimativa dos frutos na árvore selecionada foi realizada por meio da amostragem aleatória de ramos, sem ocasionar a derrubada da árvore ou dos frutos, exigindo inclusive a escalada da árvore para contagem dos frutos nos ramos. A amostragem aleatória de ramos utiliza a ramificação natural dentro da copa para configurar a amostra e seu uso requer a definição dos termos: ramos, nós, segmentos de ramos e caminhos (Figura 1).

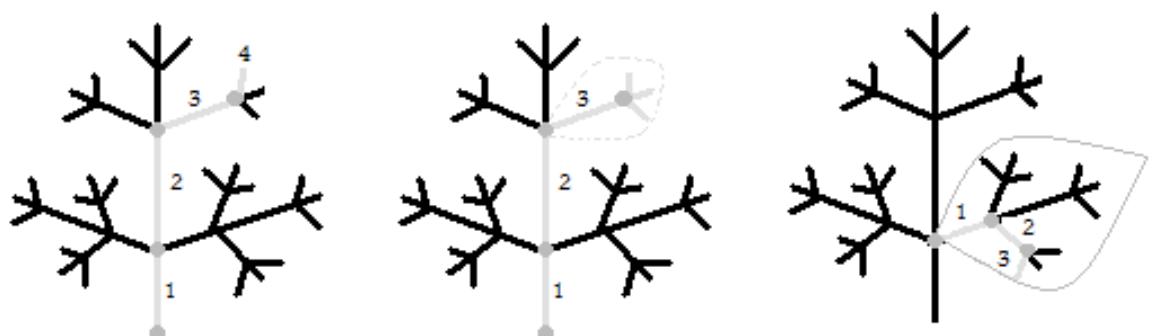


FIGURA 1: Esquema demonstrativo da terminologia usada na amostragem aleatória de ramos. A árvore (a) apresenta 40 segmentos de ramos e 27 possíveis caminhos da base do fuste (no primeiro nó) até um broto terminal. Os quatro segmentos de um caminho possível são mostrados em (a), com marcação dos nós e segmentos. A amostragem aleatória de ramos pode cessar em qualquer nó, onde o ramo selecionado (ramo 3 circulado) é tratado como o segmento terminal do caminho, como mostrado em (b). A amostragem pode também iniciar em qualquer nó da árvore (c), sendo que as estimativas encontradas são válidas apenas para o ramo de início da amostragem (ramos circulados, contendo os segmentos 1, 2 e 3), não para a árvore inteira. Fonte: Adaptado de Gregoire e Valentine (2007).

FIGURE 1: Diagram of the terminology used in the randomized branch sampling. The tree (a) shows 40 branch segments and 27 possible paths from the base of the stem (the first node) to a terminal bud. The four segments of a path can be shown in (a) with nodes and marking of segments. The randomized branch sampling may end at any node where the selected branch (branch 3 circled) is treated as the terminal segment of the path, as shown in (b). Sampling can also begin at any node of the tree (c), but the estimates are valid only for the top branch of the diagram (branches 1, 2 and 3). (a) to the whole tree.

Os ramos consistem em um sistema formado por mais de um segmento de ramo, que se desenvolvem de um único broto ou gema lateral até a extremidade da ramificação dentro da copa. Assim, a ramificação da copa pode formar várias subpopulações em função dos agrupamentos possíveis dos segmentos de ramos. O nó é o ponto onde um segmento de ramo se divide em dois ou mais segmentos de ramos. Os segmentos consistem em uma parte de um ramo entre dois nós consecutivos; e caminho é uma série de segmentos de ramos consecutivos entre um segmento terminal e o segmento basal (CANCINO, 2005; CANCINO e SABOROWSKI, 2005, 2007). É preciso ainda esclarecer que o término do caminho é definido previamente pelo pesquisador, seja em função do diâmetro do segmento de ramo, ou de outro atributo mensurável. Isso pode ser observado, com detalhe, na Figura 1, sendo que na situação ilustrada em "a" o final do caminho foi o último segmento de ramo da árvore; em "b" o ramo 3 (formado por quatro segmentos de ramos ou uma subpopulação dentro da ramificação da copa) é considerado o final do caminho e o local onde o atributo de interesse será mensurado. Segundo Gregoire e Valentine (2007), o número de caminhos possíveis em uma árvore é igual ao número de brotos terminais quando o caminho se estende do fuste principal até o broto terminal.

No indivíduo de *Caryocar brasiliense* selecionado neste estudo, foram testadas duas técnicas de amostragem aleatória de ramos:

a) Amostragem com probabilidade uniforme, na qual todos os ramos em cada nó possuem a mesma probabilidade de seleção, independentemente de seu diâmetro (PU);

b) Amostragem com probabilidade proporcional ao diâmetro do ramo, na qual os ramos que surgem em cada nó possuem probabilidades calculadas com base em seu diâmetro próximo ao nó que o originou (PPD).

Para cada técnica de amostragem aleatória de ramos foram avaliados: a) variância amostral; b) intensidade amostral (número de caminhos, que são formados por uma sequência de segmentos de ramos na copa até um ramo com frutos); c) eficiência amostral (comparação da estimativa com o censo do número de frutos); d) tempo gasto na coleta dos dados.

