



**MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO  
UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DA AMAZÔNIA – UFRA  
MESTRADO EM CIÊNCIAS FLORESTAIS**

**LUIZ OTÁVIO MENDONÇA MONIZ RIBEIRO**

**AVALIAÇÃO DA AMOSTRAGEM COM SUBSTITUIÇÃO PARCIAL COM DUAS  
MEDIÇÕES SUCESSIVAS EM FLORESTA MANEJADA NA AMAZÔNIA  
ORIENTAL**

**BELÉM  
2018**

**LUIZ OTÁVIO MENDONÇA MONIZ RIBEIRO**

**AVALIAÇÃO DA AMOSTRAGEM COM SUBSTITUIÇÃO PARCIAL COM DUAS  
MEDIÇÕES SUCESSIVAS EM FLORESTA MANEJADA NA AMAZÔNIA  
ORIENTAL**

**Dissertação apresentada à Universidade Federal Rural da Amazônia, como parte das exigências do Curso de Mestrado em Ciências Florestais: área de concentração Manejo de Ecossistemas e Bacias Hidrográficas, para obtenção do título de Mestre.**

**Orientador: Prof. Dr. José Natalino Macedo Silva**

**BELÉM  
2018**

---

Ribeiro, Luiz Otávio Mendonça Moniz  
Avaliação da amostragem com substituição parcial com duas  
medições sucessivas em floresta manejada na Amazônia oriental /  
Luiz Otávio Mendonça Moniz Ribeiro. – Belém, PA, 2018.

81 f.

Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade  
Federal Rural da Amazônia, 2018.

Orientador: Prof. Dr. José Natalino Macedo Silva.

1. Manejo Florestal. 2. Amostragem com Repetição Total - ART.  
3. Amostragem com Substituição Parcial - ASP. 4. Amostragem em  
Multiplas Ocasões. 5. Inventário Florestal. 6. Produção Florestal. I.  
Silva, José Natalino (orient.) II. Título

CDD –333.7511

---

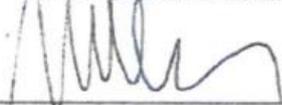
**LUIZ OTÁVIO MENDONÇA MONIZ RIBEIRO**

**AVALIAÇÃO DA AMOSTRAGEM COM SUBSTITUIÇÃO PARCIAL COM DUAS  
MEDIÇÕES SUCESSIVAS EM FLORESTA MANEJADA NA AMAZÔNIA  
ORIENTAL**

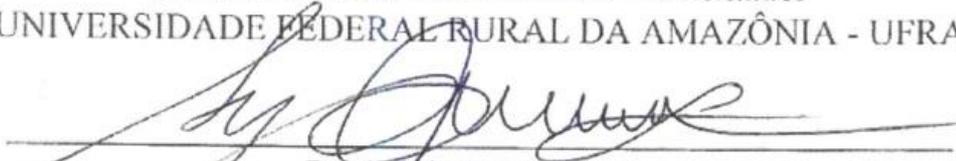
Dissertação apresentada a Universidade Federal Rural da Amazônia, como parte das exigências do Curso de Mestrado em Ciências Florestais: área de concentração Manejo de Ecossistemas e Bacias Hidrográficas, para obtenção do título de Mestre.

Orientador: Prof. Dr. José Natalino Macedo Silva

**BANCA EXAMINADORA**



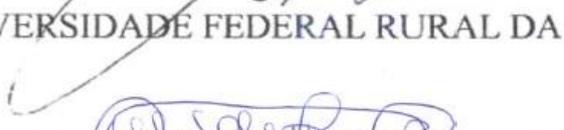
Dr. José Natalino Macedo Silva – Orientador  
UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DA AMAZÔNIA - UFRA



Dr. Sylvio Péllico Netto  
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ - UFPR



Dr. Rodrigo Geroni Mendes Nascimento  
UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DA AMAZÔNIA - UFRA



Dr. Waldenei Travassos de Queiroz  
UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DA AMAZÔNIA - UFRA

## AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus, pelo presente da vida. Aos meus familiares, Alberto, Débora, Gustavo, Janaína, Júlia, Núbia e Rosana, pelo apoio incondicional.

À minha companheira, Laiza Dagnaisser, por me ajudar na realização deste trabalho e, principalmente, pelo carinho e amor.

Ao meu orientador, José Natalino Macedo Silva, pela paciência, pelos ensinamentos e pela grande oportunidade que me proporcionou nesses dois anos de estudo. Ao professor Waldenei Travassos de Queiroz, pela disponibilidade e ajuda com os procedimentos matemáticos e estatísticos.

À banca examinadora, pelas valiosas contribuições a esta pesquisa, professores Sylvio Péllico Netto, Rodrigo Geroni Mendes Nascimento e Waldenei Travassos de Queiroz e ao pesquisador Lucas José Mazzei de Freitas.

Ao programa e ao corpo docente da Pós-Graduação em Ciências Florestais da Universidade Federal Rural da Amazônia.

À empresa CKVB Florestal Ltda., por ter cedidos os dados para realização dessa pesquisa, na figura dos engenheiros Alessandra Brandão e Josué Evandro Ferreira.

Ao professor e amigo Francisco José de Barros Cavalcanti, por promover meu interesse pelo manejo de florestas tropicais e por mudar minha visão sobre a importância da Engenharia Florestal.

Ao professor Eduardo Saraiva da Rocha, pela amizade, compreensão e ensinamentos a respeito da exploração florestal na Amazônia.

Aos professores de graduação na Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro, em especial ao professor Hugo Barbosa Amorim, Marco Antonio Monte e José de Arimatéa Silva.

Aos grandes amigos de classe Ivy Saliba e Helton Bastos Machado e aos amigos Loury Mello, Rodolfo Reis de Paula e Valmor Freddo, que Belém me presenteou. Ao bom e velho amigo Fernando Canto de Andrade pela ajuda nesse trabalho.

Ao povo brasileiro, pela oportunidade do ensino gratuito de qualidade, a quem devo retornar meus conhecimentos com ações efetivas.

À Janaína, mãe e amiga, e a Iracema, minha avó, dedico.

“Os bens da Terra pertencem a Deus, que os dispensa à sua vontade, e o homem deles não é senão o usufrutuário, o administrador mais ou menos íntegro e inteligente. Eles são tampouco a propriedade individual do homem, porque Deus, frequentemente, frustra todas as previsões, e a fortuna escapa daquele que crê possuí-la pelos melhores títulos”.

Alan Kardec

“Nem tudo apodrecido  
De modo que se possa dizer nada presta  
Nem todos derrotados  
De modo que não dê prá se fazer uma festa”.

Gonzaguinha

## LISTA DE QUADROS

QUADRO 1 - UNIDADES AMOSTRAIS NO PROCESSO DA AMOSTRAGEM COM SUBSTITUIÇÃO PARCIAL .....	20
QUADRO 2 - EXEMPLO DA ESTRUTURAÇÃO DO BANCO DE DADOS PARA OS PROCESSOS DE AMOSTRAGEM EM OCASIÕES SUCESSIVAS ANALISADOS .....	36
QUADRO 3 - UNIDADES AMOSTRAIS SORTEADAS PARA COMPOR O BANCO DE DADOS PARA A AMOSTRAGEM COM SUBSTITUIÇÃO PARCIAL COM OS DIFERENTES TIPOS DE SUBAMOSTRAS .....	38
QUADRO 4 - UNIDADES AMOSTRAIS SORTEADAS PARA COMPOR O BANCO DE DADOS PARA A AMOSTRAGEM COM REPETIÇÃO TOTAL .....	38
QUADRO 5 - FÓRMULAS UTILIZADAS PARA CALCULAR OS ESTIMADORES NA 1ª OCASIÃO, 2ª OCASIÃO E INCREMENTO PARA OS DOIS PROCESSOS DE AMOSTRAGEM.....	40

## LISTA DE TABELAS

TABELA 1 – NOTAÇÕES UTILIZADAS PARA EXPRESSAR AS VARIÁVEIS DOS DOIS PROCESSOS DE INVENTÁRIO EM OCASIÕES SUCESSIVAS .....	14
TABELA 2 - PROPORÇÃO ÓTIMA DA SUBAMOSTRA PERMANENTE (PM), EM FUNÇÃO DO COEFICIENTE DE CORRELAÇÃO E RAZÃO DE CUSTOS .....	30
TABELA 3 - RESULTADO DO ESTOQUE VOLUMÉTRICO ( $m^3ha^{-1}$ ), $DAP \geq 10$ CM, NAS UNIDADES AMOSTRAIS DA PRIMEIRA E SEGUNDA OCASIÃO, NAS UPAS 4 E 5, FAZENDA RIO CAPIM, PARAGOMINAS - PA .....	46
TABELA 4 - VOLUME ( $m^3ha^{-1}$ ) PARA AS UNIDADES AMOSTRAIS SORTEADAS PARA COMPOR A AMOSTRAGEM COM SUBSTITUIÇÃO PARCIAL .....	46
TABELA 5 - VALORES ( $m^3ha^{-1}$ ) PARA AS UNIDADES AMOSTRAIS SORTEADAS PARA COMPOR A AMOSTRAGEM COM REPETIÇÃO TOTAL .....	47
TABELA 6 - ESTATÍSTICAS DOS PROCESSOS DE AMOSTRAGEM EM OCASIÕES SUCESSIVAS PARA VARIÁVEL VOLUME ( $m^3ha^{-1}$ ), FLORESTA OMBRÓFILA DENSA, PARAGOMINAS - PA. ART - AMOSTRAGEM COM REPETIÇÃO TOTAL; ASP - AMOSTRAGEM COM SUBSTITUIÇÃO PARCIAL .....	51
TABELA 7 - LIMITE DE ERRO DAS PRINCIPAIS ESTIMATIVAS NO PROCESSO DE AMOSTRAGEM COM SUBSTITUIÇÃO PARCIAL PARA A VARIÁVEL VOLUME ( $m^3ha^{-1}$ ) .....	52

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

FIGURA 1 - DIFERENTES AGRUPAMENTOS DE UNIDADES AMOSTRAIS NA AMOSTRAGEM COM SUBSTITUIÇÃO PARCIAL EM TRÊS OCASIÕES. ....	17
FIGURA 2 - LOCALIZAÇÃO DA ÁREA DE ESTUDO, UNIDADES DE PRODUÇÃO ANUAL 04 E 05, FAZENDA RIO CAPIM, PARAGOMINAS - PA.....	32
FIGURA 3 - HISTOGRAMA DO VOLUME PARA 1ª OCASIÃO DA ART .....	48
FIGURA 4 - HISTOGRAMA DO VOLUME PARA 2ª OCASIÃO DA ART .....	48
FIGURA 5 - HISTOGRAMA DO VOLUME PARA 1ª OCASIÃO DA ASP.....	49
FIGURA 6 - HISTOGRAMA DO VOLUME PARA 2ª OCASIÃO DA ASP.....	49

## RESUMO

A legislação florestal brasileira estabelece que a intensidade de corte em florestas naturais seja planejada com base em estudos para determinar o incremento da floresta sob manejo. Nesse contexto, os processos de amostragem em ocasiões sucessivas assumem importância fundamental. Dentre esses, o processo de amostragem com repetição total (ART) utilizando unidades amostrais permanentes é o mais difundido e aplicado na Amazônia brasileira. Uma alternativa que tem sido pouco aplicada nos trópicos é a amostragem com substituição parcial (ASP). Este estudo buscou avaliar a aplicação da ASP como alternativa para monitorar o crescimento de florestas naturais na Amazônia brasileira. Determinou-se a suficiência amostral dos processos de inventário florestal em ocasiões sucessivas no sentido de atender a um erro de amostragem de 10%, a 95% de probabilidade, para a estimativa do incremento periódico anual do volume. Os dados são oriundos de 30 unidades amostrais permanentes instaladas nas Unidades de Produção Anual 04 e 05 do Plano de Manejo Florestal Sustentável da Fazenda Rio Capim, município de Paragominas, Pará, cujo detentor é a empresa CKVB Florestal Ltda. As parcelas têm dimensões de 50mx50m (0,25 ha) e foram medidas nos anos de 2001 (1ª ocasião) e 2004 (2ª ocasião). Todos os indivíduos com o diâmetro a altura de 1,30 m do solo (DAP)  $\geq 10$  cm foram registrados e utilizados no processamento. A ASP foi comparada com a ART utilizando os estimadores correspondentes, medidas de precisão e eficiências relativas, essas definidas como a razão entre as variâncias das médias. O volume total na primeira ocasião, utilizando a ASP foi de  $219,15 \text{ m}^3\text{ha}^{-1} \pm 37,56 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$  e de  $236,84 \text{ m}^3\text{ha}^{-1} \pm 39,69 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$  na segunda ocasião. Para a ART, o volume total foi de  $217,12 \text{ m}^3\text{ha}^{-1} \pm 43,96 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$  na primeira ocasião e de  $236,84 \text{ m}^3\text{ha}^{-1} \pm 44,44 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$  na segunda ocasião. O incremento periódico anual (IPA) foi de  $4,66 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}\text{ano}^{-1}$  com a ASP e de  $4,68 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}\text{ano}^{-1}$  com a ART. Utilizando a ASP estimou-se com maior eficiência o estoque volumétrico na primeira e na segunda ocasião. Por outro lado, o IPA da floresta foi estimado com maior eficiência com a ART. Não houve diferença estatística entre as estimativas das médias do volume para a primeira ocasião, segunda ocasião e incremento entre os processos. O número de unidades amostrais utilizado foi suficiente para atender a precisão requerida nos dois processos. Entretanto, com a ASP obteve-se um erro relativo superior a 10% na estimativa do incremento. Ainda assim, as estimativas geradas pelo processo de amostragem com substituição parcial mostraram-se competitivas quando comparadas as estimativas do

processo de amostragem com repetição total, podendo, assim, ser usada como alternativa no monitoramento do crescimento florestal na Amazônia brasileira.

**Palavras chave:** Amostragem em múltiplas ocasiões; Parcelas permanentes; Crescimento e produção florestal; Floresta tropical.

## ABSTRACT

The Brazilian forest legislation establishes that the intensity of logging should be planned based on studies to determine volume increment of the forest under management. In this context, sampling processes on successive occasions are of utmost importance. Amongst these processes, continuous forest inventory (CFI) using permanent sampling plots is more widespread and applied in the Brazilian Amazon. An alternative less used in the tropics is the sampling with partial replacement sampling (SPR). The present study aimed at evaluating application of SPR as an alternative process to monitoring growth and yield of natural forests in the Brazilian Amazon. Sampling intensities to meet a sampling error of 10%, at 95% probability, for estimating the periodic volume annual increment were determined for both sampling processes. Data from 30 permanent plots installed in the Annual Production Units 04 and 05 of Rio Capim Forest Management Plan belonging to the company CKVB Florestal Ltda were used in the study. The forest management unit is located in Paragominas municipality in the state of Para. The plot sizes are 50m x 50m (0.25ha) and were measured in 2001 (first occasion) and in 2004 (second occasion). All individuals with diameter at breast height  $\geq 10$  cm, were recorded and used in this study. SPR was compared to CFI using permanent sampling plots. Sampling precision and relative efficiency were used for comparisons. Relative efficiency was defined as the ratio of mean variances. The total volume estimated on the first occasion using SPR was  $219,15 \text{ m}^3\text{ha}^{-1} \pm 37,56 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$  and  $236,84 \text{ m}^3\text{ha}^{-1} \pm 39,69 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$  on the second occasion; for CFI the total volume was  $217,12 \text{ m}^3\text{ha}^{-1} \pm 43,96 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$  for the first occasion and  $236,84 \text{ m}^3\text{ha}^{-1} \pm 44,44 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$  for the second occasion. Periodic mean annual increment (PAI) was  $4,66 \text{ m}^3\text{ha}^{-1} \text{ year}^{-1}$  for SPR and  $4,68 \text{ m}^3\text{ha}^{-1} \text{ year}^{-1}$  for CFI. SPR was more efficient to estimate volume stock whereas CFI was more efficient to estimate the forest periodic annual increment (PAI). No statistical differences were found between estimates of the two processes. The number of plots used was sufficient to meet the required precision in both processes. However, SPR had a relative error greater than 10% for estimating PAI. Estimates by SPR proved to be competitive when compared to CFI and therefore can be used as an alternative for monitoring growth and yield in the Brazilian Amazon.

**Keyword:** Continuous forest inventory; Permanent sample plots; Growth and yield; Tropical forest.

## SUMÁRIO

<b>1. INTRODUÇÃO .....</b>	<b>1</b>
1.1. Hipótese .....	3
<b>2. OBJETIVOS .....</b>	<b>3</b>
2.1. Objetivo geral.....	3
2.2. Específicos .....	3
<b>3. REVISÃO DE LITERATURA .....</b>	<b>4</b>
3.1. Inventário florestal .....	4
3.2. Amostragem em múltiplas ocasiões .....	11
<b>4. MÉTODOS .....</b>	<b>ERRO! INDICADOR NÃO DEFINIDO.</b>
4.1. Local de estudo .....	31
4.2. População florestal estudada .....	32
4.3. Obtenção dos dados .....	34
4.4. Estrutura do banco de dados.....	36
4.5. Teste de normalidade dos dados .....	38
4.6. Estimadores para os métodos de amostragem em ocasiões sucessivas .....	39
4.7. Prova de homogeneidade de variâncias.....	42
4.8. Comparação entre os dois processos de amostragem em ocasiões sucessivas .....	43
<b>5. RESULTADOS.....</b>	<b>45</b>
5.1. Normalidade dos dados .....	47
5.2. Estimativas para a variável volume ( $m^3ha^{-1}$ ) dos processos de inventário em ocasiões sucessivas analisados .....	49
5.3. Comparação da eficiência relativa dos processos de inventário florestal em ocasiões sucessivas .....	52
5.4. Dimensionamento da amostra .....	54

<b>6. DISCUSSÃO .....</b>	<b>56</b>
<b>7. CONCLUSÃO .....</b>	<b>59</b>
<b>8. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....</b>	<b>59</b>

## 1. INTRODUÇÃO

Os recursos florestais são utilizados há séculos como fator de promoção ao desenvolvimento, entretanto seus valores e importância ainda não são integralmente conhecidos (YARED; SOUZA, 1993). Esse conhecimento insuficiente provoca uma utilização sem critérios técnicos e sem informações sólidas dos recursos florestais que permitam orientar o planejamento e o manejo desses recursos.