Destaca-se que, para o método da amostragem aleatória de ramos, a árvore selecionada é a população, os frutos são os atributos a serem estimados e os ramos são os indivíduos da

estudo consistiu na seleção, de forma aleatória, de um ramo terminal a partir do primeiro nó (bifurcação), com a finalidade de quantificar o atributo de interesse, que são os frutos. Considerou-se que os segmentos de ramos consecutivos selecionados pelo sorteio, em cada nó, formam o caminho percorrido com a finalidade de atingir um broto lateral ou terminal que possua o atributo de interesse. Foram utilizados dois critérios pré-estabelecidos para definir o final do caminho durante a amostragem na copa: a) o acesso por escalada ao ramo; b) o diâmetro do segmento de ramo. Quando a continuidade da medição do ramo, ou de sua identificação pelo pesquisador, não foi possível pela altura da ramificação, aquele ramo formado por vários segmentos de ramos foi considerado o ramo final para medição do número de frutos.

Aplicação da amostragem aleatória de ramos Seleção do caminho (unidade amostral)

A seleção do caminho requer a definição de seus principais componentes e do procedimento de percorrer o caminho através do sorteio dos ramos. Nessa amostragem, o primeiro segmento do caminho se estendeu da primeira bifurcação acima da base do fuste, definido como o primeiro nó, até o segundo nó, pertencente a um dos dois segmentos de ramos sorteados. No primeiro nó, foi atribuída a cada segmento de ramo uma probabilidade de seleção, escolhendo um deles aleatoriamente. A escolha do segundo segmento de ramo, com probabilidade de seleção q_2 , fixou o segundo segmento do caminho. O segundo segmento foi seguido até o terceiro nó onde um ramo foi selecionado e, portanto, o terceiro segmento do caminho foi escolhido com probabilidade q_3 . Esse procedimento foi repetido até que um ramo menor ou um segmento terminal foi escolhido no nó final com probabilidade q_n , calculada segundo as técnicas de probabilidade uniforme ou proporcional ao diâmetro. É importante notar que a soma das probabilidades de seleção atribuídas aos ramos em um nó é igual a um.

Seleção do caminho (unidade amostral) pela técnica de probabilidades proporcionais ao diâmetro (PPD)

Para atribuir as probabilidades proporcionais ao diâmetro de cada ramo foi utilizada a fórmula, adaptada de Gregoire e Valentine (2007):

$$q_{ri} = \frac{d^2ri}{\sum_{j=1}^n d^2rj} \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

Em que:

q_{ri} = probabilidade de seleção atribuída ao *i*-ésimo ramo do *r*-ésimo nó;

d^2ri = diâmetro ao quadrado (d^2) do *i*-ésimo ramo do *r*-ésimo nó;

$\sum_{i=1}^n d^2ri$ = somatório do quadrado dos diâmetros dos *i*-ésimos ramos pertencentes ao *r*-ésimo nó;

n = número de ramos que emergem do *r*-ésimo nó.

Assim, o ramo 1 foi selecionado quando $u \leq q_{r1}$, onde $u \sim U[0,1]$ e o ramo *i* ($i=2,\dots,n$) foi selecionado quando:

$$\sum_{i=1}^{n-1} q_{ri} < u \leq \sum_{i=1}^n q_{ri} \quad (2)$$

Ou seja, u é um número aleatório entre 0 e 1 que determinou qual dos ramos em um determinado nó foi escolhido. Para seleção dos ramos pela técnica de probabilidades proporcionais ao diâmetro do ramo foram considerados valores de u com três casas decimais, que foram sorteadas para compor um número entre 0,000 e 1,000 (por exemplo, $u = 0,345$). O sorteio das três casas decimais foi realizado com auxílio de 10 cubos de madeira, de dimensões 1 x 1 x 1 cm, numerados de 0 a 9 (Figura 2).

Seleção do caminho (unidade amostral) pela técnica de probabilidades uniformes (PU)

Para atribuir a probabilidade uniforme de seleção dos ramos em cada nó do caminho foi utilizada a seguinte fórmula (GREGOIRE e VALENTINE, 2007):

$$q_{ri} = \frac{1}{n} \quad (3)$$

Em que:

q_{ri} = probabilidade de seleção atribuída ao *i*-ésimo ramo do *r*-ésimo nó;

n = número de ramos que emergem do *r*-ésimo nó.

Ou seja, a probabilidade uniforme apenas atribui probabilidade igual a cada um dos segmentos de ramos que emergem de um mesmo nó. Por exemplo, se um nó bifurca em dois segmentos de ramos, a probabilidade de seleção de cada um será 50%.

Estimativa da produção

A probabilidade de seleção atribuída a um ramo (q_{ri}) é uma probabilidade de seleção condicionada à seleção anterior. Portanto, a probabilidade incondicional de seleção de um segmento de ramo (*i*) do caminho (*m*) é calculada pela fórmula (adaptado de GREGOIRE e VALENTINE, 2007):

$$Q_{mi} = \prod_{i=1}^s q_{ri} \quad \text{onde } i = 1,2,\dots,s \quad (4)$$

Em que:

Q_{mi} = probabilidade incondicional de seleção do ramo *i* de um caminho *m*;

q_{ri} = probabilidade de seleção atribuída ao *i*-ésimo ramo do *r*-ésimo nó;

$\prod_{i=1}^s q_{ri}$ = produto das probabilidades condicionais de seleção dos ramos percorridos ao longo do caminho;

s = número de segmentos de ramos do caminho *m*.