O manejo florestal promove a conservação da biodiversidade e a manutenção das funções das florestas, além de proporcionar benefícios econômicos e sociais em diversas escalas. Nesse ponto, os inventários florestais assumem fundamental importância devido ao sucesso das decisões no manejo florestal estar relacionado com o grau de confiabilidade e da quantidade de informações obtidas sobre os recursos (BRENA, 1979). O inventário florestal sucessivo é a base para a utilização racional dos recursos florestais, auxiliando no manejo florestal (BICKFORD, 1963).

O monitoramento do crescimento da floresta, por meio de inventários sucessivos, é pouco valorizado no ramo empresarial, no qual o desenvolvimento florestal é registrado apenas por questões legais, não se aproveitando o potencial dessas informações. Esse fato leva à aplicação de inventários sucessivos indiscriminados, sem estudos sobre eficiência, o que provoca aumento de custos e obtenção de informações pouco valiosas (BRENA, 1996).

Por outro lado, Alves et al. (2009) apontam o crescimento do número de empresas na região da Amazônia interessadas em manejar suas florestas de forma sustentável, com base no monitoramento do rendimento dos produtos explorados, taxas de crescimento e estoque de madeira da floresta por meio de sistemas de inventário com metodologias descritas no plano de manejo. A legislação florestal contribuiu, vinculando a intensidade de corte com o crescimento da floresta, visando garantir a sustentabilidade da produção nos planos de manejo florestal (BRASIL, 2006).

A Instrução Normativa nº 5 de 11 de dezembro de 2006, do Ministério do Meio Ambiente, no seu artigo 5º, capítulo III e inciso I, estabelece que a intensidade de corte deve ser definida por meio da estimativa da produtividade anual da floresta manejada ( $\text{m}^3\text{ha}^{-1}\text{ano}^{-1}$ ), para o grupo de espécies comerciais, com base em estudos disponíveis na região ou realizados na floresta sob manejo. Quando não houver estudos sobre a produtividade anual da floresta manejada, será adotado o valor de  $0,86 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}\text{ano}^{-1}$  para o grupo de espécies comerciais para

Plano de Manejo Florestal Sustentável (PMFS) com uso de máquinas de arraste (BRASIL, 2009).

A princípio, a estimativa da produtividade anual da floresta estabelecida pela resolução do Conselho Nacional do Meio Ambiente, nº 406 de 02 de fevereiro de 2009, servirá como base para estabelecer a intensidade máxima de corte de  $30 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$  e o ciclo de corte de 35 anos para PMFS que utilize máquinas de arraste (Artigo 4º, inciso IV). Esse valor deverá ser ajustado mediante estudos de crescimento da floresta, para haver um equilíbrio entre a intensidade de corte e o tempo necessário para o restabelecimento do volume extraído da floresta, de forma a garantir a produção florestal contínua.

Para avaliar o crescimento florestal, os inventários florestais contínuos são os mais recomendados (LIMA, 2010). A remedição de parcelas permanentes gera um importante banco de dados sobre o crescimento e a produção florestal, necessários na definição de um plano de manejo sustentável (BICKFORD, 1963; CAMPOS; LEITE, 2006).

Existem diferentes processos de inventários contínuos para monitorar a evolução da floresta. A escolha de um deles deverá basear-se nas características da floresta e nas condições encontradas na área. A legislação não especifica qual processo utilizar (BRASIL, 2006), cabendo ao manejador escolher a metodologia mais eficiente para obter informações de produção e crescimento da floresta.

A estrutura atual dos inventários florestais contínuos (IFC), baseada no processo de repetição total das unidades amostrais, gera informações confiáveis sobre a dinâmica florestal, mas não é suficiente para contribuir com a estimativa de incremento em volume por área. Existe ainda uma lacuna com relação aos procedimentos e métodos de levantamento que forneçam, com precisão aceitável e baixo custo, estimativas confiáveis das variáveis e produtos de interesse (RODELLO, 2006).

Dessa forma, torna-se necessário estudar os processos usuais de inventários sucessivos e comparar suas eficiências relativas, permitindo indicar o mais recomendado para a situação presente e definir os critérios para a execução do manejo florestal.

Dentre os possíveis processos de combinação entre unidades amostrais permanentes e temporárias em inventários florestais sucessivos, a FAO (1981, p. 183) recomenda o uso da amostragem com substituição parcial: “Ao se planejar inventários florestais sucessivos os responsáveis por eles devem estruturá-los utilizando-se esse processo”.

O baixo custo em comparação com os procedimentos convencionais de inventário florestais sucessivos, principalmente por não precisar voltar em todas as parcelas

permanentes, tem chamado atenção dos manejadores para a utilização da amostragem com substituição parcial.

As vantagens da amostragem com substituição parcial (ASP) foram comprovadas em alguns trabalhos (BICKFORD, 1956; WARE; CUNIA, 1962; CUNIA, 1965; FRAYER; FURNIVAL, 1967; RIBEIRO, 1978; BRENA, 1979; LIMA, 2010). No entanto, o conhecimento sobre o uso desse processo em florestas naturais na Amazônia não está bem definido na literatura, o que dificulta sua adoção.

No presente trabalho, procura-se responder à seguinte questão: A amostragem com substituição parcial pode ser empregada com sucesso em inventários florestais sucessivos na Amazônia para estimar o crescimento e produção?

### **1.1. Hipótese**

A amostragem com substituição parcial pode substituir o processo de amostragem com repetição total das unidades amostrais no monitoramento do crescimento e da produção em florestas manejadas na Amazônia com estimativas competitivas.

## **2. OBJETIVOS**

### **2.1. Objetivo geral**

Analisar dois diferentes processos de amostragem em ocasiões sucessivas a partir de suas eficiências estatísticas na obtenção dos volumes médios da primeira ocasião, segunda ocasião e crescimento, aplicados ao manejo de florestas tropicais na Amazônia brasileira.

### **2.2. Específicos**

2.2.1. Indicar um processo de amostragem em ocasiões sucessivas em florestas sob manejo na Amazônia brasileira, visando alcançar a precisão requerida de 10% (limite de erro), a 95% de probabilidade, para o intervalo de confiança na estimativa do incremento periódico anual do volume comercial da floresta.

2.2.2. Determinar a suficiência amostral dos processos de inventário florestal em ocasiões sucessivas aplicado para atender a precisão requerida para a estimativa dos volumes médios na primeira ocasião, segunda ocasião e crescimento.

### **3. REVISÃO DE LITERATURA**

#### **3.1. Inventário florestal**

O inventário florestal pode ser definido como a técnica de coletar, avaliar e apresentar informações de uma floresta (VRIES, 1986). O objetivo principal é obter dados quantitativos e qualitativos sobre os recursos florestais em uma área pré-estabelecida (PÉLLICO; BRENA, 1997).

As informações obtidas no inventário florestal servem de base para planejar o uso dos recursos florestais e o seu manejo sustentado, constituindo-se uma ferramenta importante na implementação dos instrumentos obrigatórios e não obrigatórios visando assegurar a condução e uso sustentável dos recursos (HUSCH et al., 1972; LOESTSCH et al., 1973; COCHRAN, 1977).

Os inventários florestais são usualmente considerados como sinônimo de estimativa de volume de madeira (HUSCH et al., 1972) e seu uso é tão antigo quanto o ensino das ciências florestais, com registros do século XVII, em que os inventários florestais eram utilizados para determinar o estoque de madeira na Europa (ASSMAN, 1970).

Os primeiros levantamentos florestais na Amazônia brasileira, denominados “Secção de Inventários da Missão Florestal da FAO na Amazônia”, foram realizados a partir de 1953 em dez microrregiões do estado do Pará, duas do estado do Amazonas e uma do Amapá (IORIS, 2008). A partir da década de 60, os inventários florestais foram impulsionados com a formação dos primeiros cursos de engenharia florestal, o incentivo de programas governamentais e as novas legislações ambientais.

Existem diversas classificações na literatura quanto aos tipos de inventário florestal. Soares et al. (2011) os classificam os inventários de acordo com seus objetivos, como: inventário pré-corte, realizado antes da exploração e com alta intensidade amostral; inventário florestal convencional, que tem como objetivos conhecer o estoque de volume de madeira; inventário florestal contínuo, utilizado para monitorar as mudanças ocorridas na floresta durante um período de tempo; inventário para planos de manejo, que chegam a

estimativas por classe de diâmetro, por espécie, caracterizado pelo alto grau de detalhamento; e inventário de sobrevivência, que objetiva verificar o percentual de falhas/sobrevivência após o plantio florestal.

Quanto aos objetivos, Péllico Netto e Brena (1997) classificam os inventários florestais em dois tipos: os de cunho tático, que visam atender uma demanda técnica específica de uma empresa ou propriedade florestal e os de cunho estratégico, feitos para auxiliar o poder público na formulação de políticas florestais e no planejamento e administração das florestas.

O IBGE (2012) apresenta uma classificação baseada na escala e no nível de detalhamento do inventário, agrupando-os em três tipos: reconhecimento, semidetalhado e pré-exploratório. O inventário de reconhecimento, com escalas entre 1:250000 até 1:1000000, produz informações gerais sobre a floresta com a finalidade de indicar se há vocação florestal ou algum potencial de uso dos recursos presentes. A intensidade amostral é baixa e a expectativa para o erro na estimativa dos parâmetros quantitativos varia em torno de 20%. O semidetalhado, realizado com base nos resultados do inventário florestal de reconhecimento, que pressupõe fornecer estimativas mais confiáveis sobre a população florestal estudada e os resultados permitem definir áreas para a exploração florestal. A escala utilizada situa-se, na maioria dos casos, na faixa de 1:50000 até 1:100000. O inventário pré-exploratório, também conhecido como inventário de 100% de intensidade ou de detalhe, fornece os valores verdadeiros da população pela medição de todos os indivíduos existentes na área demarcada, considerando os critérios de inclusão predefinidos. Apesar de não haver erro amostral no inventário a 100% de intensidade, os principais cuidados estão relacionados com os erros de medição.

Quanto à forma de coleta de dados, os inventários podem ser por amostragem ou censo. O censo florestal, ou inventário 100%, é indicado para pequenas áreas florestadas ou áreas com pequeno número de indivíduos, uma vez que o levantamento de grandes áreas florestais é uma atividade onerosa. Ainda assim, a Instrução Normativa nº 4, de 4 de março de 2002, do IBAMA, tornou o censo uma atividade obrigatória para a aprovação de planos de manejo. Encarecendo a princípio o manejo florestal sustentável, essa IN propiciou melhorias no planejamento e na exploração florestal. Holmes et al. (2002) compararam a exploração convencional, que não fazia uso do censo florestal, com o sistema de exploração de impacto reduzido (EIR) e comprovou a superioridade da exploração baseada no censo. Com o custo operacional 39% menor e renda líquida 19% maior, os autores concluíram sobre a

superioridade da EIR quando comparada com a exploração florestal convencional. Cavalcanti et al. (2010) mostram como benefício da execução do censo a quantidade de informações disponibilizadas por esse levantamento, viabilizando o uso múltiplo e integrado dos recursos florestais.

Os processos de amostragem referem-se à abordagem da população sobre um conjunto de unidades amostrais, podendo ser de forma aleatória, sistemática ou mista (PÉLLICO NETO; BRENA, 1997). A partir desses arranjos, existem os processos de amostragem mais utilizados nos inventários florestais: Amostragem Aleatória Simples, Amostragem Estratificada, Amostragem Sistemática, Amostragem em Dois Estágios, Amostragem em Conglomerados, Amostragem com Múltiplos Inícios Aleatórios e Amostragem em ocasiões sucessivas (SANQUETTA et al., 2006).

A eficiência de uma amostragem está relacionada ao método empregado (MATOS, 2012), e a sua escolha deve ser baseada na necessidade e situações encontradas em campo (VANCLAY, 1992). Nakajima (1998) destaca que a eficiência dos diferentes métodos de amostragem varia de acordo com o tipo florestal e com as condições encontradas. Cada forma de amostragem tem suas características e indicações específicas.

Em relação à abordagem da população no tempo, Sanquetta et al. (2006) classificam os inventários em uma ocasião ou temporários, realizado apenas uma vez, e em múltiplas ocasiões ou contínuos, realizado mais de uma vez, os quais mantêm a estrutura física da unidade amostral para outras medições.

Os inventários florestais temporários são eficientes para o manejador conhecer as condições atuais da floresta e podem estimar o crescimento da floresta. Entretanto, o meio mais efetivo de obtê-lo é pelo inventário florestal contínuo, em parcelas permanentes (SILVA et al., 2005).

### 3.1.1. Inventário florestal e manejo de florestas inequiâneas na Amazônia

O manejo florestal demanda grande quantidade de informação para a sua execução. A produção contínua e sustentável de produtos oriundos da floresta só é possível quando a exploração é vinculada à capacidade produtiva e às taxas de crescimento da floresta. O manejo pode ser compreendido como a administração dos recursos florestais, sendo necessário, para alcançar uma boa administração, coletar, analisar e interpretar as variáveis dendrométricas, ambientais, sociais e econômicas, além de estabelecer metas e ações para

atingir os resultados esperados (QUEIROZ, 2012). Ele ressalta a importância do inventário florestal para dar o suporte técnico e científico necessário ao silvicultor para alcançar tais metas e resultados.

O sucesso da atividade florestal depende da existência de um plano que defina com clareza os objetivos e os meios para alcançá-los. A complexa diversidade florística das florestas tropicais na Amazônia, bem como os longos períodos que envolvem o manejo, reforça a relevância do planejamento do manejo florestal.

Para as florestas naturais, Péllico Netto e Brena (1997) afirmam que os inventários florestais devem ser vistos de forma mais ampla quando inseridos no manejo florestal, servindo como base para a formulação de políticas de uso da terra e de avaliações dos problemas ambientais decorrentes de intervenções na estrutura da floresta.

Segundo Queiroz (2012), os componentes obrigatórios que devem ser considerados no planejamento de inventários florestais direcionados a elaboração de planos de manejo sustentável são:

- a) Componentes ecológicos: informações referentes às associações entre as espécies e entre os indivíduos de uma mesma espécie, responsáveis pela dinâmica de crescimento e pela sucessão vegetal. Essas informações podem ser analisadas por meio dos índices fitossociológicos em que relacionam a importância das espécies na área em estudo. O Índice de Valor de Importância das espécies (IVI) é, atualmente, a forma de interpretar o componente ecológico.
- b) Componentes florísticos: referem-se à composição florística da área sob estudo. O inventário deverá ser dimensionado com o intuito de registrar todas as espécies existentes na floresta em análise. Em uma amostragem ideal, se aumentarmos a intensidade amostral, a probabilidade de ocorrer novas espécies é praticamente nula.
- c) Componentes dasométricos: explicam as relações existentes entre as variáveis dendrométricas, em que, por meio da teoria da regressão, são obtidas diversas equações.
- d) Componentes de estocagem: o número de indivíduos por espécie e por classe diamétrica obtidos pelo inventário florestal. Informa o estoque de árvores nas diversas classes de diâmetro. Assim, é possível verificar se a quantidade de árvores comerciais remanescente será suficiente para garantir a perpetuação das espécies, incluindo as árvores matrizes de sementes.

- e) Componentes qualitativos: relativos às características qualitativas dos fustes das árvores, como a forma, tortuosidade, sanidade, entre outras.

### 3.1.2. Teoria da amostragem

A obtenção de informações da floresta para grandes áreas é comumente realizada por meio de amostragem, reduzindo o custo e usando de estatísticas eficientes para produzir estimativas de variáveis pré-definidas. Na Amazônia, os inventários florestais estão intrinsecamente ligados à teoria da amostragem, devido às grandes extensões de florestas e o curto espaço de tempo disponível para se amostrar a área pré-especificada (PÉLLICO NETO; BRENA, 1997).

O uso da amostragem representativa foi sugerido primeiramente pelo norueguês A. N. Kiaer, no final do século 19, mas somente em 1925 a ideia começou a ser aceita (BELLHOUSE, 1988). A princípio, as amostragens eram feitas seletivamente. A amostragem casual foi introduzida na pesquisa de A. L. Bowley, em 1912. Neyman apresentou em 1934 o primeiro trabalho estatístico preciso sobre a teoria da amostragem, apresentando a estimativa do intervalo de confiança da amostra aplicado independentemente das propriedades da população (KANGAS; MALTAMO, 2006).

Os primeiros trabalhos com a teoria de amostragem em florestas tropicais surgiram no início do século 20, no Sudeste Asiático. No Brasil, os estudos tiveram início com a formação dos primeiros engenheiros florestais no país e com os primeiros levantamentos de recursos florestais nas regiões Norte e Sul do país, a partir de 1958.

Nas últimas décadas, com a evolução na teoria da amostragem, a medição de apenas parte da população é suficiente para inferir sobre o todo, com a precisão desejada, menor custo, curto espaço de tempo e com possibilidade de confiança fixada (PÉLLICO NETO; BRENA, 1997).

A teoria da amostragem consiste no estudo das relações existentes entre uma população e as amostras dela extraídas. Dentro da teoria, alguns conceitos são importantes para sua melhor compreensão. Alguns desses conceitos serão abordados em seguida:

- População é o conjunto de indivíduos da mesma espécie ou que compartilham algum atributo chamado variável. Podemos selecionar uma população florestal pelo tipo de floresta a ser inventariada, como nativa ou plantada, por exemplo, ou pelas características da floresta que serão contempladas no inventário florestal, como o diâmetro na altura de

1,30 m do solo (DAP), altura, área basal, volume, incremento, idade, etc. A população no sentido estatístico, segundo Loetsch et al. (1973), apresenta duas características essenciais: os indivíduos da população são de mesma natureza e os indivíduos da população diferem com respeito a uma característica típica, ou atributo chamado variável. A população, diante de uma abordagem na qual a teoria de amostragem está baseada, pode ser infinita ou finita. Sendo finita, o último elemento da população é conhecido e usa-se um fator de correção para obter as estimativas. Para populações infinitas, ou seja, quando o número de unidades amostradas é inferior a 5% do total de unidades amostrais da população, não há necessidade de aplicar o fator de correção (QUEIROZ, 2012).

- Amostra é uma parte da população que é estudada com intuito de fazer inferências sobre a população. Uma amostra é dita representativa da população quando, a partir de sua análise, podem-se obter conclusões confiáveis a seu respeito (PINHEIRO et al., 2009). As amostras devem ser selecionadas de modo que permitam a aplicação de cálculos de probabilidades.
- Unidades de amostra, ou unidades amostrais, são os locais em que serão avaliadas as características qualitativas e quantitativas sobre determinado aspecto de uma população. Em termos florestais, são comumente chamadas de parcelas. O processo de distribuição e seleção das unidades amostrais variará de acordo com as características da população estudada. Florestas heterogêneas necessitam de maior cautela nesses processos para não tornar a amostra pouco representativa. A lista com todas as unidades de amostra que compõem a população é chamada de “Quadro de amostra” (SOARES et al., 2011) ou simplesmente “Amostra” (PÉLLICO NETO; BRENA, 1997).
- Os parâmetros, ou características de uma população, são os valores ou constantes que descrevem uma característica da população, constituindo-se o principal objetivo de qualquer processo de amostragem. O parâmetro é obtido a partir da medição de todos os indivíduos de uma população. O valor estimado de um parâmetro é chamado de estimativa, que visa ser o mais próximo do valor real de um parâmetro populacional. Nos levantamentos por amostragem, comumente, há a necessidade de se obter a estimativa da relação entre duas variáveis aleatórias  $y$  e  $x$  correlacionadas para cada unidade amostral ou associadas por medidas obtidas em ocasiões diferentes (QUEIROZ, 2012). Essas estimativas podem ser obtidas por razão ou por regressão. Queiroz (2012) define os parâmetros populacionais, os estimadores e quando deve-se utilizar as estimativas por razão ou por regressão.

- Estimadores são as fórmulas ou regras utilizadas para condensar as informações obtidas na amostragem em um valor, a estimativa. Os estimadores são estatísticas e, sendo assim, são variáveis aleatórias, pois assumem valores diferentes dependendo da amostra. Os estimadores são representados de forma genérica pela letra teta com um acento circunflexo ( $\hat{\theta}$ ).
- O erro amostral é decorrente da não medição de toda a população. Ele pode ser medido e avaliado e, dependendo do processo de amostragem utilizado, há possibilidade de aumentá-lo ou diminuí-lo. Não se trata de falha, engano ou má qualidade do estudo, e sim a diferença entre a média paramétrica e a média estimada pela amostragem (SANQUETA et al., 2006). O aumento da intensidade amostral tende a diminuir esse erro até o ponto que se torna zero com o inventário 100%. Segundo Shiver e Borders (1996 apud Soares et al., 2011, p. 139)<sup>1</sup>, existem três fatores que podem aumentar a probabilidade de ocorrer erros de amostragem: o método de seleção das unidades amostrais, a variabilidade das unidades de amostra dentro da população e o tamanho da amostra.
- O erro não amostral tem origem em falhas que não provém do processo de amostragem. Esses erros podem contribuir significativamente para o erro de estimativa de um inventário e não há como dimensioná-los. Soares et al. (2011) classificam o erro não amostral em dois tipos gerais: erros de medição, de ocorrência casual; e erros consistentes, causando tendência “bias”. Segundo os autores, quando os erros de medição ocorrem casualmente, sua média tende a zero. Entretanto, se a média for diferente de zero, cria-se uma tendência, ocasionando erros sistemáticos nas estimativas ou viés (“bias” em inglês). Observamos viés quando algumas unidades amostrais ganham maior ou menor representatividade na amostra do que na população, podendo ser corrigido observando a alocação dessas na população.
- A precisão refere-se à distribuição dos valores amostrais em torno da sua própria média e está relacionada, entre outros fatores, com o tamanho da amostra, com a variabilidade da população e com o delineamento amostral adotado (SOARES et al., 2011). Quando a média for tendenciosa, o valor não poderá ser o verdadeiro (HUSCH et al., 1972). A precisão de um inventário florestal é indicada pelo erro padrão da estimativa, sem considerar a magnitude dos erros não-amostrais (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997).

---

<sup>1</sup> SHIVER, B. D.; BORDERS, B. E. **Sampling techniques for forest resource inventory**. 1ed. New York: John Wiley e Sons, Inc., 1996. 356 p.

- A exatidão expressa o grau de proximidade do valor estimado com o valor paramétrico da população (HUSCH et al., 1972). Obter a exatidão de uma estimativa nos inventários florestais requer a redução dos erros de tendência visando o máximo de precisão requerida (SOARES et al., 2011).

### **3.2. Amostragem em múltiplas ocasiões**

Péllico Neto e Brena (1997) definem este tipo de amostragem como o monitoramento de uma população florestal, por meio de inventários em diferentes ocasiões, com a finalidade de obter dados sobre a evolução florestal através do tempo.

O monitoramento é definido como a observação de uma variável desejada, visando verificar suas modificações ao longo do tempo (PAIVINEN et al., 1994). As modificações ocorridas na floresta no tempo, como crescimento, mortalidade e ingresso, quando necessitam ser monitoradas, são fundamentais a realização do inventário florestal em distintos momentos temporais para o registro de mudanças (SANQUETTA et al., 2006). Esse registro é uma ferramenta importante para o silvicultor planejar a utilização sustentável da floresta.

Com os inventários sucessivos é possível avaliar o processo de evolução e de recomposição das características qualitativas e quantitativas da floresta, conhecendo-se, por exemplo, a dinâmica do crescimento de uma floresta pós-exploração madeireira ou ainda definir os intervalos ideais de colheita dos produtos da floresta sob manejo sustentável (QUEIROZ, 2012).

No Brasil, os inventários contínuos são realizados anualmente em florestas plantadas e a cada dois, três ou cinco anos em florestas naturais. Entretanto, o período de tempo entre as medições sucessivas está relacionado com a taxa de crescimento da floresta e com o custo para realização do inventário (SOARES et al., 2011), além do objetivo principal do monitoramento.

A Organização das Nações Unidas para Agricultura e Alimentação (FAO, 1974), corroborando Husch et al. (1972), define os seguintes objetivos para o IFC:

- 1) Estimar as características da floresta na época do primeiro inventário;
- 2) Fazer o mesmo na época do segundo inventário; e
- 3) Estimar as mudanças ocorridas na floresta durante o período compreendido entre os dois inventários.

Scolforo et al. (1981) destacam que a questão essencial para a realização de um inventário feito em duas ou mais ocasiões é determinar a melhor opção: emprego exclusivo de unidades permanentes, com maior custo de locação na primeira ocasião; uso de unidades de amostra temporárias e independentes, de custo inferior em qualquer ocasião ou o uso combinado de unidades temporárias e permanentes.

Para Bickford (1956), Cunia e Chevrou (1969), FAO (1974) e Husch et al. (1971) são quatro os processos básicos de se combinar as unidades amostrais permanentes e temporárias em inventários florestais sucessivos:

- a) Inventários independentes – uma amostra completamente nova pode ser estruturada para a floresta por ocasião de cada inventário. As unidades amostrais são todas temporárias e tomadas independentemente em cada ocasião. Os estimadores e precisão para esse tipo de amostragem são obtidos por meio do processo de Amostragem Aleatório Simples (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997).
- b) Amostragem com repetição total das unidades amostrais (ART) – as unidades amostrais tomadas na primeira ocasião são todas remedidas na segunda ocasião e em todas as ocasiões seguintes. Esse processo também é conhecido como parcelas permanentes ou Inventário Florestal Contínuo (IFC). Nessa amostragem existe correlação entre os valores obtidos nas duas amostragens. Esta metodologia enquadra-se no grupo de experimentos com medidas repetidas, na classe dos levantamentos longitudinais (QUEIROZ, 2012). As estimativas das médias, totais e erros padrões de cada inventário são determinados como o caso de dois inventários separados. O crescimento e mudança da floresta são estimados por meio da diferença entre as médias dos inventários em cada ocasião (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997).
- c) Dupla amostragem (DA) – na segunda ocasião apenas uma parte das unidades amostrais é remedida, ou seja, a segunda ocasião é uma subamostra da primeira ocasião. Esse processo é recomendado quando os recursos financeiros são escassos ou há limitação de tempo e mão-de-obra para realizar as medições. Normalmente, toma-se uma grande amostragem na primeira ocasião, visando estimar com maior precisão o total da população ou a média da variável resposta. Já na segunda ocasião, apenas parte das unidades amostrais é remedida, sendo possível estabelecer uma correlação entre as variáveis medidas nas duas ocasiões e

propiciar estimativas para a segunda ocasião reduzindo os custos de amostragem para uma precisão fixada (PÉLLICO NETO; BRENA, 1997).

- d) Amostragem com substituição parcial (ASP) – parte das unidades amostrais medidas na primeira ocasião é remeida em uma segunda ocasião e a outra parte é substituída por novas unidades na amostra.

Desses quatro tipos de inventários florestais sucessivos, há recomendações para o uso da amostragem com substituição parcial (FAO, 1974; RIBEIRO, 1978; BRENA, 1979; LIMA, 2010).

Brena (1979) verificou que para a estimativa da média volumétrica na primeira e na segunda ocasião para os povoamentos de *Eucalyptus* sp. estudados na região de Lençóis Paulistas, São Paulo, a amostragem com substituição parcial foi estatisticamente mais eficiente quando comparada aos métodos de inventários sucessivos independentes, com repetição total das unidades amostrais (IFC) e com dupla amostragem. Para a estimativa do crescimento, o IFC mostrou resultado superior a ASP. O autor indica o menor custo da ASP devido a sua eficiência ser, no mínimo, 47% superior aos demais métodos, necessitando de uma intensidade amostral menor para obter a mesma precisão.

Analisando a eficiência dos métodos de inventário sucessivo, Bickford (1963) afirma que, para o volume corrente, amostras independentes são mais eficientes do que amostras fixas quando são tomados números iguais de parcelas, pois parcelas remeidas custam mais. São também mais eficientes que a amostragem com substituição parcial quando a correlação é inferior a 0,5 e o custo de remedição de parcelas permanentes é duas vezes maior que o custo de medição de parcelas temporárias. Para as estimativas de crescimento periódico, a amostra fixa mostrou-se mais eficiente. A amostragem com substituição parcial só será a melhor para estimar o volume corrente e o crescimento periódico quando a correlação for alta e os custos das parcelas remeidas levemente mais altos que o custo de unidades amostrais novas.

Em povoamentos de *Eucalyptus* sp. estratificados pela krigagem geoestatística, Kanegae Júnior (2004) avaliou a precisão da amostragem com repetição total em relação à amostragem com substituição parcial em três regiões do estado de São Paulo. Os resultados mostraram que a amostragem com substituição parcial pode ser superior a com repetição total em até 32%, para povoamentos estratificados acima de 280 hectares ou com um mínimo de 25 unidades amostrais. Abaixo desse valor, há dificuldades de obter um mínimo de unidades amostrais permanentes para aplicar a amostragem com substituição parcial. O aumento da

idade dos povoamentos aumentou a eficiência da amostragem com substituição parcial por haver maior correlação entre as medições.

Lima (2010), em uma proposta de um sistema de IFC para a Amazônia, comparou os diferentes processos de inventário em mais de uma ocasião para diversos sítios florestais no estado do Amazonas. O autor sugere a combinação de unidades amostrais temporárias com permanentes mediante a amostragem com substituição parcial, pois aumenta o tamanho da amostra e diminui o tempo e custo.

Avaliando diferentes processos de amostragem em ocasiões sucessivas em uma Floresta Estacional Semidecidual, sendo eles: amostragem independente, amostragem com repetição total, amostragem com substituição parcial, dupla amostragem e dupla amostragem com adição, Matos (2012) observou que as médias para a variável diâmetro à altura de 1,30 m do solo (cm), área basal ( $m^2ha^{-1}$ ) e volume ( $m^3ha^{-1}$ ) não diferiram entre si ( $p>0,05$ ). O autor concluiu que a amostragem com substituição parcial, com repetição total e dupla amostragem são apropriadas para estudos de dinâmica. No entanto, a amostragem independente não foi adequada.

Na TABELA 1 são definidas as notações utilizadas para exprimir as variáveis envolvidas nos cálculos para obtenção da estimativa do volume corrente na primeira e segunda ocasião, as estimativas das mudanças ocorridas na população florestal entre os dois períodos específicos, e as estimativas das respectivas medidas de precisão, de acordo com Péllico Netto e Brena (1997) e Queiroz (2012).

TABELA 1 – NOTAÇÕES UTILIZADAS PARA EXPRESSAR AS VARIÁVEIS DOS DOIS PROCESSOS DE INVENTÁRIO EM OCASIÕES SUCESSIVAS

Variável	Descrição
<b>m</b>	Unidades de amostra permanentes, lançadas na 1ª ocasião e remeidas nas ocasiões subsequentes, presente no processo de ART e ASP;
<b>k</b>	Unidades de amostra temporárias, lançadas independentemente na 1ª ocasião, adotada no processo de ASP;
<b>u</b>	Unidades de amostra permanentes, lançadas independentemente na 1ª ocasião, adotada no processo de ART;
<b>n</b>	Unidades de amostra temporárias novas e independentes, lançadas na 2ª ocasião, presente no processo de ASP; No processo de ART, essas unidades amostrais são permanentes, ou seja, $n = u$ .
<b>N<sub>1</sub></b>	Número total de unidades amostrais na população estudada na 1ª ocasião;
<b>n<sub>1</sub></b>	Número total de unidades amostrais medidas na 1ª ocasião;
<b>N<sub>2</sub></b>	Intensidade de amostragem total na segunda ocasião;
<b>n<sub>2</sub></b>	Número total de unidades amostrais medidas na 2ª ocasião;
<b>X<sub>mj</sub></b>	Volume na 1ª ocasião na j-ésima unidade amostral permanente;
<b>Y<sub>mj</sub></b>	Volume na 2ª ocasião na mesma j-ésima unidade amostral permanente;
<b>X<sub>kt</sub></b>	Volume da 1ª ocasião na i-ésima unidade amostral temporária ( $i = 1, 2, 3, \dots, k$ ) - ASP;

...continua...

TABELA 1 - CONTINUAÇÃO

$Y_{nh}$	Volume na 2ª ocasião na unidade amostral h-ésima das novas, em que (h = 1, 2, 3, ..., n);
$X_{ui}$	Volume da 1ª ocasião na i-ésima unidade amostral temporária (i = 1, 2, 3, ..., k) - ART;
$\bar{x}_k$	Estimativa sem tendência da média populacional para subamostra k ( $\bar{X}_k$ ) - ASP;
$\bar{x}_m$	Estimativa sem tendência da média populacional para subamostra m para a 1ª ocasião ( $\bar{X}_m$ ) - ASP;
$\bar{y}_m$	Estimativa sem tendência da média populacional para subamostra m para a 2ª ocasião ( $\bar{Y}_m$ ) - ASP;
$\bar{x}_u$	Estimativa sem tendência da média populacional para a 1ª ocasião ( $\bar{X}_u$ ) - ART;
$\bar{y}_n$	Estimativa sem tendência da média populacional para a 2ª ocasião ( $\bar{Y}_n$ ) - ART. Para ASP, representa a estimativa sem tendência da média populacional para a subamostra n ( $\bar{Y}_n$ );
$\bar{d}_m$	Estimativa sem tendência da média da diferença entre as duas ocasiões ( $\bar{D}_m$ ) - ART;
$x$	Volume da unidade amostral para a 1ª ocasião;
$y$	Volume da unidade amostral para a 2ª ocasião;
$\bar{X}$	Média simples do volume da 1ª ocasião;
$\bar{Y}$	Média simples do volume da 2ª ocasião;
$s_{x_u}^2$	Estimativa sem tendência da variância populacional para a 1ª ocasião ( $S_{x_u}^2$ ) - ART;
$s_{y_n}^2$	Estimativa sem tendência da variância populacional para a 2ª ocasião ( $S_{y_n}^2$ ) - ART
$s_{\bar{d}_m}^2$	Estimativa sem tendência da variância da média para o crescimento - ART;
$s_{xy}$	Covariância entre as duas ocasiões - ART;
$\beta_{xy}$	Coefficiente de regressão linear de X sobre Y;
$\rho$	Coefficiente de correlação da população entre os volumes das unidades amostrais permanentes medidas nas duas ocasiões;
$\beta_{yx}$	Coefficiente de regressão linear de Y sobre X;
$\hat{V}_k(x)$	Estimativa da variância não ASP da primeira ocasião para a subamostra k;
$\hat{V}_m(x)$	Estimativa da variância não ASP da primeira ocasião para a subamostra m;
$\hat{V}_{k+m}(x)$	Estimativa da variância não ASP da primeira ocasião para as subamostras k + m;
$\hat{V}_m(y)$	Estimativa da variância não ASP da segunda ocasião para a subamostra m;
$\hat{V}_n(y)$	Estimativa da variância não ASP da segunda ocasião para a subamostra n;
$\hat{V}_{m+n}(y)$	Estimativa da variância não ASP da segunda ocasião para as subamostras n + m;
$\hat{V}_m(x, y)$	Estimativa da variância não ASP do incremento para a subamostra m;
$\hat{\mu}_x$	Estimativa sem tendência para o volume na 1ª ocasião - ASP;
$\hat{V}(\hat{\mu}_x)$	Estimativa sem tendência da variância populacional para a 1ª ocasião - ASP;
$\hat{V}(\hat{\mu}_x)$	Estimativa sem tendência da variância da média para a 1ª ocasião - ASP;
$\hat{\mu}_y$	Estimativa sem tendência para o volume na 2ª ocasião - ASP;
$\hat{V}(\hat{\mu}_y)$	Estimativa sem tendência da variância populacional para a 2ª ocasião - ASP;
$\hat{V}(\hat{\mu}_y)$	Estimativa sem tendência da variância da média para a 2ª ocasião - ASP;
$\hat{\mu}_d$	Estimativa sem tendência da média da diferença entre as duas ocasiões - ASP;
$\hat{V}(\hat{\mu}_d)$	Estimativa sem tendência da variância da média para a diferença entre as duas ocasiões - ASP.