FIGURA 2: Cubos de madeira, de dimensões 1 x 1 x 1 cm, numerados de 0 a 9 para sorteio das casas decimais e composição do número aleatório - u , que determinou a escolha dos ramos na técnica de probabilidades proporcionais ao diâmetro.

FIGURE 2: Cubes of wood, of dimensions 1 x 1 x 1 cm, numbered 0 to 9 to draw the decimals and composition of the random number - u , which determined the choice of branches in the technique of proportional probabilities to the diameter.

Para estimar a quantidade total de frutos por árvore (τy – parâmetro-alvo), através da soma de todos os segmentos amostrados, foi utilizada a seguinte fórmula (GREGOIRE e VALENTINE, 2007):

$$\hat{\tau}yQm = \frac{Ymi}{Qmi} \quad (5)$$

Em que:

$\hat{\tau}yQm$ = estimativa do número de frutos da árvore dada pelo caminho m ;

Ymi = número de frutos no ramo i , do caminho m ;

Qmi = probabilidade incondicional de seleção do ramo i , do caminho m .

Após obter a estimativa do número de frutos dos m caminhos ($m \geq 2$), estimou-se uma média que representasse o número de frutos na árvore ($\hat{\tau}yQ$), que é dada por:

$$\hat{\tau}yQ = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \hat{\tau}yQm \quad (6)$$

A probabilidade conjunta de seleção de todos os segmentos de ramos (S) que formam o m -ésimo caminho é representada por Q_{mi} . Gregoire e Valentine (2007) afirmam que, embora o número de segmentos possa variar entre os caminhos, se existirem M caminhos possíveis com segmentos terminais diferentes, tem-se que:

$$\sum_{i=1}^M Qmi = 1 \quad (7)$$

Isto significa que a soma das probabilidades incondicionais de seleção de todos os ramos possíveis em uma árvore é igual a um. Desse modo, tem-se que Q_{mi} é a probabilidade de obter a estimativa ($\hat{\tau}yQm$), que é uma das M possíveis estimativas de frutos para a árvore amostrada. Logo, a variância paramétrica da média ($V[\hat{\tau}yQ]$) é:

$$V[\hat{\tau}yQ] = \frac{[\sum_{i=1}^M Qmi(\hat{\tau}yQm - \tau y)^2]}{M} \quad (8)$$

Já a estimativa da variância da média ($v[\hat{\tau}yQ]$) com base na amostragem dos ramos foi calculada pela seguinte fórmula (adaptada de

$$v[\hat{\tau}yQ] = \frac{[\sum_{i=1}^m (\hat{\tau}yQm - \hat{\tau}yQ)^2]}{m(m-1)} \quad \text{sendo } m > 1 \quad (9)$$

O fator de correção para populações finitas não foi utilizado, pois a seleção da amostra foi considerada com reposição, existindo a possibilidade de uma mesma unidade amostral (caminho) participar da amostra mais de uma vez, sendo por isso a população considerada infinita (PÉLLICO NETTO e BRENA, 1997). Portanto, com os dados do mapeamento da ramificação da copa da árvore selecionada foram calculados, tanto para a técnica de probabilidade uniforme quanto para probabilidade proporcional ao diâmetro, os seguintes parâmetros: variância paramétrica ($S^2\mu$), desvio padrão paramétrico ($S\mu$), erro padrão paramétrico (S_{μ}) e coeficiente de variação paramétrico ($CV\mu$), conforme seguem (adaptado de PÉLLICO NETTO e BRENA, 1997):

$$S^2\mu = V[\hat{\tau}yQ] \times M \quad (10)$$

Em que:

$S^2\mu$ = variância paramétrica;

$V[\hat{\tau}yQ]$ = variância paramétrica da média;

M = número total de caminhos da árvore.

$$S\mu = \sqrt{S^2\mu} \quad (11)$$

Em que:

$S\mu$ = desvio padrão paramétrico;

$S^2\mu$ = variância paramétrica.

$$S\bar{\mu} = \pm \sqrt{V[\hat{\tau}yQ]} \quad (12)$$

Em que:

$S\bar{\mu}$ = erro padrão da média em função da variância da média paramétrica;

$V[\hat{\tau}yQ]$ = variância paramétrica da média.

$$CV\mu = \frac{S\mu}{\tau y} \times 100 \quad (13)$$

Em que:

$CV\mu$ = coeficiente de variação paramétrico;

$S\mu$ = desvio padrão paramétrico;

τy = número total de frutos na árvore.

Foram ainda calculadas as estimativas (amostragem) da variância (s^2y), do desvio padrão ($s\sqrt{y}$) e do erro padrão ($s\sqrt{y}$) da estimativa da

(*Ea*) e relativo (*Er*), segundo fórmulas adaptadas de Péllico Netto e Brena (1997):

$$s^2y = v(\hat{\tau}yQ) \times m \quad (14)$$

Em que:

s^2y = estimativa da variância;

$v(\hat{\tau}yQ)$ = estimativa da variância da média;

m = número de caminhos (unidades amostrais).

$$sy = \sqrt{s^2y} \quad (15)$$

Em que:

sy = estimativa do desvio padrão;

s^2y = estimativa da variância.

$$s_{\bar{y}} = \pm \sqrt{v(\hat{\tau}yQ)} \quad (16)$$

Em que:

$s_{\bar{y}}$ = erro padrão da média em função da estimativa da variância;

$v(\hat{\tau}yQ)$ = estimativa da variância da média.

$$cv_y = \frac{sy}{\hat{\tau}yQ} \times 100 \quad (17)$$

Em que:

cv_y = estimativa do coeficiente de variação;

s_y = estimativa do desvio padrão;

$\hat{\tau}yQ$ = média do número de frutos.

$$Ea = s_{\bar{y}} \cdot t \quad (18)$$

Em que:

Ea = erro de amostragem absoluto;

$s_{\bar{y}}$ = erro padrão da média em função da estimativa da variância;

t = valor t , obtido na tabela de *Student*, para um nível de significância de 5%.

$$Er(\%) = \left(\frac{s_{\bar{y}} \cdot t}{\hat{\tau}yQ} \right) \times 100 \quad (19)$$

Em que:

$Er(\%)$ = erro amostral relativo;

$s_{\bar{y}}$ = erro padrão da média em função da estimativa da variância;

t = valor t , obtido na tabela de *Student*, para um nível de significância de 5%.

Análise de dados

A eficiência da técnica de amostragem aleatória de ramos foi avaliada a partir dos seguintes critérios: a) eficiência relativa das técnicas de probabilidades uniformes e proporcionais ao diâmetro do ramo; b) parâmetro de variância; c) avaliação das mudanças na variância em intensidades amostrais diferentes, sendo testados de dois a dez caminhos ou unidades amostrais; d) avaliação do tempo em campo com auxílio de cronômetro em três níveis do procedimento: tempo gasto por caminho e por conjunto de caminhos (diferentes intensidades amostrais), considerando uma equipe de cinco pessoas.

A eficiência relativa (HUSCH et al., 1972) pode ser usada para avaliar a eficiência entre diferentes tamanhos e formas de unidades amostrais, bem como para avaliar a eficiência de um procedimento de amostragem em relação ao outro (SILVA et al., 2005). O cálculo da eficiência relativa é dado pela seguinte fórmula:

$$ER(\%) = \left(\frac{cv_{y1}}{cv_{y2}} \times \frac{t_1}{t_2} \right) \times 100 \quad (20)$$

Em que:

ER = eficiência relativa (%);

cv_{y1} = estimativa do coeficiente de variação do procedimento usado como base comparativa, técnica de probabilidade uniforme - PU;

cv_{y2} = estimativa do coeficiente de variação do procedimento a ser comparado, técnica de probabilidade proporcional ao diâmetro - PPD;

t_1 = tempo de medição das unidades amostrais (caminhos) obtido com a técnica de probabilidade uniforme - PU;

t_2 = tempo de medição das unidades amostrais (caminhos) obtido com a técnica de probabilidade proporcional ao diâmetro - PPD.

Desse modo, se a eficiência relativa for menor do que 100, o procedimento PU é mais eficiente do que o procedimento PPD. Contudo, se a eficiência relativa apresentar valor igual ou próximo de 100, ambos os procedimentos fornecem estimativas da verdadeira média da população, igualmente precisas. Nesse caso, o melhor procedimento será aquele que apresentar o menor erro padrão da média. E se a eficiência relativa for maior do que 100, o procedimento PPD é mais

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Variância e eficiência da amostragem aleatória de ramos

A árvore selecionada para esse estudo apresentou uma produção de 243 frutos de acordo com o censo, sendo seu diâmetro da base (Db) igual a 26,9 cm, altura total de 4,6 m, altura da copa igual a 4,2 m e diâmetros da copa iguais a 7,8 e 7,5 m, nos sentidos norte-sul e leste-oeste, respectivamente.

Verifica-se nas Tabelas 1 e 2 que a técnica PU foi mais eficiente do que a técnica PPD somente nas intensidades amostrais de 7 e 8 caminhos, onde os valores de eficiência relativa são 87,76 % e 77,27 %, respectivamente.

Nas intensidades amostrais de 2, 9 e 10 caminhos, as técnicas foram consideradas igualmente precisas segundo os valores de eficiência relativa, mas PPD apresentou menores erros amostrais relativos para 9 e 10 caminhos. Para as intensidades amostrais de 3 a 6 caminhos, observa-se maior eficiência da técnica PPD, em função de seu tempo de amostragem não ter sido muito superior ao da probabilidade uniforme (Tabelas 1, 2 e 3). Entretanto, os valores dos coeficientes de variação (cv_{y1} e cv_{y2}) e dos erros amostrais relativos indicam baixa precisão para ambas as técnicas, ou seja, os erros nas intensidades amostrais testadas são muito altos ($Er_1 = 99,92$ a $907,98\%$; $Er_2 = 61,45$ a $912,45\%$) (Tabelas 1 e 2).

A maior eficiência da PU nas intensidades de 7 e 8 caminhos pode ser explicada pelo maior tempo de amostragem gasto com a PPD, ou seja, com base na eficiência relativa, um método de amostragem pode proporcionar uma alta precisão, contudo, não ser adequado, se o tempo gasto para se obter a estimativa for demasiadamente longo. Pôde-se confirmar em campo, com uma equipe de cinco pessoas, que a aplicação do procedimento PPD foi bastante trabalhosa e não produziu estimativas precisas.