### 3.2.1. Amostragem em ocasiões sucessivas com substituição parcial das unidades de amostra

O método de amostragem com substituição parcial abrange, em sua estrutura, todos os outros três processos de amostragem sucessiva (CUNIA; CHEVROU, 1969), supondo que há três grupos de unidades amostrais em inventários sucessivos, são eles:

- 1) Unidades permanentes (m) são unidades amostrais medidas nas duas ocasiões.
- 2) Unidades temporárias (k), unidades amostrais medidas somente na primeira ocasião.
- 3) Unidades novas (n), unidades amostrais medidas somente na segunda ocasião, que poderão se transformar em unidades permanentes em relação à terceira ocasião.

Supondo-se que o primeiro grupo de unidades amostrais seja vazio, ou seja, não há unidades permanentes, então a amostragem com substituição parcial limita-se a inventários independentes. Igualmente, quando o número de unidades no segundo e terceiro grupos são iguais a zero, observa-se o caso de amostragem com repetição total das unidades amostrais. Quando não há novas unidades amostrais mensuradas na segunda ocasião, a amostragem com substituição parcial reduz-se ao processo conhecido como dupla amostragem (RIBEIRO, 1978; WARE; CUNIA, 1962). Dessa forma, a amostragem com substituição parcial pode ser considerado como o processo geral de amostragem de populações em ocasiões sucessivas (CUNIA; CHEVROU, 1969).

Nesse processo, são consideradas três subamostras aleatórias de tamanho  $k$ ,  $m$  e  $n$ , estatisticamente independentes. O processo considera  $x$  uma característica que representa o volume de madeira na primeira ocasião e  $y$  representando o volume de madeira na segunda ocasião, concluindo que na subamostra  $k$  apenas a característica  $x$  é mensurada, na subamostra  $n$  apenas a característica  $y$  é medida e na subamostra  $m$  as características  $x$  e  $y$  são mensuradas (QUEIROZ, 2012).

A primeira menção à amostragem com substituição parcial foi feita por Jessen (1942), aplicando a metodologia para problemas de natureza agrícola. Em 1956, Bickford propôs a aplicação do processo básico de amostragem com substituição parcial nos inventários florestais e mostrou suas vantagens (WARE; CUNIA, 1962). Desenvolvida por Patterson (1950 apud SCOTT, 1998, p. 229)<sup>2</sup>, o processo foi descrito de forma detalhada por Ware e Cunia (1962), considerando a relação que une duas medições sucessivas por meio das parcelas permanentes como uma função linear simples. Cunia e Chevrou (1969) ampliaram a teoria do processo de amostragem com substituição parcial para cobrir inventários com mais de duas ocasiões. Newton et al. (1974) afirma que as correlações entre as mesmas unidades amostrais em mais de duas ocasiões seria o produtório dos pares de correlações individuais das medições consecutivas.

---

<sup>2</sup> PATTERSON, H. D. Sampling on successive occasions with partial replacement of units. **Journal of the Royal Statistical Society B**, London, v. 12, p. 241-255, 1950.

Na FIGURA 1 estão apresentados os grupos de unidades amostrais no processo de ASP com três ocasiões. A partir de uma intensidade amostral planejada para a primeira ocasião ( $n_1$ ), deve-se determinar o número de unidades amostrais que serão remedidas na segunda ocasião ( $n_{12}$ ), o número de unidades amostrais novas na segunda ocasião ( $n_2$ ) e na terceira ocasião ( $n_3$ ), o número de unidades amostrais que serão remedidas na terceira ocasião que foram medidas apenas na segunda ocasião ( $n_{23}$ ) e as que foram na primeira e segunda ocasião ( $n_{123}$ ).

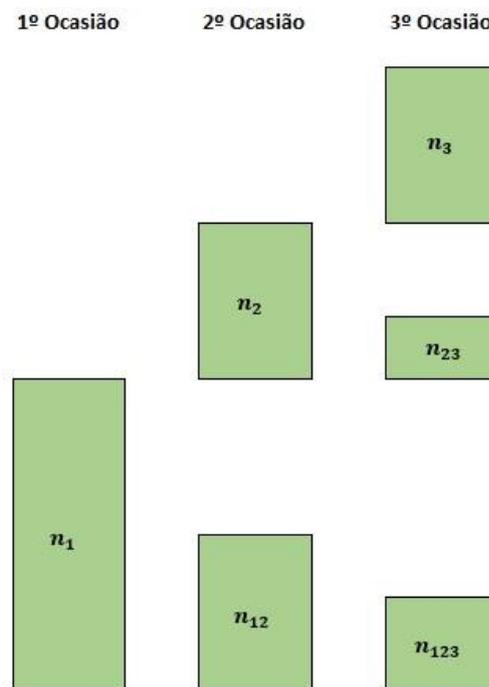


FIGURA 1 - DIFERENTES AGRUPAMENTOS DE UNIDADES AMOSTRAIS NA AMOSTRAGEM COM SUBSTITUIÇÃO PARCIAL EM TRÊS OCASIÕES.

As diversas aplicações para amostragem com substituição parcial foram mencionadas por Cunia (1976). Ele afirma que, se temos duas variáveis de alto custo para obtenção, mas são essenciais suas estimativas, pode ser mais eficiente a utilização da amostragem com substituição parcial, ao invés de uma única amostragem na qual todos os elementos são medidos para as duas variáveis. O mesmo autor comenta que a exigência de precisão pode mudar de uma ocasião para outra, bem como a estratificação utilizada ou o tipo de medição das árvores, o que poderá ser corrigido e adaptado para as necessidades e condições atuais. Nesse contexto, Ware e Cunia (1962) salientam que qualquer fracasso obtido na amostra inicial, no que se refere à representatividade da população, pode ser parcialmente compensada pela introdução de novas unidades amostrais na segunda ocasião.

Com intuito de aperfeiçoar a metodologia, Frayer (1966) indicou o uso do método da estimativa dos mínimos quadrados ponderados quando as variâncias da primeira e segunda ocasião não forem homogêneas.

Cunia (1965) afirma que a grande vantagem desse método é utilizar estimativas nas duas ocasiões de unidades amostrais que não foram mensuradas. Seus valores são obtidos por regressão linear simples aplicada às unidades amostrais permanentes, devido à forte correlação que há entre os volumes da primeira e segunda ocasião. Portanto, as estimativas do volume, bem como da mudança ou crescimento, são obtidas com a totalidade da mudança ou crescimento, ou seja,  $k + m + n$ , ao invés de somente  $k + m$  para a primeira ocasião,  $m + n$  para a segunda e apenas  $m$  para o crescimento ou mudança.

A amostragem com substituição parcial também é eficiente na estimativa de características de áreas, bem como na mudança dessas características com o tempo (BICKFORD et al., 1963).

A superioridade da amostragem com substituição parcial sobre os demais métodos nas estimativas dos volumes médios da primeira e segunda ocasião foram comprovadas por Ribeiro (1978), em seu trabalho em floresta de *Pinus* sp., considerando que a melhor estimativa do crescimento é obtida por meio do IFC. Em igualdade de intensidade amostral e de custos para unidades amostrais permanentes e temporárias, o autor concluiu que a eficiência relativa é função da correlação entre as unidades amostrais remedidas e da proporção dessas no inventário.

Para a análise do crescimento periódico, Brena (1979) afirma que a amostra fixa é mais eficiente, pois os outros métodos coletam dados que não são usados. Assim, as amostras independentes assumem a menor eficiência. Entretanto, quando as médias ponderadas do volume são obtidas para as duas ocasiões, e o crescimento periódico estimado pela diferença dessas médias, a amostragem com substituição parcial é mais eficiente. Segundo o autor, para as três estimativas principais de um inventário sucessivo em duas ocasiões, ou seja, a média da variável para a primeira ocasião, a média da variável para a segunda ocasião e a diferença entre as duas ocasiões, a amostragem com substituição parcial estima o estoque da primeira e da segunda ocasião com o menor custo para a mesma precisão requerida. A versatilidade do processo também é destacada diante da eventual exigência de uma maior precisão nas estimativas ou devido a perda de unidades amostrais no campo, podendo contornar essas situações tomando-se outras unidades amostrais novas ( $n$ ).

Comparando os procedimentos de inventários florestais repetidos em povoamentos de *Eucalyptus* spp. em Bom Despacho, Minas Gerais, Scolforo et al. (1981) encontraram um menor custo para a mesma intensidade amostral da amostragem com substituição parcial comparada à amostragem com repetição total e maior quando comparado a dupla amostragem. No entanto, a ASP apresentou estimativas das médias com precisão inferior à dos outros procedimentos comparados. A ART, seguido da DA, apresentou as menores variâncias e erros-padrões estimados nos três períodos de medição estudados.

Bokalo et al. (1996) simulou dados de unidades amostrais para testar um modelo modificado da amostragem com substituição parcial com objetivo de fazer projeções sobre o crescimento da floresta. Atendendo aos mesmos pressupostos da amostragem com substituição parcial, o modelo modificado melhorou a precisão dos estimadores de volume e crescimento sobre a estimativa do modelo original.

### 3.2.1.1. Estimadores para a amostragem com substituição parcial

Este tópico visa demonstrar de maneira simplificada as fórmulas estatísticas aplicadas na amostragem com substituição parcial. No presente trabalho, seguiu-se a sequência lógica e as notações utilizadas em Queiroz (2012).

A princípio, quando se planeja um inventário florestal contínuo, comumente interessam as estimativas em  $\text{m}^3\text{ha}^{-1}$  do volume médio verdadeiro da primeira ocasião, do volume médio verdadeiro da segunda ocasião e a mudança real em volume entre as ocasiões mensuradas.

Para alcançar esses objetivos, deve-se definir a amostragem e as subamostras, em que:

1º) unidades amostrais permanentes (m), escolhidas aleatoriamente de uma população normal, infinita, das quais são obtidos os valores de volume  $x_{mj}$  na primeira ocasião e  $y_{mj}$  na segunda ocasião.

Para as unidades amostrais permanentes é possível fazer uma relação entre os valores mensurados na primeira ocasião e na segunda ocasião, já que são características obtidas das mesmas parcelas.

2º) unidades amostrais temporárias (k), escolhidas aleatoriamente entre as unidades amostrais totais da primeira ocasião, das quais são obtidos os valores de volume da primeira ocasião

( $x_{ki}$ ). O somatório das unidades  $k$  e  $m$  totalizam as unidades amostrais mensuradas na primeira ocasião:  $k+m = n_1$ .

3º) unidades amostrais novas ( $n$ ), selecionadas aleatoriamente e independentes das unidades amostrais totais da segunda ocasião. Essas unidades amostrais substituem as temporárias na primeira ocasião e o somatório dessas com as permanentes resultam no total de unidades amostrais mensuradas na segunda ocasião:  $m + n = n_2$ .

Dessa forma, têm-se quatro subamostragens, duas na primeira ocasião e duas na segunda ocasião, conforme o QUADRO 1.

QUADRO 1 - UNIDADES AMOSTRAIS NO PROCESSO DA AMOSTRAGEM COM SUBSTITUIÇÃO PARCIAL

Subamostragem	Tipos de unidade amostral	Média	Variância da população
<b>Primeira ocasião</b>			
Temporárias	$X_{k1}, X_{k2}, X_{k3}, \dots, X_{ki}, \dots, X_{kk}$ .	$\bar{x}_k$	$\hat{V}_k x$
Permanentes	$X_{m1}, X_{m2}, X_{m3}, \dots, X_{mi}, \dots, X_{mm}$ .	$\bar{x}_m$	$\hat{V}_m x$
<b>Segunda ocasião</b>			
Permanentes	$Y_{m1}, Y_{m2}, Y_{m3}, \dots, Y_{mi}, \dots, Y_{mm}$ .	$\bar{y}_m$	$\hat{V}_m y$
Novas	$Y_{n1}, Y_{n2}, Y_{n3}, \dots, Y_{ni}, \dots, Y_{nn}$ .	$\bar{y}_n$	$\hat{V}_n y$

A partir desses conjuntos de valores, podem-se obter as estimativas não tendenciosas por unidade amostral para o volume médio da primeira e segunda ocasião.

Primeira ocasião:

$$\bar{x}_k = \frac{\sum_{i=1}^k x_i}{k}; \quad \bar{x}_m = \frac{\sum_{i=1}^m x_i}{m}$$

Segunda ocasião:

$$\bar{y}_m = \frac{\sum_{i=1}^m y_i}{m}; \quad \bar{y}_n = \frac{\sum_{i=1}^n y_i}{n}$$

Como  $n_1 = k + m$  e  $n_2 = m + n$ , pode-se obter outras médias simples para a primeira e segunda ocasião:

Primeira ocasião:

$$\bar{x}_{k+m} = \frac{\sum_{i=1}^{k+m} x_i}{k+m}$$

Segunda ocasião:

$$\bar{y}_{n+m} = \frac{\sum_{i=k+1}^{m+n} y_i}{m+n}$$

Por meio dessas médias amostrais, procura-se obter uma estimativa de  $\mu_1$ , que representa o volume verdadeiro por unidade de área na primeira ocasião. Assim, procura-se uma estimativa  $\bar{x}_{k+m}$  que faça o melhor uso destas informações amostrais. Considerando que  $x$  (volume da primeira ocasião) e  $y$  (volume da segunda ocasião) estão na mesma amostra e recebem o mesmo tratamento, a forma genérica dessa estimativa seria:

$$\hat{\mu}_x = a_k \bar{x}_k + a_m \bar{x}_m + c_m \bar{y}_m + c_n \bar{y}_n$$

É necessário que tal estimativa seja sem tendência, isto é:

$$E(\hat{\mu}_x) = a_k E(\bar{x}_k) + a_m E(\bar{x}_m) + c_m E(\bar{y}_m) + c_n E(\bar{y}_n) \quad [1]$$

Pelo princípio da amostragem aleatória sabe-se que:

$$E(\bar{x}_k) = E(\bar{x}_m) = \hat{\mu}_x; \quad e \quad E(\bar{y}_m) = E(\bar{y}_n) = \hat{\mu}_y$$

Conclui-se com essas estimativas que  $E(\hat{\mu}_x) = \hat{\mu}_x$  somente na condição de  $a_k + a_m = 1$  e  $c_m + c_n = 0$ , ou seja,  $a_k = 1 - a_m$  e  $c_m = -c_n$ . Substituindo na Equação 1:

$$\begin{aligned} \hat{\mu}_x &= (1 - a_m) \bar{x}_k + a_m \bar{x}_m + (-c_n) \bar{y}_m + c_n \bar{y}_n \\ \hat{\mu}_x &= \bar{x}_k - a_m \bar{x}_k + a_m \bar{x}_m - c_n \bar{y}_m + c_n \bar{y}_n \\ \hat{\mu}_x &= \bar{x}_k - a_m (\bar{x}_k - \bar{x}_m) + c_n (\bar{y}_n - \bar{y}_m) \end{aligned} \quad [2]$$

em que  $a_m$  e  $c_n$  são constantes a serem determinadas.

Por consequência da remedição e das amostragens aleatórias independentes nas duas ocasiões,  $\bar{x}_m$  é correlacionada com  $\bar{y}_m$ , porém estatisticamente independente de  $\bar{x}_k$  e  $\bar{y}_n$ . Semelhante,  $\bar{y}_m$  se correlaciona com  $\bar{x}_m$  mas é estatisticamente independente de  $\bar{x}_k$  e  $\bar{y}_n$ .

Visto que a variância da média da primeira ocasião para as unidades temporárias é  $V(\bar{x}_k) = \frac{V(x)}{k}$  e para as permanentes é  $V(\bar{x}_m) = \frac{V(x)}{m}$ , então  $V(\bar{x}_k - \bar{x}_m) = \frac{V(x)}{k} + \frac{V(x)}{m}$ , devido aos estimadores  $\bar{x}_k$  e  $\bar{x}_m$  serem estatisticamente independentes. Os estimadores  $\bar{y}_n$  e  $\bar{y}_m$  também são estatisticamente independentes, portanto  $V(\bar{y}_n - \bar{y}_m) = \frac{V(y)}{n} + \frac{V(y)}{m}$ , pois as covariâncias entre esses estimadores são:

$$\begin{aligned} cov(\bar{x}_k, \bar{x}_k - \bar{x}_m) &= \frac{V(x)}{k}; \\ cov(\bar{x}_k, \bar{y}_n - \bar{y}_m) &= 0 \quad e \end{aligned}$$

$$\text{cov}(\bar{x}_k - \bar{x}_m, \bar{y}_n - \bar{y}_m) = \frac{V(x, y)}{m}.$$

Assim, a variância de  $\hat{\mu}_x$  é dada pela expressão:

$$V(\hat{\mu}_x) = \frac{V(x)}{k} + a_m^2 V(x) \left(\frac{1}{k} + \frac{1}{m}\right) + c_n^2 V(y) \left(\frac{1}{m} + \frac{1}{n}\right) - 2a_m \left(\frac{V(x)}{k}\right) - 2a_m c_n \left(\frac{V(x, y)}{m}\right) \quad [3]$$

O ponto crítico para os coeficientes  $a_m$  e  $c_n$  é obtido a partir da diferenciação da Expressão 3 em relação e esses coeficientes:

1º) em relação a  $a_m$

$$dVa_m = 0 + 2a_m V(x) \left(\frac{1}{k} + \frac{1}{m}\right) + 0 - 2 \frac{V(x)}{k} - 2c_n \frac{V(x, y)}{m}$$

$$dVa_m = 2a_m V(x) \left(\frac{1}{k} + \frac{1}{m}\right) - 2 \frac{V(x)}{k} - 2c_n \frac{V(x, y)}{m}$$

2º) em relação a  $c_n$

$$dVc_n = 0 + 0 + 2c_n V(y) \left(\frac{1}{m} + \frac{1}{n}\right) - 0 - 2a_m \frac{V(x, y)}{m}$$

$$dVc_n = 2c_n V(y) \left(\frac{1}{m} + \frac{1}{n}\right) - 2a_m \frac{V(x, y)}{m}$$

Anulando as derivadas parciais para encontrar o ponto crítico, tem-se:

1º) em relação a  $c_n$

$$2c_n V(y) \left(\frac{1}{m} + \frac{1}{n}\right) - 2a_m \frac{V(x, y)}{m} = 0$$

$$\frac{[2c_n V(y) \left(\frac{1}{m} + \frac{1}{n}\right) - 2a_m \frac{V(x, y)}{m}]}{2} = 0$$

$$c_n V(y) \left(\frac{1}{m} + \frac{1}{n}\right) = a_m \frac{V(x, y)}{m}$$

$$c_n \frac{m+n}{mn} = a_m \frac{V(x, y)}{mV(y)}$$

$$c_n = a_m \frac{V(x, y)}{mV(y)} \frac{mn}{m+n}$$

Dado que o coeficiente de regressão linear de x sobre y é  $B_{xy} = \frac{V(x, y)}{V(y)}$ , então:

$$c_n = a_m B_{xy} \frac{n}{m+n}$$

2º) em relação a  $a_m$

$$2a_m V(x) \left( \frac{1}{k} + \frac{1}{m} \right) - 2 \frac{V(x)}{k} - 2c_n \frac{V(x,y)}{m} = 0$$

$$\frac{\left[ 2a_m V(x) \left( \frac{1}{k} + \frac{1}{m} \right) - 2 \frac{V(x)}{k} - 2c_n \frac{V(x,y)}{m} \right]}{2} = 0$$

$$a_m V(x) \left( \frac{1}{k} + \frac{1}{m} \right) - \frac{V(x)}{k} - c_n \frac{V(x,y)}{m} = 0$$

Substituindo  $c_n$  em  $a_m$ , temos:

$$a_m V(x) \left( \frac{1}{k} + \frac{1}{m} \right) - \frac{V(x)}{k} - a_m B_{xy} \frac{n}{m+n} \frac{V(x,y)}{m} = 0$$

$$a_m V(x) \left( \frac{1}{k} + \frac{1}{m} \right) - a_m B_{xy} \frac{n}{m+n} \frac{V(x,y)}{m} = \frac{V(x)}{k}$$

$$a_m \left[ V(x) \left( \frac{m+k}{mk} \right) - B_{xy} \frac{n}{m+n} \frac{V(x,y)}{m} \right] = \frac{V(x)}{k}$$

Dado que coeficiente de regressão linear de y sobre x  $B_{yx} = \frac{V(x,y)}{V(x)}$ , então:

$$a_m \left[ \left( \frac{m+k}{mk} \right) - B_{xy} \frac{n}{m+n} \frac{B_{yx}}{m} \right] = \frac{1}{k}$$

$E\rho = \frac{Cov(x,y)}{V(y)V(x)}$ ;  $\rho^2 = B_{xy}B_{yx}$ , então:

$$a_m \left[ \left( \frac{m+k}{mk} \right) - \rho^2 \frac{n}{(m+n)m} \right] = \frac{1}{k}$$

$$a_m \left[ \frac{(n+m)(n+k) - kn\rho^2}{k(n+m)} \right] = \frac{m}{k}$$

$$a_m = \frac{(n+m)m}{(n+m)(m+k) - kn\rho^2} \quad [4]$$

Em que:

$Cov(x,y)$  = covariância entre os volumes observados em uma mesma unidade amostral na primeira e na segunda ocasião;

$\rho$  = coeficiente de correlação entre os volumes das unidades amostrais permanentes medidas nas duas ocasiões.

Substituindo  $a_m$  em  $c_n$ , tem-se:

$$c_n = \frac{(n+m)m}{(n+m)(m+k) - kn\rho^2} B_{xy} \frac{n}{m+n}$$

$$c_n = \frac{mnB_{xy}}{(n+m)(m+k) - kn\rho^2} \quad [5]$$

Segundo Queiroz (2012), a verificação da natureza do ponto crítico, candidato a ponto de sela, ponto máximo ou ponto mínimo, é realizada pela matriz Hessiana, a partir da derivada de segunda ordem da variância de  $V(\hat{\mu}_x)$ .

$$d^2V(\hat{\mu}_x) = 2V(x) \left( \frac{1}{k} + \frac{1}{m} \right) d^2a_m - 2 \frac{V(x,y)}{m} da_m dc_n - 2 \frac{V(x,y)}{m} da_m dc_n + 2V(y) \left( \frac{1}{m} + \frac{1}{n} \right) d^2c_n$$

Na forma matricial, resulta em:

$$d^2V(\hat{\mu}_x) = [ da_m \quad dc_n ] \begin{bmatrix} 2V(x) \left( \frac{1}{k} + \frac{1}{m} \right) & 2 \frac{V(x,y)}{m} \\ -2 \frac{V(x,y)}{m} & 2V(y) \left( \frac{1}{m} + \frac{1}{n} \right) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} da_m \\ dc_n \end{bmatrix}$$

A expressão matricial resultante é uma função homogênea quadrática do tipo  $Q(x_{v0}) = x_v A x_v'$ , tal que  $x_v = (x_1, x_2, \dots, x_n) \in R^n$  e  $A = (a_{ij})_{n \times m}$  é uma matriz real.  $Q(x_{v0})$  é uma função de forma quadrática e  $A$  é uma matriz de forma quadrática, denominada matriz Hessiana, que possui seus elementos calculados no ponto crítico. Essa matriz deverá ser positiva para comprovar que os coeficientes  $a_m$  e  $c_n$  tornem mínima a  $V(\hat{\mu}_x)$ .

Para que essa matriz seja positiva, o determinante e os elementos da diagonal principal devem ser positivos (WARE; CUNIA, 1962), ou seja:

$$2V(x) \left( \frac{1}{k} + \frac{1}{m} \right) > 0 \text{ e } 2V(y) \left( \frac{1}{m} + \frac{1}{n} \right) > 0$$

E o determinante:

$$\det[H] = 2V(x) \left( \frac{1}{k} + \frac{1}{m} \right) 2V(y) \left( \frac{1}{m} + \frac{1}{n} \right) - \left( -2 \frac{V(x,y)}{m} \right) 2 \frac{V(x,y)}{m}$$

$$\det[H] = 4V(y)V(x) \left( \frac{m+k}{mk} \right) \left( \frac{m+n}{mn} \right) - 4 \frac{V(x,y)^2}{m^2}$$

Multiplicando o determinante pela quantidade sempre positiva  $(km^2n)/[4V(x)V(y)]$ , o sinal do  $\det[H]$  não se altera.

$$\left[ \frac{km^2n}{4V(x)V(y)} \right] 4V(y)V(x) \left( \frac{m+k}{mk} \right) \left( \frac{m+n}{mn} \right) - 4 \frac{V(x,y)^2}{m^2} > 0$$

$$km^2n \left[ \left( \frac{m+k}{mk} \right) \left( \frac{m+n}{mn} \right) - \frac{\rho^2}{m^2} \right] > 0$$

$$(m+k)(m+n) - kn\rho^2 > 0$$

$$m^2 + mn + km + kn - kn\rho^2 > 0$$

Então, como  $\det[H]$  e os elementos da diagonal principal são maiores que 0, os coeficientes  $a_m$  e  $c_n$  formam ponto de mínimo. Assim, substituindo-os (4 e 5) na equação de  $V(\hat{\mu}_x)$ , tem-se:

$$V(\hat{\mu}_x) = \frac{V(x)}{k} + a_m^2 V(x) \left( \frac{1}{k} + \frac{1}{m} \right) + c_n^2 V(y) \left( \frac{1}{m} + \frac{1}{n} \right) - 2a_m \left( \frac{V(x)}{k} \right) - 2a_m c_n \left( \frac{V(x, y)}{m} \right)$$

$$V(\hat{\mu}_x) = \frac{V(x)}{k} + a_m^2 V(x) \left( \frac{m+k}{mk} \right) + c_n^2 V(y) \left( \frac{m+n}{mn} \right) - 2a_m \left( \frac{V(x)}{k} \right) - 2a_m c_n \left( \frac{V(x, y)}{m} \right)$$

$$V(\hat{\mu}_x) = \frac{V(x)}{k} + \frac{m^2(m+n)^2}{[(k+m)(m+n) - kn\rho^2]^2} \frac{V(x)(m+k)}{mn} + \frac{m^2 n \beta_{xy}^2}{[(k+m)(m+n) - kn\rho^2]^2} \frac{V(y)(m+n)}{mn} - 2 \frac{m(n+m)}{(k+m)(m+n) - kn\rho^2} \frac{V(x)}{k} - 2 \frac{m^2 n (m+n) \beta_{xy} V(x, y)}{[(k+m)(m+n) - kn\rho^2]^2 m}$$

$$V(\hat{\mu}_x) = \frac{V(x)}{k+m} \left[ 1 - \frac{mn\rho^2}{(k+m)(m+n) - kn\rho^2} \right] \quad [6]$$

A dedução dos estimadores ASP da média e da variância para a segunda ocasião é feita utilizando as mesmas fórmulas matemáticas correspondentes ao estimador  $\hat{\mu}_x$ , pois o modelo matemático é simétrico concernente às variáveis x e y, portanto:

$$\hat{\mu}_y = \bar{y} - a'_m (\bar{x}_k - \bar{x}_m) + c'_n (\bar{y}_n - \bar{y}_m) \quad [7]$$

Adotando os mesmos procedimentos para obter os coeficientes em  $\hat{\mu}_x$ , tem-se:

$$a'_m = \frac{-kmB_{xy}}{(k+m)(m+n) - kn\rho^2} \quad [8]$$

$$c'_n = \frac{-m(k+m)}{(k+m)(m+n) - kn\rho^2} \quad [9]$$

$$V(\hat{\mu}_y) = \frac{V(y)}{m+n} \left[ 1 - \frac{km\rho^2}{(k+m)(m+n) - kn\rho^2} \right] \quad [10]$$

A covariância paramétrica sobre o volume observado em uma unidade amostral na primeira ocasião ( $\hat{\mu}_x$ ) e observado na mesma unidade amostral na segunda ocasião ( $\hat{\mu}_y$ ) é dada por:

$$Cov(\hat{\mu}_x, \hat{\mu}_y) = \frac{mV(x, y)}{(k + m)(m + n) - kn\rho^2} \quad [11]$$

Para os estimadores ASP de crescimento ( $\mu_d$ ) e sua variância  $V(\hat{\mu}_d)$ , tem-se que  $\bar{d} = \bar{y}_{m+n} - \bar{x}_{k+m}$ , sabendo que:

$$\bar{x}_{k+m} = \frac{\sum_{i=1}^{k+m} x_i}{k+m} = \frac{k\bar{x}_k + m\bar{x}_m}{k+m};$$

$$\bar{y}_{m+n} = \frac{\sum_{i=k+1}^{k+m+n} y_i}{m+n} = \frac{m\bar{y}_m + n\bar{y}_n}{m+n};$$

$$E(\bar{x}_k) = E(\bar{x}_n) = E(\bar{x}) = \mu_x \text{ e } E(\bar{y}_m) = E(\bar{y}_n) = E(\bar{y}) = \mu_y$$

Resultando em:

$$\bar{d} = \frac{m\bar{y}_m + n\bar{y}_n}{m+n} - \frac{k\bar{x}_k + m\bar{x}_m}{k+m} \quad [12]$$

$$V(\bar{d}) = \frac{V(x)}{k+m} + \frac{V(y)}{m+n} - \frac{2mV(x, y)}{(k+m)(m+n)} \quad [13]$$

As mesmas definições e argumentos apresentados para obter  $\hat{\mu}_x$  e  $\hat{\mu}_y$  são utilizados para obter  $\hat{\mu}_d$  e  $V(\hat{\mu}_d)$ , segundo Shiver e Borders (1996 apud Queiroz, 2012, p. 391)<sup>3</sup>, demonstrando que:

$$\hat{\mu}_d = a_d \bar{y}_m + (1 - a_d) \bar{y}_n + b_d \bar{x}_m - (1 + b_d) \bar{x}_k \quad [14]$$

$$a_d = \frac{m(k+m) + mn\beta_{xy}}{(k+m)(m+n) - kn\rho^2} \quad [15]$$

$$b_d = \frac{-m(m+n) + km\beta_{yx}}{(k+m)(m+n) - kn\rho^2} \quad [16]$$

$$V(\hat{\mu}_d) = a_d^2 \frac{V(y)}{m} + (1 - a_d)^2 \frac{V(y)}{n} + b_d^2 \frac{V(x)}{m} + (1 + b_d)^2 \frac{V(x)}{k} + 2a_d b_d \frac{V(x, y)}{m} \quad [17]$$

### 3.2.1.2. Dimensionamento da amostra para a amostragem com substituição parcial

Para definir o número ótimo de unidades amostrais, Ware e Cunia (1962) apontam duas situações. Na primeira, é especificado previamente o erro amostral com o qual se quer atingir com o menor custo possível. Na segunda, especifica-se o valor máximo a ser gasto no

<sup>3</sup>SHIVER, B. D.; BORDERS, B. E. **Sampling techniques for forest resource inventory**. 1ed. New York: John Wiley e Sons, Inc., 1996. 356 p.

inventário florestal e deseja-se alcançar o menor erro de amostragem com esse valor. As duas situações são tratadas de forma separadas pelos autores.

Na primeira situação, para obter o valor ótimo do número de unidades amostrais temporárias e permanentes, a função de custos que envolve essas unidades amostrais deve ser minimizada. A função linear de custo aplicada é:

$$C = n(c_n) + m(c_m) + c_f \quad [18]$$

Em que:

$C$  = valor monetário total disponível para estimar o volume médio atual na segunda ocasião;

$c_n$  = custo por parcela para obter informações de novas parcelas;

$c_m$  = custo por parcela para obter informações de parcelas remedidas;

$c_f$  = custos fixos.

A partir da transformação da equação da variância da segunda ocasião para uma expressão que envolva apenas as subamostras  $m$  e  $n$  e especificando o erro de amostragem no qual será igual a um valor determinado, chamado por Ware e Cunia (1962) de “ $K$ ”, busca-se o número de unidades amostrais  $m$  e  $n$  que atingirá o erro de amostragem especificado ( $K$ ) ao menor custo. Minimizando a função de custos (Eq. 18) e especificando que a  $V(\hat{\mu}_y)=K$ , forma-se a função lagrangiana:

$$\Psi = [nc_n + mc_m + c_f] + \lambda \left\{ \frac{V(\hat{\mu}_y)[N_1(1 - \rho^2) + m\rho^2]}{mN_1 + nN_1(1 - \rho^2) + mn\rho^2} - K \right\}$$

Igualando a zero as derivadas parciais de  $\Psi$  em relação a  $n$ ,  $m$  e  $\lambda$ , e resolvendo as equações resultantes, tem-se:

$$m = \frac{N_1\sqrt{(1 - \rho^2)}}{\rho^2} \left[ \sqrt{\frac{c_n}{c_m}} - \sqrt{(1 - \rho^2)} \right] \quad [19]$$

$$n = \frac{V(\hat{\mu}_y)}{K} - \frac{N_1}{\rho^2} \left\{ 1 - \sqrt{\frac{[c_m(1 - \rho^2)]}{c_n}} \right\} \quad [20]$$

O valor de  $m$  não depende do erro amostral pré-determinado ( $K$ ) e não depende da variância da segunda ocasião. Seu valor varia segundo o tamanho da amostra na primeira ocasião ( $N_1$ ), o valor do coeficiente de correlação entre os volumes das unidades permanente medidas nas duas ocasiões ( $\rho$ ) e a razão de custos da medição de unidades amostrais novas e permanentes ( $c_n/c_m$ ). O valor ótimo de unidades amostrais permanentes aumenta com o aumento do tamanho da amostra inicial ( $N_1$ ) e com o aumento dos custos de medição de

novas unidades amostrais ( $c_n$ ), mas diminui com o aumento do custo de remedição das unidades amostrais ( $c_m$ ) e com o aumento do coeficiente de correlação.