Considerando a soma de dez caminhos amostrados, a PU demandou um tempo total de 2.270,29 segundos (Tabela 1). A técnica PPD para a mesma intensidade amostral demandou 3.454,33 segundos (Tabela 2). Nesse indivíduo de pequi, a amostragem aleatória de ramos, tanto pela técnica PU como pela PPD, demandou menos tempo do que o censo da produção dos frutos, que demandou 4.260,27 segundos. A vantagem em aplicar a

da árvore, altura e diâmetro da copa, área da copa e número de frutos. Nesse sentido, pode-se notar que quanto maior a copa e maior a dificuldade para contar todos os frutos de uma árvore maior será a possibilidade da amostragem ser mais vantajosa, desde que forneça estimativas precisas.

A técnica PPD demorou, portanto, 1,5 vezes mais para percorrer dez caminhos nessa árvore. Além do maior tempo, os valores de erro amostral indicam que esta técnica não proporcionou erros muito menores do que a PU, sendo ambas imprecisas para estimar o número de frutos dessa árvore. É possível observar na Tabela 1 que há uma tendência do erro de amostragem decrescer à medida que aumenta a intensidade amostral, corroborando com observações feitas por Williams (1989). Os valores da variância paramétrica da média ($V[\tau \hat{y}Q]_1 = 3.503,17$ para PU e $V[\tau \hat{y}Q]_2 = 970,75$ para PPD) (Tabelas 1 e 2) são menores do que a estimativa da variância da média ($v(\tau \hat{y}Q)_1 = 35.181,96$ para PU e $v(\tau \hat{y}Q)_2 = 1.207,14$ para PPD), considerando a intensidade amostral de 10 caminhos.

Para a técnica PPD, a variância ($S^2y_2 = 61.157,49$) e o desvio padrão paramétricos ($Sy_2 = 247,30$) (Tabela 4) apresentaram valores superiores às estimativas na intensidade amostral de dez caminhos, cujos valores foram 12.071,43 (s^2y_2) e 109,87 (sy_2), respectivamente (Tabela 1). Já o erro padrão em função da variância paramétrica ($S_{\hat{y}1} = 59,19$ e $S_{\hat{y}2} = 31,16$) e o coeficiente de variação paramétrico ($CV_{y1} = 193,33$ e $CV_{y2} = 101,77$) apresentaram valores inferiores aos valores estimados, em ambas as técnicas de probabilidade (Tabela 1).

Enquanto o erro padrão paramétrico para PU foi de 59,19, a sua estimativa dada por dez caminhos amostrais foi igual a 187,57 (Tabela 1). No caso da PPD, o erro padrão paramétrico foi de 31,16 e sua estimativa foi igual a 34,74 (Tabela 1). Já a estimativa do coeficiente de variação paramétrico para PU (cv_{y1}) foi igual a 139,69 e para PPD (cv_{y2}) foi igual a 85,90, considerando uma intensidade amostral de dez caminhos (Tabela 1). A imprecisão e a inexatidão das duas técnicas podem ser verificadas pelo intervalo de confiança e pela alta variância das estimativas, o que indica estimativas distantes do valor real da produção da árvore (243 frutos), principalmente para a técnica de PU. Vale destacar que a precisão de um método se refere à baixa variabilidade dos valores obtidos e a

TABELA 1: Variáveis da amostragem aleatória de ramos usando a probabilidade uniforme realizada na árvore de *Caryocar brasiliense* Camb.TABLE 1: Variables of the randomized branch sampling using the technique of uniform probability applied in the tree of *Caryocar brasiliense* Camb.

Probabilidade Uniforme - PU	<i>m</i>	<i>r</i>	$\hat{\tau}yQ_m$	$\hat{\tau}yQ$	<i>Q_{mi}</i>	Tempo (s)	Tempo acumulado (s)	$v(\hat{\tau}yQ)_1$	s^2y_1	sy_1	sy_1^-	CVy_1	Ea_1	Er_1 (%)
	1	6	256	~	0,0078	655,50	~	~	~	~	~	~	~	~
	2	7	1.538	897,0	0,0078	561,10	1.216,60	410.881,00	821.762,00	906,51	641,00	101,06	8.144,55	907,98
	3	8	1.282	1.025,3	0,0039	146,21	1.362,81	153.429,78	460.289,33	678,45	391,70	66,17	1.685,49	164,38
	4	4	48	781,0	0,0625	189,72	1.552,53	136.413,67	545.654,67	738,68	369,34	94,58	1.175,25	150,48
	5	2	4	625,6	0,2500	22,04	1.574,57	105.997,36	529.986,80	728,00	325,57	116,37	903,79	144,47
	6	2	4	522,0	0,2500	12,46	1.587,03	81.397,87	488.387,20	698,85	285,30	133,88	733,51	140,52
	7	6	96	461,1	0,0104	286,27	1.873,30	61.844,93	432.914,48	657,96	248,69	142,68	608,54	131,96
	8	4	48	409,5	0,0625	137,35	2.010,65	49.050,68	392.405,43	626,42	221,47	152,97	523,79	127,91
	9	6	938	468,2	0,0160	181,70	2.192,35	41.598,83	374.389,44	611,87	203,96	130,68	470,33	100,45
	10	5	32	424,6	0,0310	77,94	2.270,29	35.181,96	351.819,60	593,14	187,57	139,69	424,28	99,92
Médias		5,0				179,42		119.532,90	488.623,22	693,32	319,40	119,79	1.629,95	218,67

Em que: $\hat{\tau}y$ = número real de frutos; m = número de caminhos percorridos ou intensidade amostral; r = número de nós do caminho m ; $\hat{\tau}yQ_m$ = estimativa do número de frutos do caminho m ; $\hat{\tau}yQ$ = média do número de frutos para m caminhos; Q_{mi} = probabilidade incondicional de seleção do ramo i , caminho m ; $v(\hat{\tau}yQ)$ = estimativa da variância da média; s^2y = estimativa da variância; sy = estimativa do desvio padrão; sy^- = erro padrão da média em função da estimativa da variância; CVy = estimativa do coeficiente de variação; Ea = erro de amostragem absoluto; Er = erro amostral relativo.