Quando o custo de medição das unidades amostrais novas e permanentes for igual ( $c_n = c_m = c$ ), tem-se:

$$m = \frac{N_1 \sqrt{(1 - \rho^2)}}{\rho^2} \left[ 1 - \sqrt{(1 - \rho^2)} \right]$$

$$n = \frac{V(\hat{\mu}_y)}{K} - \frac{N_1}{\rho^2} \left[ 1 - \sqrt{(1 - \rho^2)} \right]$$

Outro caso especial citado por Ware e Cunia (1962) é quando o número de parcelas estabelecidas inicialmente é determinado de modo a produzir o mesmo erro de amostragem especificado ( $\sqrt{K}$ ) na estimativa do volume médio da primeira ocasião. Nesse caso, assume-se que as variâncias da população nas duas ocasiões são iguais, ou seja,  $V(x, y) = V(x) = V(y)$ , tem-se que  $K = V(x, y)/N_1$ , resultando:

$$n = \frac{N_1 \sqrt{(1 - \rho^2)}}{\rho^2} \left\{ \sqrt{\frac{c_m}{c_n}} - \sqrt{(1 - \rho^2)} \right\} \quad [21]$$

E se os custos de medição das parcelas novas e permanentes forem semelhantes, tem-se:

$$n = \frac{N_1 \sqrt{(1 - \rho^2)}}{\rho^2} \left[ 1 - \sqrt{(1 - \rho^2)} \right]$$

A expressão acima equivale para  $m$ , pois  $c_m = c_n = c$ . Se  $m+n=N_2$  e  $m+k=N_1$ , conclui-se que  $m=n=N_2/2$ . A expressão pode ser reescrita para a proporção inicial de unidades amostrais permanentes,  $m/N_1$ :

$$\frac{m}{N_1} = \frac{\sqrt{(1 - \rho^2)}}{1 + \sqrt{(1 - \rho^2)}}$$

Na segunda situação, o dimensionamento da amostra é feito para alcançar um erro mínimo de amostragem com um orçamento limitado. Para obter esses valores, a variação do erro da estimativa do volume atual deve ser minimizada em função do orçamento máximo disponível para o inventário ( $C$ ).

Segundo Ware e Cunia (1962) e Vries (1986), para determinar do número de unidades amostrais permanentes e novas que produzem um erro mínimo da estimativa com uma despesa total especificada, forma-se a função lagrangiana:

$$\theta = \frac{V(\hat{\mu}_y)[N_1(1 - \rho^2) + m\rho^2]}{mN_1 + nN_1(1 - \rho^2) + mn\rho^2} + \lambda[nc_n + mc_m + c_f - C]$$

Igualando a zero as derivadas parciais de  $\theta$  em relação a  $m$ ,  $n$  e  $\lambda$ , e solucionando as equações resultantes, obtêm-se:

$$m = \frac{N_1\sqrt{(1 - \rho^2)}}{\rho^2} \left[ \sqrt{\frac{c_n}{c_m}} - \sqrt{(1 - \rho^2)} \right] \quad [22]$$

$$n = \frac{C - c_f}{c_n} - \frac{c_m}{c_n} \left[ \frac{N_1\sqrt{(1 - \rho^2)}}{\rho^2} \right] \left[ \sqrt{\frac{c_n}{c_m}} - \sqrt{(1 - \rho^2)} \right] \quad [23]$$

Nos casos em que os custos de remedição das unidades amostrais permanentes e de medição das unidades amostrais novas forem iguais,  $c_n = c_m = c$ , e o custo total for especificado para obter o número suficiente de unidades amostrais, então  $C=cN_2$ , e:

$$m = N_1\sqrt{(1 - \rho^2)} \left[ \frac{1 - \sqrt{(1 - \rho^2)}}{\rho^2} \right];$$

$$n = N_2 - N_1 \left[ \frac{\sqrt{(1 - \rho^2)}}{1 + \sqrt{(1 - \rho^2)}} \right]$$

Quando os custos e o tamanho das subamostras forem iguais ( $N_1=N_2=N$ ), define-se para  $n$  e  $m$ :

$$n = N \left[ \frac{1}{1 + \sqrt{(1 - \rho^2)}} \right];$$

$$\frac{m}{N} = P_m = 1 - \frac{n}{N} = 1 - \frac{k}{N} = 1 - P_k$$

Adiante, nos inventários florestais, usualmente a mesma amostragem é utilizada para estimar o volume médio atual e o incremento da floresta. Se, ao determinar o número de unidades amostrais permanentes e novas pelas Equações 19 e 20, respectivamente, o número ótimo de unidades amostrais para ter o volume atual for suficiente para estimar o crescimento da floresta, adota-se esses valores para dimensionar a amostra. Entretanto, quando os níveis de precisão requeridos para estimar o volume atual e o crescimento médio são diferentes, o dimensionamento da amostra deverá ser feito de forma separada, atendendo aos requisitos do de precisão definida com o menor custo possível. Ware e Cunia (1962) apresentam um método para obter o dimensionamento da amostra quando se estima simultaneamente o crescimento e o volume atual.

### 3.2.1.3. Proporção ótima de unidades amostrais permanentes – $P_m$

A proporção ótima de unidades permanentes ( $P_m = m/N_1$ ) é dependente da relação de custos entre unidades amostrais temporárias e unidades amostrais permanentes ( $c_k/c_m$ ) e do coeficiente de correlação entre os volumes das unidades permanentes medidas na primeira ( $X_m$ ) e na segunda ( $Y_m$ ) ocasião (WARE; CUNIA, 1962; PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997).

A TABELA 2 apresenta a proporção ideal de unidades amostrais permanentes para as razões de custos e para vários valores do coeficiente de correlação.

TABELA 2 - PROPORÇÃO ÓTIMA DA SUBAMOSTRA PERMANENTE (PM), EM FUNÇÃO DO COEFICIENTE DE CORRELAÇÃO E RAZÃO DE CUSTOS

Razão Ck/Cm	COEFICIENTE DE CORRELAÇÃO ( $\rho$ )							
	0,50	0,60	0,70	0,80	0,85	0,90	0,95	0,99
1/4	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,03	0,05	0,04
1/3	0,00	0,00	0,00	0,00	0,04	0,08	0,09	0,06
1/2	0,00	0,00	0,00	0,10	0,13	0,15	0,14	0,08
2/3	0,00	0,04	0,15	0,20	0,21	0,21	0,17	0,10
1	0,46	0,44	0,42	0,38	0,35	0,30	0,24	0,12

FONTES: Ware e Cunia (1962); Péllico Netto e Brena (1997).

O porcentual ótimo de unidades amostrais permanentes ( $m_{opt}$  %) foi desenvolvido por Vries (1986) a partir da diferencial da variância de  $Y_m$ . Resolvendo a equação quadrática gerada, o autor mostra que:

$$m_{opt} \% = 100 \cdot \frac{m_{opt}}{n} = 100 \cdot \frac{\sqrt{(1 - \rho^2)}}{1 + \sqrt{(1 - \rho^2)}} \quad [24]$$

Vries (1986) afirma que, se a variação das unidades amostrais novas é  $V(y)/n$ , tem-se a precisão relativa, (eficiência estatística) para um número ótimo de unidades permanentes:

$$PR(m_{opt}) = \frac{V(y)/n}{V(y)(1 + \sqrt{\frac{1-\rho^2}{2n}})} \cdot 100$$

$$PR(m_{opt}) \% = \frac{200}{1 + \sqrt{1 - \rho^2}} \quad [25]$$

Em que:

$$PR(m_{opt}) \% = \text{precisão relativa.}$$

## 4. MÉTODOS

### 4.1. Local de estudo

O estudo foi realizado nas Unidades de Produção Anual 04 (3° 33' 51,708" S e 48° 34' 19,997" W) e 05 (3° 36' 9,767" S, 48° 34' 19,997" W) da Fazenda Rio Capim, pertencente à empresa CKVB Florestal Ltda., localizada no município de Paragominas, região nordeste do Estado do Pará (FIGURA 2). O município localiza-se na região hidrográfica Costa Atlântica (SEMAS, 2012). A área de estudo é banhada pelas bacias dos rios Capim, que limita a área a Noroeste, e do Surubijú, que faz limite ao Sul. Outros rios de menor porte afluentes do rio Capim e do rio Gurupí drenam a área.

A topografia do terreno é plana à levemente ondulada, com altitude média em torno de 20 m. Localiza-se no Domínio Morfoestrutural dos Planaltos em Sequência Sedimentares Não Dobrados, com superfícies aplainadas na forma de extensos chapadões, limitados por planaltos dissecados sob forma de cristais e desenvolvida em rochas sedimentares (RODRIGUES et al., 2003). As principais classes de solos em Paragominas são: Argissolos Amarelos; Plintossolos; Gleissolos; Neossolos e Latossolos Amarelos de textura média e muito argilosa, que abrangem mais de 81,38% do município (RODRIGUES et al., 2003). Em geral, são solos com baixa fertilidade e alta saturação de alumínio (SCS, 2001).

O clima da região segundo a classificação Köppen é do tipo "Aw", isto é, tropical chuvoso com expressivo período de estiagem, caracterizado por temperatura média anual de 26°C e alta umidade relativa do ar (81%). O período chuvoso estende-se de fevereiro até maio, com precipitação pluviométrica média anual de 1.700 mm. O período de exploração madeireira coincide com o de menor disponibilidade hídrica, ocorrendo entre os meses de julho a outubro (WATRIN; ROCHA, 1992).

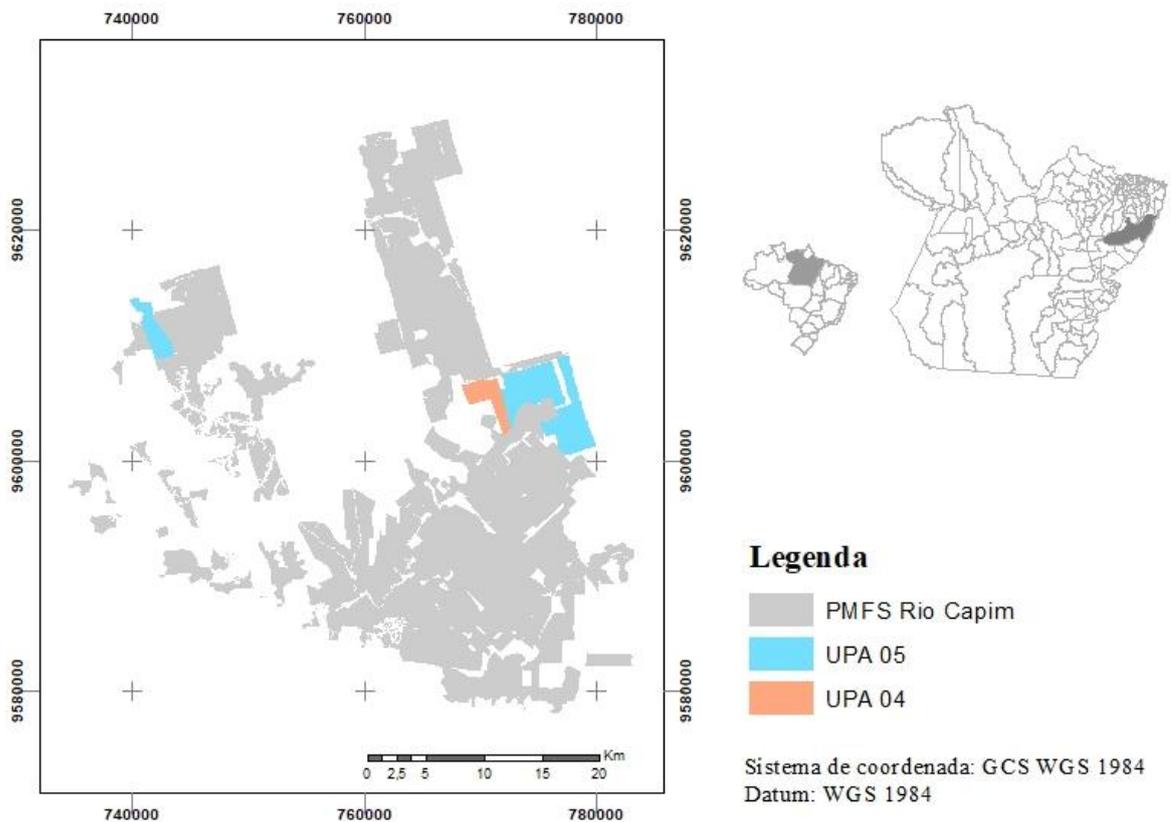


FIGURA 2 - LOCALIZAÇÃO DA ÁREA DE ESTUDO, UNIDADES DE PRODUÇÃO ANUAL 04 E 05, FAZENDA RIO CAPIM, PARAGOMINAS - PA.

#### 4.2. População florestal estudada

A pesquisa foi realizada nas Unidades de Produção Anual 4 (UPA 4), com 1.117,00 ha, e 5 (UPA 5), com 3.398,00 ha, do Plano de Manejo Florestal Sustentável (PMFS) da Fazenda Rio Capim (PARÁ, 2000). A extensão territorial da fazenda Rio Capim é de 140.658 ha, com abrangência de diversos ambientes fitoecológicos definidos no plano de manejo florestal. Segundo o PMFS, o processo técnico utilizado para o mapeamento dos ambientes fitoecológicos e uso e ocupação do solo consistiu na classificação do uso e cobertura do solo nas imagens do satélite LANDSAT TM7, órbita/ponto 223/62 e 223/63 bandas 3, 4, 5 e 8, correspondente ao ano de 1999 e posterior verificação em campo.

Os ambientes fitoecológicos identificados foram as Florestas Ombrófila Densa e Florestas Ombrófila Densa Aluviais. Os usos e formas de ocupação do solo observadas e descritas pelo PMFS foram: Floresta Ombrófila Densa, Floresta Ombrófila Densa explorada intensamente, Floresta Ombrófila Densa explorada moderadamente, Floresta Ombrófila Densa explorada suavemente, Pastagem e Capoeira (vegetação secundária). Além dessas

formas, foi identificado um ambiente modificado por ação da natureza, classificado como Floresta Ombrófila Densa impactada por ciclone com área de 1.018ha.

As áreas de Floresta Ombrófila Densa exploradas nos três níveis de exploração identificados somam 22.538 ha. Se somadas a área classificada como Floresta Ombrófila Densa totalizam 113.378 ha, aproximadamente 81% da área total da fazenda Rio Capim.

O ambiente fitoecológico representado pela Floresta Ombrófila Densa, de elevada ocorrência na região amazônica, tem como característica ombrotérmica clima de elevadas temperaturas (média de 25°C) e de alta precipitação pluviométrica bem distribuída durante todo o ano (de 0 a 60 dias secos) (IBGE, 2012). Caracteriza-se, também, por apresentar um dossel fechado, elevada biomassa e algumas árvores emergentes, com altura variando de 30 a 50 metros. Inventários florestais executados nesse ambiente apresentaram volume de espécies comerciais de 52 a 66 m<sup>3</sup>ha<sup>-1</sup>, a partir de 45 cm de diâmetro, sendo as espécies de madeiras pesada a intermediária com maior ocorrência (PARÁ, 2000). Entre as espécies comerciais mais importantes com ocorrência neste ambiente, destacam-se: maçaranduba - *Manilkara elata* (Allemão ex Miq.) Monach., cupiuba - *Goupia glabra* Aubl., piquiá - *Caryocar villosum* (Aubl.) Pers., tauari - *Couratari* sp., acapu *Vouacapoua americana* Aubl., tachi-preto - *Tachigali myrmecophila* Ducke, jarana - *Lecythis lúrida* (Miers) S.A.Mori, melancieira - *Alexa grandiflora* Ducke e faveiras - *Parkia* sp. (PARÁ, 2000)

A Floresta Ombrófila Densa Aluvial ocorre nos terrenos de aluvião fluvial, inundados periodicamente pelas marés normais, diárias ou pelas marés de equinócios ou pelas cheias produzidas pelas chuvas, limitados pelo leito do rio a floresta de terra firme. É a formação ribeirinha ou “floresta ciliar”, constituída por macro, meso e microfanerófitos de rápido crescimento, comumente de casca lisa, tronco cônico e raízes tabulares (IBGE, 2012). Veloso et al. (1991) descreve esse tipo de vegetação como uma formação ribeirinha ou floresta ciliar, ocorrendo ao longo dos cursos de água e ocupa os terraços antigos das planícies quaternárias. Apresenta em seu estrato superior uma baixa densidade de árvores de grande porte e de rápido crescimento. No estrato intermediário ocorrem grandes quantidades de palmeiras, enquanto que no estrato inferior observa-se a ocorrência de lianas lenhosas e herbáceas, além de grande número de epífitas e poucas parasitas (IBGE, 2012). As principais espécies que ocorrem na Floresta Ombrófila Densa Aluvial, na bacia Amazônica são: *Ceiba pentandra* (L.) Gaertn., *Virola surinamensis* (Rol. ex Rottb.) Warb., *Tapirira guianensis* Aubl., *Mauritia flexuosa* L.f., *Euterpe oleracea* Mart. e *Calophyllum brasiliense* Cambes (IBGE, 2012).

### 4.3. Obtenção dos dados

#### 4.3.1. Coleta dos dados

Os dados utilizados no presente trabalho são provenientes do inventário florestal contínuo realizado pela empresa CKVB Florestal Ltda., nos anos de 2001 e 2004, submetidas ao manejo florestal sustentável e exploradas comercialmente no ano de 2000. Serão utilizados dados de 30 unidades amostrais permanentes, sendo 9 unidades amostrais pertencentes a UPA 4 e 21 a UPA 5.

Para cada unidade amostral, tem-se o registro das seguintes informações: código do ano de medição, UPA, número da parcela, número da subparcela, número do indivíduo, número de fustes, código da espécie, nome da espécie, classe de identificação do fuste, diâmetro a altura de 1,30 m do solo (DAP), situação silvicultural, dano, podridão, iluminação, forma da copa, presença de cipós e classe da floresta. Foram registrados todos os indivíduos com o  $DAP \geq 10$  cm. Neste trabalho, foram utilizados para o processamento apenas os dados referentes à variável quantitativa DAP.

A metodologia adotada para instalação e medição das unidades amostrais permanentes foi sugerida por Silva e Lopes (1984) e atualizada por Silva et al. (2005). Cada unidade amostral representa 0,25 ha (50 m por 50 m) e foi subdividida em 25 subparcelas de 10 m por 10m para facilitar o controle das árvores a serem monitoradas. Foram estabelecidas no mínimo quatro unidades amostrais permanentes de 0,25ha para cada 1000 ha de floresta manejada.