TABELA 2: Variáveis da amostragem aleatória de ramos usando a Probabilidade Proporcional ao diâmetro realizada na árvore de *Caryocar brasiliense* Camb.TABLE 2: Variables of the randomized branch sampling using the technique of probability proportional to diameter applied in the tree of *Caryocar brasiliense* Camb.

Probabilidade Proporcional ao diâmetro - PPD	<i>m</i>	<i>r</i>	$\hat{\tau}yQ_m$	$\hat{\tau}yQ$	<i>Q_{mi}</i>	Tempo (s)	Tempo acumulado (s)	$v(\hat{\tau}yQ)_2$	s^2y_2	sy_2	sy_2^-	CVy_2	Ea_2	Er_2 (%)
	1	7	116	~	0,0086	1.011,31	~	~	~	~	~	~	~	~
	2	2	19	67,5	0,0540	98,40	1.109,71	2.352,25	4.704,50	68,59	48,50	101,61	616,24	912,95
	3	7	119	84,7	0,0084	688,65	1.798,36	1.078,78	3.236,33	56,89	32,84	67,19	141,33	166,93
	4	6	391	161,3	0,0230	635,40	2.433,76	6.404,40	25.617,58	160,05	80,03	99,26	254,65	157,92
	5	5	106	150,2	0,0094	186,62	2.620,38	3.964,74	19.823,70	140,80	62,97	93,74	174,79	116,37
	6	6	111	143,7	0,0180	106,29	2.726,67	2.685,84	16.115,07	126,95	51,83	88,36	133,24	92,74
	7	6	227	155,6	0,0220	312,26	3.038,93	2.060,18	14.421,29	120,09	45,39	77,19	111,07	71,39
	8	6	111	150,0	0,0180	135,64	3.174,57	1.576,18	12.609,43	112,29	39,70	74,86	93,89	62,60
	9	4	60	140,0	0,0500	176,64	3.351,21	1.325,92	11.933,25	109,24	36,41	78,03	83,97	59,98
Médias		5,1				271,45		2.517,27	13.392,51	111,64	48,05	85,13	187,53	189,15

Em que: $\hat{\tau}y$ = número real de frutos; m = número de caminhos percorridos ou intensidade amostral; r = número de nós do caminho m ; $\hat{\tau}yQ_m$ = estimativa do número de frutos do caminho m ; $\hat{\tau}yQ$ = média do número de frutos para m caminhos; Q_{mi} = probabilidade incondicional de seleção do ramo i , caminho m ; $v(\hat{\tau}yQ)$ = estimativa da variância da média; s^2y = estimativa da variância; sy = estimativa do desvio padrão; sy^- = erro padrão da média em função da estimativa da variância; CVy = estimativa do coeficiente de variação; Ea = erro de amostragem absoluto; Er = erro amostral relativo.

TABELA 3: Intervalo de confiança da amostragem aleatória de ramos para a técnica de probabilidade uniforme e proporcional ao diâmetro realizada na árvore de *Caryocar brasiliense* Camb.TABLE 3: Confidence interval of the randomized branch sampling technique for the uniform probability and proportional to the diameter in the tree of *Caryocar brasiliense* Camb.

m	Árvore nº 05 - $\tau y = 243$			ER (%)
	Probabilidade Uniforme - PU		Probabilidade Proporcional ao diâmetro - PPD	
	Intervalo de Confiança			
1	~		~	~
2	IC [$\bar{Y} = 897,0 \pm 8.144,55$] = P		IC [$\bar{Y} = 67,5 \pm 616,24$] = P	91,71
3	IC [$\bar{Y} = 1.025,3 \pm 1.685,49$] = P		IC [$\bar{Y} = 84,7 \pm 141,33$] = P	134,00
4	IC [$\bar{Y} = 781,0 \pm 1.175,25$] = P		IC [$\bar{Y} = 161,3 \pm 254,65$] = P	164,51
5	IC [$\bar{Y} = 625,6 \pm 903,79$] = P		IC [$\bar{Y} = 150,2 \pm 174,79$] = P	134,06
6	IC [$\bar{Y} = 522,0 \pm 733,51$] = P		IC [$\bar{Y} = 143,7 \pm 133,24$] = P	113,40
7	IC [$\bar{Y} = 461,1 \pm 608,54$] = P		IC [$\bar{Y} = 155,6 \pm 111,07$] = P	87,76
8	IC [$\bar{Y} = 409,5 \pm 523,79$] = P		IC [$\bar{Y} = 150,0 \pm 93,89$] = P	77,27
9	IC [$\bar{Y} = 468,2 \pm 470,33$] = P		IC [$\bar{Y} = 140,0 \pm 83,97$] = P	91,27
10	IC [$\bar{Y} = 424,6 \pm 424,28$] = P		IC [$\bar{Y} = 127,9 \pm 78,59$] = P	93,56

Em que: m = número de caminhos percorridos ou intensidade amostral; IC = intervalo de confiança; P = probabilidade = 95 %; ER (%) = eficiência relativa.