#### 4.3.2. Cálculo do volume das unidades amostrais

Para a obtenção dos volumes individuais das árvores e, conseqüentemente, o volume total das unidades amostrais, foi utilizado a equação de volume desenvolvida por Baima et al. (2001) para o Campo Experimental da Embrapa situado no município de Moju, cuja fisionomia florestal assemelha-se a floresta inventariada. Essa equação é a mesma utilizada pela empresa para calcular o volume das árvores nas unidades amostrais.

A seguinte equação foi utilizada:

$$\ln V = -7,49337 + 2,086952 \ln D \quad [26]$$

Em que:

$V$  = volume com casca ( $m^3$ );

$D$  = diâmetro do indivíduo a altura de 1,30 m do solo;

$\ln$  = logaritmo neperiano.

O valor obtido com essa equação representa o logaritmo neperiano do volume. Assim, é necessário aplicar o antilogaritmo da expressão acima para obter o volume de cada indivíduo.

#### 4.3.3. Crescimento florestal

O crescimento da floresta foi obtido pela diferença de produção entre a segunda ocasião (2004) e primeira ocasião (2001), definido como incremento periódico (IP). Para tal cálculo, excluiu-se a mortalidade e o ingresso, resultando no crescimento líquido da floresta entre o período estudado. Dessa forma, o incremento periódico foi calculado por meio do crescimento líquido, utilizando a seguinte fórmula (CAMPOS E LEITE, 2013):

$$IP_l = V_2 - V_1 + C - In$$

Em que:

$IP_l$  = Incremento periódico líquido;

$V_1$  = Volume total na primeira ocasião;

$V_2$  = Volume total na segunda ocasião;

$C$  = Colheita entre as ocasiões ( $C = 0$ );

$In$  = Ingresso.

O incremento periódico anual (IPA), que representa a diferença de produção entre duas ocasiões dividida pelo período, em anos, será calculado por meio da seguinte fórmula:

$$IPA_l = \frac{IP_l}{\text{período (anos)}}$$

$IPA_l$  = Incremento periódico anual (líquido);

Período = Tempo entre as medições, ou seja, 2004-2001 = 3 anos.

#### 4.4. Estrutura do banco de dados

Os dados obtidos pelo inventário florestal contínuo das UPAs 4 e 5 comporão o banco de dados estruturado de forma a atender os pré-requisitos dos métodos de amostragem em ocasiões sucessivas. O QUADRO 2 exemplifica como foi realizada a estruturação dos dados.

Para a amostragem com substituição parcial, as unidades amostrais 01 a 10 são temporárias (k), as unidades amostrais 11 a 20 são permanentes (m) e 21 a 30 são unidades amostrais novas (n).

QUADRO 2 - EXEMPLO DA ESTRUTURAÇÃO DO BANCO DE DADOS PARA OS PROCESSOS DE AMOSTRAGEM EM OCASIÕES SUCESSIVAS ANALISADOS

Amostragem com repetição total		Amostragem com substituição parcial	
1ª ocasião	2ª ocasião	1ª ocasião	2ª ocasião
P-01	P-01	P-01	
P-02	P-02	P-02	
P-03	P-03	P-03	
P-04	P-04	P-04	
P-05	P-05	P-05	
P-06	P-06	P-06	
P-07	P-07	P-07	
P-08	P-08	P-08	
P-09	P-09	P-09	
P-10	P-10	P-10	
P-11	P-11	P-11	P-11
P-12	P-12	P-12	P-12
P-13	P-13	P-13	P-13
P-14	P-14	P-14	P-14
P-15	P-15	P-15	P-15
P-16	P-16	P-16	P-16
P-17	P-17	P-17	P-17
P-18	P-18	P-18	P-18
P-19	P-19	P-19	P-19
P-20	P-20	P-20	P-20
			P-21
			P-22
			P-23
			P-24
			P-25
			P-26
			P-27
			P-28
			P-29
			P-30

#### 4.4.1. Definição dos três grupos de unidades amostrais para a amostragem com substituição parcial

O processo de inventário em ocasiões sucessivas aplicada no presente trabalho necessita de três grupos distintos de unidades amostrais: unidades amostrais permanentes (medidas em todas as ocasiões), unidades amostrais temporárias (medidas apenas na primeira ocasião) e unidades amostrais novas (medidas somente na segunda ocasião). Entretanto, como os dados utilizados são oriundos de um Inventário Florestal Contínuo com repetição total das unidades amostrais, foram sorteadas, dentro das 30 unidades amostrais disponíveis referentes as UPAs 4 e 5, as unidades amostrais temporárias, permanentes e novas. Essa metodologia assemelha-se a utilizada por Brena (1979).

As unidades amostrais temporárias (k) foram as sorteadas para fornecer os valores apenas da primeira ocasião (2001), desprezando os seus valores para a segunda (2004). As unidades permanentes (m) foram as sorteadas para fornecer os valores na primeira ocasião (2001) e na segunda (2004). As unidades amostrais novas (n) foram aquelas sorteadas para as estimativas da segunda ocasião (2004), ignorando seus valores de volume na primeira ocasião. Os QUADRO 3 e QUADRO 4 mostram os resultados dos sorteios para definir as unidades amostrais que comporão a amostragem com substituição parcial e a amostragem com repetição total, respectivamente.

De acordo com Ware e Cunia (1962), a separação das unidades amostrais temporárias e permanentes na primeira ocasião deverá ser efetuada de maneira a se obter uma proporção de unidades permanentes ( $P_m$ ) próximo a 0,39, para uma correlação entre as ocasiões próxima a 0,95, para a amostragem com substituição parcial. Entretanto, a estrutura do banco de dados foi realizada para aumentar o número de unidades amostrais permanentes. Na primeira ocasião foram consideradas 6 unidades amostrais temporárias e 18 unidades amostrais permanentes. Na segunda ocasião foram consideradas as mesmas 18 unidades amostrais permanente e 6 unidades amostrais novas, totalizando o uso das 30 unidades amostrais disponíveis para o trabalho.

QUADRO 3 - UNIDADES AMOSTRAIS SORTEADAS PARA COMPOR O BANCO DE DADOS PARA A AMOSTRAGEM COM SUBSTITUIÇÃO PARCIAL COM OS DIFERENTES TIPOS DE SUBAMOSTRAS

Tipo	u.a	Tipo	u.a	Tipo	u.a
k	11	m	27	m	14
k	24	m	30	m	21
k	1	m	20	m	15
k	10	m	12	m	25
k	19	m	4	n	18
k	17	m	26	n	8
m	6	m	5	n	2
m	9	m	3	n	16
m	29	m	28	n	22
m	7	m	13	n	23

QUADRO 4 - UNIDADES AMOSTRAIS SORTEADAS PARA COMPOR O BANCO DE DADOS PARA A AMOSTRAGEM COM REPETIÇÃO TOTAL

2001	2004	2001	2004
14	14	11	11
12	12	4	4
15	15	2	2
7	7	19	19
1	1	13	13
9	9	17	17
20	20	3	3
10	10	5	5
6	6	29	29
16	16	21	21
8	8	25	25
18	18	27	27

#### 4.5. Teste de normalidade dos dados

Os testes de normalidade foram utilizados para verificar se a distribuição de probabilidade associada ao conjunto de dados se aproxima da distribuição normal, também chamada de distribuição contínua, de Gauss, Laplace ou Laplace-Gauss (QUEIROZ, 2012).

A suposição de normalidade dos dados amostrais foi testada por meio do teste de Shapiro-Wilk, aconselhado para amostras com tamanho entre 2 e 51 (SHAPIRO; WILK, 1965), que se baseia na estatística W dada por:

$$W = \frac{b^2}{\sum_{i=1}^n (x_{(i)} - \bar{x})^2}$$

Em que:

$x_{(i)}$  = valores da amostra ordenados;

$\bar{x}$  = valor médio da amostra;

$b = \sum_{i=1}^{n/2} a_{n-1+1} (x_{(n-i+1)} - x_{(i)})$ , pois  $n = 24$ .

Formulação da Hipótese:

$H_0$  = A distribuição da variável volume na população apresenta normalidade;

$H_1$  = A distribuição da variável volume na população não atende o pressuposto de normalidade.

Nível de decisão:  $\alpha = 0,05$ .

Rejeita-se  $H_0$  ao nível de significância  $\alpha$  se  $W_{calculado} < W_{tabelado}$ , caso contrário, aceita-se  $H_0$ .

#### 4.6. Estimadores para os processos de amostragem em ocasiões sucessivas

Os estimadores e notações utilizadas neste trabalho para a amostragem com repetição total foram retirados de Péllico Netto e Brena (1997). Para a amostragem com substituição parcial, os estimadores e notações utilizados foram retirados de Queiroz (2012) (QUADRO 5).

QUADRO 5 - FÓRMULAS UTILIZADAS PARA CALCULAR OS ESTIMADORES NA 1ª OCASIÃO, 2ª OCASIÃO E INCREMENTO PARA OS DOIS PROCESSOS DE AMOSTRAGEM

	Estimadores	Amostragem com repetição total	Amostragem com substituição parcial
1ª ocasião	Média	$\bar{x}_u = \frac{\sum_{i=1}^{n_1} x_{ui}}{n_1}$	$\hat{\mu}_x = \bar{x}_k - \hat{a}_m(\bar{x}_k - \bar{x}_m) + \hat{c}_n(\bar{y}_n - \bar{y}_m)$
	Variância	$s_{x_u}^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n_1} (x_{ui} - \bar{x}_u)^2}{n_1 - 1}$	$\hat{V}(\hat{\mu}_x) = \frac{\hat{V}_{k+m}(x)}{k+m} \left[ 1 - \frac{mn\hat{\rho}^2}{(k+m)(m+n) - kn\hat{\rho}^2} \right]$
	Variância da média	$s_{\bar{x}_u}^2 = \frac{s_{x_u}^2}{n_1} \left( 1 - \frac{n_1}{N_1} \right)$	$\hat{V}(\bar{\mu}_x) = \frac{\hat{V}(\hat{\mu}_x)}{k+m} - \left( 1 - \frac{k+m}{N_1} \right)$
2ª ocasião	Média	$\bar{y}_n = \frac{\sum_{h=1}^{n_2} y_{nh}}{n_2}$	$\hat{\mu}_y = \bar{y}_n - \hat{a}'_m(\bar{x}_k - \bar{x}_m) + \hat{c}'_n(\bar{y}_n - \bar{y}_m)$
	Variância	$s_{y_n}^2 = \frac{\sum_{h=1}^{n_2} (y_{nh} - \bar{y}_n)^2}{n_2 - 1}$	$\hat{V}(\hat{\mu}_y) = \frac{\hat{V}_{m+n}(y)}{m+n} \left[ 1 - \frac{km\hat{\rho}^2}{(k+m)(m+n) - kn\hat{\rho}^2} \right]$
	Variância da média	$s_{\bar{y}_n}^2 = \frac{s_{y_n}^2}{n_2} \left( 1 - \frac{n_2}{N_2} \right)$	$\hat{V}(\bar{\mu}_y) = \frac{\hat{V}(\hat{\mu}_y)}{m+n} - \left( 1 - \frac{m+n}{N_2} \right)$
Incremento	Média	$\bar{d}_m = \bar{y}_n - \bar{x}_u$	$\hat{\mu}_d = \hat{a}_d\bar{y}_m + (1 - \hat{a}_d)\bar{y}_n + \hat{b}_d\bar{x}_m - (1 - \hat{b}_d)\bar{x}_k$
	Variância da média	$s_{\bar{d}_m}^2 = \frac{s_{x_u}^2}{m} + \frac{s_{y_n}^2}{m} - 2 \frac{s_{xy}}{m}$	$\hat{V}(\hat{\mu}_d) = V_1 + V_2$

- Para a amostragem com repetição total, a covariância entre a primeira e a segunda ocasião é dada por:

$$s_{xy} = Cov(xy) = \frac{\sum_{j=1}^m X_j Y_j - \frac{(\sum_{j=1}^m X_j)(\sum_{j=1}^m Y_j)}{m}}{m - 1}$$

- Para a amostragem com substituição parcial:

$$\hat{a}_m = \frac{m(m+n)}{(k+m)(m+n) - kn\hat{\rho}^2}$$

$$\hat{c}_n = \frac{-mn\hat{B}_{xy}}{(k+m)(m+n) - kn\hat{\rho}^2}$$

Tal que:

$$\hat{B}_{xy} = \frac{\hat{V}_m(x, y)}{\hat{V}_m(y)}$$

$$\hat{\rho}^2 = \frac{[\hat{V}_m(x, y)]^2}{\hat{V}_m(x) \times \hat{V}_m(y)}$$

Estimativa da variância não ASP da primeira ocasião para a subamostra k:

$$\hat{V}_k(x) = \frac{\sum_{i=1}^k x_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^k x_i)^2}{k}}{k - 1}$$

Estimativa da variância não ASP da primeira ocasião para a subamostra m:

$$\hat{V}_m(x) = \frac{\sum_{i=k+1}^{k+m} x_i^2 - \frac{(\sum_{i=k+1}^{k+m} x_i)^2}{m}}{m - 1}$$

Estimativa da variância não ASP da primeira ocasião para as subamostras k + m:

$$\hat{V}_{k+m}(x) = \frac{\sum_{i=1}^{k+m} x_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^{k+m} x_i)^2}{k+m}}{k+m - 1}$$

Estimativa da variância não ASP da segunda ocasião para a subamostra m:

$$\hat{V}_m(y) = \frac{\sum_{i=1}^{k+m} y_i^2 - \frac{(\sum_{i=k+1}^{k+m} y_i)^2}{m}}{m - 1}$$

Estimativa da variância não ASP da segunda ocasião para a subamostra n:

$$\hat{V}_n(y) = \frac{\sum_{i=k+m+1}^{k+m+n} y_i^2 - \frac{(\sum_{i=k+m+1}^{k+m+n} y_i)^2}{n}}{n-1}$$

Estimativa da variância não ASP da segunda ocasião para as subamostras  $n + m$ :

$$\hat{V}_{m+n}(y) = \frac{\sum_{i=k+1}^{m+n} y_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^{m+n} y_i)^2}{m+n}}{m+n-1}$$

Estimativa da variância não ASP do incremento para a subamostra  $m$ :

$$\hat{V}_m(x, y) = \frac{1}{m-1} \left[ \sum_{i=k+1}^{k+m} x_i y_i - \frac{(\sum_{i=k+1}^{k+m} x_i)(\sum_{i=1}^{k+m} y_i)}{m} \right]$$

$$\hat{c}'_n = \frac{-m(k+m)}{(k+m)(m+n) - kn\hat{\rho}^2}$$

$$\hat{a}'_m = \frac{-km\hat{B}_{yx}}{(k+m)(m+n) - kn\hat{\rho}^2}$$

Tal que:

$$\hat{B}_{yx} = \frac{\hat{V}_m(x, y)}{\hat{V}_m(x)}$$

$$V_1 = \hat{a}_d^2 \frac{\hat{V}_{m+n}(y)}{m} + (1 - \hat{a}_d)^2 \frac{\hat{V}_{m+n}(y)}{n} + \hat{b}_d^2 \frac{\hat{V}_{k+m}(x)}{m}$$

$$V_2 = (1 + \hat{b}_d)^2 \frac{\hat{V}_{m+k}(x)}{k} + 2\hat{a}_d \hat{b}_d \frac{\hat{V}_m(x, y)}{m}$$

$$\hat{a}_d = \frac{m(k+m) + mn\hat{B}_{xy}}{(k+m)(m+n) - kn\hat{\rho}^2}$$

$$\hat{b}_d = \frac{-m(m+n) + km\hat{B}_{yx}}{(k+m)(m+n) - kn\hat{\rho}^2}$$

#### 4.7. Teste de homogeneidade de variâncias

As variâncias dos volumes estimados na primeira e na segunda ocasião devem ser homogêneas para atender as pressuposições da análise de variância e permitir a comparação entre os métodos. Cada ocasião deve ter aproximadamente a mesma variância para que os testes de análise de variância tenham validade. Quando as variâncias não são homogêneas, diz-se que existe heterocedasticidade.

Segundo Ware e Cunia (1962), se a intensidade amostral e a variância da população na primeira e na segunda ocasião forem iguais, podemos comparar as variâncias das médias dos vários estimadores.

Para verificar a homogeneidade das variâncias dos volumes estimados na primeira e segunda ocasião, foi utilizado o teste F-máximo, ou teste de Hartley (QUEIROZ, 1997), pois o número de repetições (unidades amostrais) será o mesmo para cada tratamento (ocasião). Nesse teste, o valor de F calculado é obtido pelo quociente entre as variâncias das duas ocasiões, dada por:

$$F_{max} = \frac{S_{max}^2}{S_{min}^2}$$

$S^2_{max}$  = ocasião que apresentou a maior variância;

$S^2_{min}$  = ocasião que apresentou menos variância;

Formulação da Hipótese:

$H_0$ :  $S^2_{max} = S^2_{min}$ ;

$H_1$ :  $S^2_{max} > S^2_{min}$ .

Compara-se o valor  $F_{max}$  calculado com o valor tabelado para  $H_{(g, r-1)\alpha}$  da tabela de Pearson e Hartley, em que  $g$  é o número de tratamentos,  $r$  é o número de repetições e  $\alpha$  é o nível de significância. Se  $F_{max} > H_{(g, r-1)\alpha}$  rejeita-se a  $H_0$  e conclui-se que não há homogeneidade de variâncias entre as ocasiões. Caso contrário, há homocedasticidade.

#### **4.8. Comparação entre os dois processos de amostragem em ocasiões sucessivas**

A comparação entre os processos de amostragem em ocasiões sucessivas foi realizada por meio da eficiência relativa entre os estimadores dos dois processos e pelo teste de comparação de médias, que indica se há diferença estatística entre as médias estimadas pelos dois processos.