TABELA 4: Valores paramétricos da variância da média, variância, desvio padrão, erro padrão e coeficiente de variação para as técnicas de probabilidade uniforme (PU) e proporcional ao diâmetro (PPD).

TABLE 4: Values of the parametric variance of the mean, variance, standard deviation, standard error and coefficient of variation for the techniques of probability uniform (PU) and proportional to the diameter (PPD).

Técnicas de Amostragem Aleatória de Ramos	$V(\hat{\tau}yQ)$	$S^2\mu$	$S\mu$	$S\bar{\mu}$	$CV\mu$
Probabilidade Uniforme (PU)	3.503.1,17	220.699,84	469,79	59,19	193,33
Probabilidade Proporcional ao diâmetro (PPD)	970,75	61.157,49	247,30	31,16	101,77

Em que: $V(\hat{\tau}yQ)$ = variância paramétrica da média; $S^2\mu$ = variância paramétrica; $S\mu$ = desvio padrão paramétrico; $S\bar{\mu}$ = erro padrão em função da variância paramétrica; $CV\mu$ = coeficiente de variação paramétrico.

Ao analisar apenas os valores da PU na Tabela 1, observa-se que as estimativas ($\tau \hat{y}Q$), em todas as intensidades amostrais, foram superiores ao número real de frutos, sendo que a menor estimativa ($\tau \hat{y}Q_8 = 409,5$), dada pela intensidade amostral de oito caminhos, superestimou em 168,5 % o valor real de frutos da árvore selecionada. Essas superestimativas ocorreram devido à existência de caminhos longos, promovendo a redução da probabilidade incondicional de seleção e, consequentemente, o aumento da estimativa por amostragem aleatória de frutos.

foram compensadas por subestimativas nos caminhos quatro ($\tau \hat{y}Q_4 = 48$), cinco ($\tau \hat{y}Q_5 = 4$), seis ($\tau \hat{y}Q_6 = 4$), sete ($\tau \hat{y}Q_7 = 96$), oito ($\tau \hat{y}Q_8 = 48$) e dez ($\tau \hat{y}Q_{10} = 32$). Entretanto, a média dos caminhos ($\tau \hat{y}Q$) em todas as intensidades amostrais se manteve alta (>400 frutos) em relação ao número real de frutos (igual a 243), ocasionando erros amostrais considerados altos (99,92 a 907,98 %). Observando os resultados da Tabela 2 para PPD, verifica-se menor variância das estimativas em relação àquelas fornecidas pela PU, isto é, elas são mais precisas.

É preciso destacar ainda a grande variabilidade das estimativas individuais dos caminhos ($\tau \hat{y} Q_m$) para PU, cujos valores ficaram entre 4 e 1.538 frutos. Para PPD os valores das estimativas de PPD oscilaram de 19 a 391 frutos (Tabela 2). Ao comparar os coeficientes de variação verifica-se que os valores referentes à PPD são, na maioria das intensidades amostrais, menores que os obtidos pela PU (Tabela 1). Mas mesmo assim, são coeficientes de variação considerados muito altos ($> 67,19\%$).

Variabilidade na produção de frutos e a amostragem aleatória de ramos

Durante a contagem do número de frutos, foi possível notar que a distribuição dos frutos na copa do indivíduo selecionado era bastante irregular. A produção dos frutos e sua distribuição na copa dependem de vários fatores ambientais, como características genéticas, temperatura, precipitação, incidência solar, nutrientes do solo, polinização e competição (LEITE et al., 2006; PETERS, 1994).

Por essas razões, é preciso fazer uma ressalva quanto à eficiência da amostragem aleatória de ramos aplicada às espécies nativas. A aplicação dessa metodologia foi feita, predominantemente, em espécies domesticadas ou mesmo em espécies de climas temperados, cuja arquitetura da copa favorece essa técnica pela sua baixa variabilidade no padrão de crescimento, tamanho dos ramos, da copa, dentre outros. As espécies nativas, como o pequi, apresentam frutificação irregular e copas sem um padrão de ramificação que influenciam na aplicação da amostragem aleatória de ramos, cuja eficiência depende, em grande parte, da uniformidade da população.

Além da própria variabilidade na ramificação da copa, o critério utilizado para definir o final do caminho não foi adequado (dificuldade de acesso e/ou diâmetro do segmento de ramo), ocasionando a amostragem de caminhos de tamanhos bastante diferentes entre si, influenciando a variância dos dados.

Desse modo, é necessário realizar novos estudos e propor modificação na técnica de amostragem aleatória de ramos, originalmente sugerida por Jessen (1955), que permitam gerar estimativas da produção de frutos de *Caryocar brasiliense* com pequeno erro de tendência e de amostragem.

CONCLUSÕES

empregando as técnicas de probabilidade uniforme e de probabilidade proporcional ao diâmetro, foi imprecisa e inexata para estimar a produção de frutos do indivíduo selecionado de *Caryocar brasiliense*. A técnica de probabilidade proporcional ao diâmetro dos ramos produziu estimativas com erros menores do que a técnica de probabilidade uniforme. Entretanto, pela eficiência relativa, as técnicas não se diferenciaram substancialmente, sendo que a probabilidade uniforme foi tão ou mais eficiente que a probabilidade proporcional ao diâmetro, simplesmente porque demandou menor tempo de amostragem.

AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem o Departamento de Engenharia Florestal da Universidade de Brasília, os técnicos e funcionários da Fazenda Água Limpa da Universidade de Brasília e a Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - CAPES pela bolsa de mestrado concedida à primeira autora.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALMEIDA, S. P. de. et al. Frutas nativas do Cerrado: caracterização físico-química e fonte potencial de nutrientes. In: SANO, S. M.; ALMEIDA, S. P. de.; RIBEIRO, J. F. (Ed.) **Cerrado: ecologia e flora**. Brasília-DF: Embrapa Cerrados, 2008. 1279 p.

BIH, F. **Assessment methods for non-timber forest products in off-reserve forests: case study of Goaso district, Ghana**. 2006. 140 f. Tese (Doutorado)-University of Freiburg, Breisgau, Alemanha, 2006.

CANCINO, J. Determinación del tamaño de la muestra en el muestreo RBS con selección sin reposición en la primera etapa. **Bosque**, Valdivia, v. 26, n. 1, p. 65-75, 2005.

CANCINO, J.; SABOROWSKI, J. Comparison of randomized branch sampling with and without replacement at the first stage. **Silva Fennica**, Vantaa, v. 39, n. 2, p. 201-216, 2005.

CANCINO, J.; SABOROWSKI, J. Improving RBS estimates – effects of the auxiliary variable, stratification of the crown and deletion of segments on the precision of estimates. **Journal of Forest Science**, Slezská, v. 53, n. 7, p. 320-333, 2007.

EVANS, A. M.; GREGOIRE, T. G. The tree crown distribution of the southern bald cypress. **Tree**, v. 1, n. 1, p. 1-10, 1995.

sampling. **Journal of Applied Entomology**, Berlim, v. 131, n. 1, p. 26-33, 2007.

GARCÍA-NÚÑEZ, C. et al. Fruit, seed production and sizes structure in some evergreen tree species of the Venezuelan Savannas. In: SIMPÓSIO SOBRE O CERRADO, 8.; INTERNATIONAL SYMPOSIUM ON TROPICAL SAVANNAS - BIODIVERSIDADE E PRODUÇÃO SUSTENTÁVEL DE ALIMENTOS E FIBRAS NOS CERRADOS, 1., 1996, Brasília. **Anais...** Brasília: Embrapa Cerrados, 1996. p. 284-289.

GOOD, M. et al. Estimating tree component biomass using variable probability sampling methods. **Journal of Agricultural, Biological and Environmental Statistics**, Nova York, v. 6, p. 258-267, 2001.

GOVE, J. H. et al. Multistage point relascope and randomized branch sampling for downed coarse woody debris estimation. **Forest Ecology and Management**, Holanda, v. 155, p. 153–162, Jan. 2002.

GREGOIRE, T. G. et al. Sampling methods to estimate foliage and other characteristics of individual trees. **Ecology**, v. 76, n. 4, p. 1181-1194, 1995.

GREGOIRE, T. G.; VALENTINE, H. T. Sampling methods to estimate stem length and surface area of tropical tree species. **Forest Ecology and Management**, Holanda, v. 83, p. 229-235, 1996.

GREGOIRE, T. G.; VALENTINE, H. T. **Sampling strategies for natural resources and the environment**. New York: Chapman & Hall/CRC, 2007. 474 p.

HUSCH, B. et al. **Forest mensuration**. 2nd ed. New York: John Wiley & Sons, 1972. 410 p.

JESSEN, R. J. Determining the fruit count on a tree by randomized branch sampling. **Biometrics**, Texas, v. 11, n.1, p. 99-109, Mar. 1955.

LEITE, G. L. D. et al. Phenology of *Caryocar brasiliense* in the Brazilian cerrado region. **Forest Ecology and Management**, Holanda, v. 236, p. 286-294, 2006.

MAY, P. H. et al. **Compilación y análisis sobre los productos forestales no madereros (PFNM) en el Brasil**. Chile: FAO, 2001.

PÉLLICO NETTO, P. S.; BRENA, D. A. **Inventário Florestal**. Curitiba: Editorado pelos autores, 1997, 316 p.

PETERS, C. M. **Sustainable harvest of non-timber plant resources in tropical moist Forest**: an ecological primer. Biodiversity Support Programme, WWF, Washington, USA. 1994. 44 p.

SILVA, A. G. da. et al. Estudo comparativo entre os procedimentos de amostragem casual simples e amostragem sistemática em inventários de arborização urbana. **Natureza & Desenvolvimento**, Viçosa, v. 1, n. 1, p. 63-73, 2005.

TOMASSINI, E.; MORS, W. B. *Dimorphandra mollis* Benth. e *D. gardneriana* Tull., novas e excepcionais fontes de rutina. **Anais da Academia Brasileira de Ciências**, Rio de Janeiro, v. 38, suplemento, p. 321-323, 1966.

VALENTINE, H. T. et al. Subsampling trees for biomass, volume or mineral content. **Forest Science**, v. 30, n. 3, p. 673-681, set. 1984.

WILLIAMS, R. A. Use of randomized branch and importance sampling to estimate loblolly pine biomass. **Southern Journal of Applied Forestry**, v. 13, n. 4, p. 181-184, Nov. 1989.

WONG, J. L. G. **The biometrics of non-timber forest product resource assessment: a review of current methodology**. Research paper for the European Tropical Forest Research Network (ETFRN), Department for International Development (DFID), 2000. 109 p.