##### **4.8.1. Eficiência relativa dos estimadores da amostragem com repetição total em relação à amostragem com substituição parcial**

A comparação entre os procedimentos foi realizada utilizando estimadores correspondentes, medidas de precisão e eficiências relativas da amostragem com repetição total das amostras em relação à amostragem com repetição parcial.

Para comparar as variâncias das médias obtidas em cada processo, é necessário que haja homogeneidade das variâncias da população nas diferentes ocasiões do inventário. Caso isso não ocorra, será feito o método alternativo descrito por Frayer (1966).

A eficiência relativa de cada procedimento é calculada de acordo com Yamane (1974) citado por Brena (1979) e Scolforo et al. (1981) para trabalhos semelhantes.

$$ER = \frac{VAR(\hat{\theta}_1)}{VAR(\hat{\theta}_2)}$$

Em que:

ER = eficiência relativa;

$VAR(\hat{\theta}_1)$  = variância da média do procedimento a ser comparado;

$VAR(\hat{\theta}_2)$  = variância da média do procedimento tomado como base de comparação.

O procedimento comparado será menos eficiente quando a  $ER > 1$ . Se a ER for menor que 1, o procedimento é mais eficiente que o procedimento base. Foi utilizado como procedimento base a amostragem com substituição parcial. A amostragem com repetição total das unidades amostrais, metodologia mais adotada para monitorar as florestas sob manejo na Amazônia e obter dados de crescimento e dinâmica será o procedimento a ser comparado. Sendo assim, se a eficiência relativa do estimador ASP, comparada com a do outro estimador ART for  $R$ , ou seja,  $VAR(ART)/VAR(ASP) = R$ , então o ART exigirá  $R$  vezes mais unidades amostrais que ASP para atingir a mesma precisão.

O cálculo para obter os estimadores dos dois processos analisados e em cada ocasião será realizado com as expressões apropriadas para cada procedimento, mostradas no tópico 4.5 e definidas por Ware e Cunia (1962), Péllico Netto e Brena (1997) e Queiroz (2012). As estimativas dos métodos serão obtidas com o mesmo tamanho de amostra nas duas ocasiões, e será verificado se as variâncias da primeira e da segunda ocasião são homogêneas mediante o teste Fmax para 95% de probabilidade, conforme o tópico 4.6.

#### 4.8.2. Teste de comparação de médias

O teste t para amostras dependentes foi utilizado para comparar as médias estimadas pelos dois processos de amostragem em ocasiões sucessivas, a 95% de probabilidade, para verificar se há diferença estatística entre os valores obtidos.

$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\hat{V}(x)\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}}$$

$$\text{Tal que: } \hat{V}(x) = \frac{(n_1-1)\hat{V}_1(x) + (n_2-1)\hat{V}_2(x)}{n_1+n_2-2}$$

Formulação da Hipótese:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2;$$

$$H_1: \mu_1 \neq \mu_2.$$

A hipótese desta pesquisa foi testada a partir desse procedimento, no qual a amostragem com substituição parcial pode substituir a amostragem com repetição total se não houver diferença estatística entre as estimativas.

## 5. RESULTADOS

Os resultados para a variável volume na primeira ocasião (2001) e na segunda ocasião (2004) das 30 unidades amostrais permanentes referentes às UPAs 4 e 5 estão apresentados TABELA 3. A média do volume por hectare ( $DAP \geq 10$  cm) na primeira ocasião foi de  $221,670 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$ , com coeficiente de variação de 18,75% e desvio padrão de  $\pm 41,561 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$ . Para a segunda ocasião, a média foi de  $236,860 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$ , com coeficiente de variação de 17,74% e desvio padrão de  $\pm 42,018 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$ .

As TABELA 54 e 5 apresentam o volume ( $\text{m}^3\text{ha}^{-1}$ ) das unidades amostrais sorteadas para compor o banco de dados da amostragem com substituição parcial e da amostragem com repetição total, respectivamente.

TABELA 3 - RESULTADO DO ESTOQUE VOLUMÉTRICO ( $m^3ha^{-1}$ ), DAP  $\geq$  10 CM, NAS UNIDADES AMOSTRAIS DA PRIMEIRA E SEGUNDA OCASIÃO, NAS UPAS 4 E 5, FAZENDA RIO CAPIM, PARAGOMINAS - PA

Unidades amostrais	Volume ( $m^3/ha$ )		Unidades amostrais	Volume ( $m^3/ha$ )	
	2001	2004		2001	2004
1	252,069	263,439	16	155,242	171,996
2	223,449	237,288	17	177,261	189,927
3	200,167	215,938	18	232,027	245,587
4	166,152	178,231	19	189,403	206,409
5	144,655	162,718	20	248,317	268,652
6	204,972	219,687	21	277,105	290,175
7	189,420	203,135	22	270,722	288,601
8	271,835	286,718	23	211,630	225,172
9	253,138	265,147	24	212,605	228,591
10	213,845	228,076	25	306,369	324,210
11	260,185	280,855	26	239,556	255,589
12	235,427	250,875	27	196,515	215,355
13	204,526	222,667	28	238,997	252,665
14	263,705	278,582	29	141,141	151,594
15	203,947	218,592	30	265,712	279,353

TABELA 4 - VOLUME ( $m^3ha^{-1}$ ) PARA AS UNIDADES AMOSTRAIS SORTEADAS PARA COMPOR A AMOSTRAGEM COM SUBSTITUIÇÃO PARCIAL

U.a.	V 2001	V 2004	U.a.	V 2001	V 2001
11	260,185		26	239,556	255,589
24	212,605		5	144,655	162,718
1	252,069		3	200,167	215,938
10	213,845		28	238,997	252,665
19	189,403		13	204,526	222,667
17	177,261		14	263,705	278,582
6	204,972	219,687	21	277,105	290,175
9	253,138	265,147	15	203,947	218,592
29	141,141	151,594	25	306,369	324,210
7	189,420	203,135	18		245,587
27	196,515	215,355	8		286,718
30	265,712	279,353	2		237,288
20	248,317	268,652	16		171,996
12	235,427	250,875	22		288,601
4	166,152	178,231	23		225,172

TABELA 5 - VALORES ( $m^3ha^{-1}$ ) PARA AS UNIDADES AMOSTRAIS SORTEADAS PARA COMPOR A AMOSTRAGEM COM REPETIÇÃO TOTAL

U.a.	V 2001	V 2004	U.a.	V 2001	V 2001
14	272,618	278,394	8	209,343	213,812
12	296,729	297,552	18	308,728	334,798
15	272,637	219,760	11	283,968	295,403
7	237,843	300,629	4	207,682	258,086
1	330,553	340,916	2	253,116	253,488
9	206,843	219,060	19	176,495	245,548
20	237,892	268,348	13	324,932	293,233
10	238,906	228,400	17	235,074	249,846
6	175,233	176,792	3	236,009	217,534
16	191,957	204,377	5	163,627	177,387
29	141,141	151,594	25	306,369	324,210
21	277,105	290,175	27	196,515	215,355

## 5.1. Normalidade dos dados

### 5.1.1. Amostragem com repetição total

Os valores do volume ( $m^3ha^{-1}$ ) das unidades amostrais sorteadas para compor o banco de dados da amostragem com repetição total foram submetidos ao teste de Shapiro-Wilk para verificar se seguem distribuição normal, possibilitando fazer inferências estatísticas. A FIGURA 33 e 4 contém o gráfico de distribuição de frequências para a variável volume e o valor do  $W_{calculado}$  para 1ª e 2ª ocasião, respectivamente.

Para a 1ª ocasião, pela regra de decisão do teste,  $W_{calculado} = 0,97826 > W_{(0,05;24)} = 0,916$ , com o p-valor calculado por  $P[W > W_{calculado}] = 0,86177 > \alpha = 0,05$ . Dessa forma, podemos afirmar com nível de significância de 5% que a amostra provém de uma população normal. Semelhante para a 2ª ocasião, em que o  $W_{calculado} = 0,98174 > W_{(0,05;24)} = 0,916$ , e  $P[W > W_{calculado}] = 0,92567 > \alpha = 0,05$ .

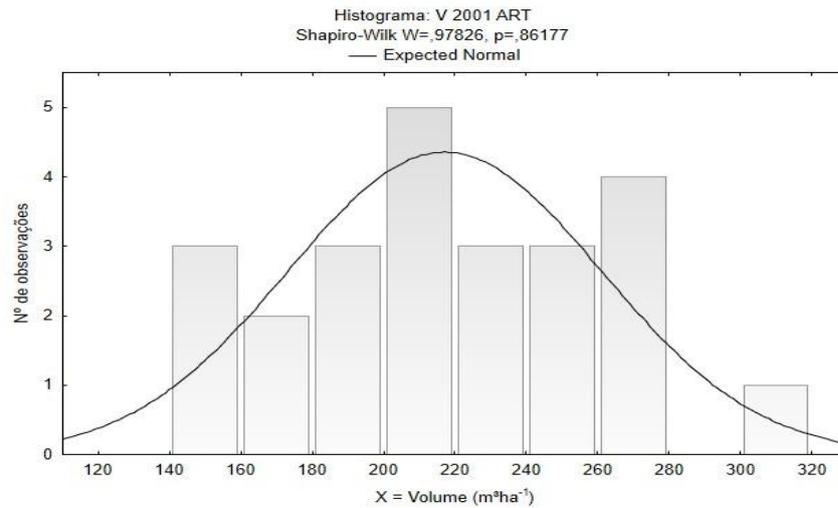


FIGURA 3 - HISTOGRAMA DO VOLUME PARA 1ª OCASIÃO DA ART

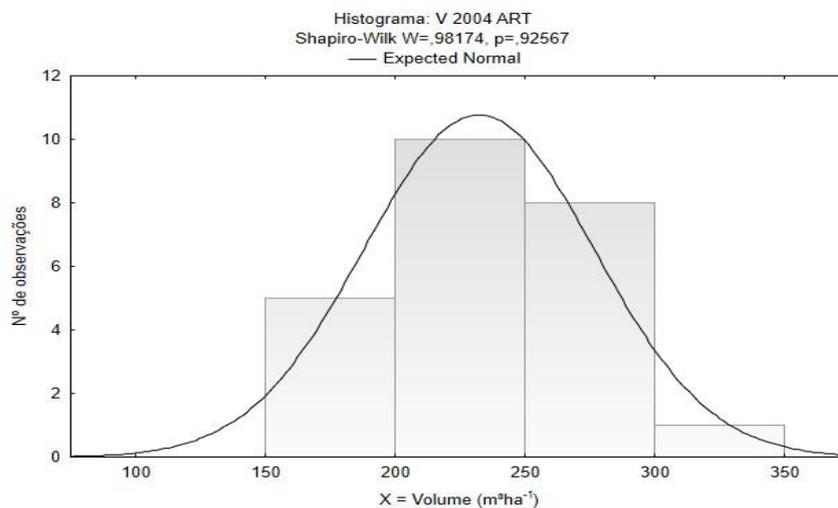


FIGURA 4 - HISTOGRAMA DO VOLUME PARA 2ª OCASIÃO DA ART

### 5.1.2. Amostragem com substituição parcial

Na Figura 5 e 6 estão os gráficos da distribuição de frequências para a variável volume e o valor de  $W_{calculado}$  para a 1ª e 2ª ocasião, respectivamente. Pela regra de decisão do teste, aceita-se  $H_0$ , pois para a 1ª ocasião  $W_{calculado} = 0,97804 > W_{(0,05;24)} = 0,916$ , com o p-valor calculado por  $P[W > W_{calculado}] = 0,85715 > \alpha = 0,05$  e, para a 2ª ocasião,  $W_{calculado} = 0,97376 > W_{(0,05;24)} = 0,916$ , com p-valor calculado por  $P[W > W_{calculado}] = 0,75943 > \alpha = 0,05$ .

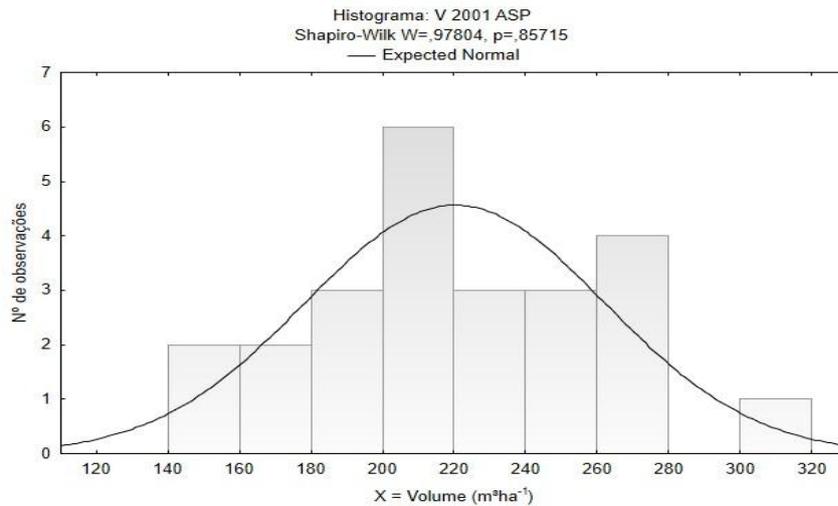


FIGURA 5 - HISTOGRAMA DO VOLUME PARA 1ª OCASIÃO DA ASP

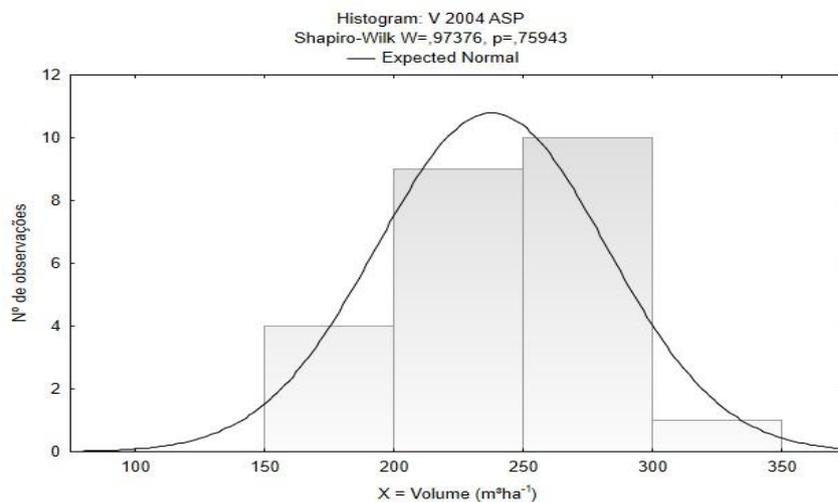


FIGURA 6 - HISTOGRAMA DO VOLUME PARA 2ª OCASIÃO DA ASP

## 5.2. Estimativas para a variável volume ( $m^3ha^{-1}$ ) dos processos de inventário em ocasiões sucessivas analisados

Atendendo as condições citadas por Ware e Cunia (1962), cujo tamanho das amostras e as variâncias da população devem ser iguais nas duas ocasiões para possibilitar a comparação das variâncias das médias dos diferentes processos, procedeu-se o processamento dos dados para obter as estimativas da variável volume para os processos de inventário em ocasiões sucessivas em análise.

Na TABELA 6 estão apresentadas as principais estimativas do volume ( $m^3ha^{-1}$ ) por cada método de amostragem na primeira ocasião, segunda ocasião e do incremento no período de 2001 a 2004.

O volume total na primeira ocasião utilizando a amostragem com substituição parcial foi de  $219,152 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$ , com desvio padrão de  $\pm 37,564 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$ . Para a segunda ocasião, a estimativa do volume total por meio da amostragem com substituição parcial foi de  $236,836 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$  com desvio padrão de  $\pm 39,695 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$ .

Utilizando a amostragem com repetição total, o volume total para a primeira e segunda ocasião foi de  $217,120 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$  e  $232,327 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$ , com desvios de  $\pm 43,960 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$  e  $\pm 44,438 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$ , respectivamente.

Para o incremento líquido entre os anos de 2001 e 2004, a média foi de  $15,207 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$  para a amostragem com repetição total e  $17,683 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$  para a amostragem com substituição parcial.

Utilizando o limite inferior do intervalo de confiança para a média do incremento líquido,  $14,039 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$  para a amostragem com repetição total e  $13,983 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$  para a amostragem com substituição parcial, o incremento periódico anual estimado foi de  $4,679 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}\text{ano}^{-1}$  para a amostragem com repetição total e  $4,661 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}\text{ano}^{-1}$  para a amostragem com substituição parcial.

A amostragem com substituição parcial apresentou estimativas mais eficientes, para a primeira e segunda ocasião em comparação com as estimativas da amostragem com repetição total, dado que os valores do coeficiente de variação, variância da média e erro relativo foram menores para esse processo. No entanto, os dois métodos mostraram-se apropriados para estimar o volume de madeira ( $\text{m}^3\text{ha}^{-1}$ ) nas duas ocasiões estudadas.

Com relação ao incremento líquido entre os anos de 2001 e 2004, a amostragem com repetição total atingiu um erro relativo inferior ao admitido. A amostragem com substituição parcial não apresentou resultado satisfatório, com erro relativo de 20,92%.

TABELA 6 - ESTATÍSTICAS DOS PROCESSOS DE AMOSTRAGEM EM OCASIÕES SUCESSIVAS PARA VARIÁVEL VOLUME ( $m^3ha^{-1}$ ), FLORESTA OMBRÓFILA DENSA, PARAGOMINAS - PA. ART - AMOSTRAGEM COM REPETIÇÃO TOTAL; ASP - AMOSTRAGEM COM SUBSTITUIÇÃO PARCIAL

Estimadores	Primeira ocasião (2001)		Segunda ocasião (2004)		Incremento	
	ART	ASP	ART	ASP	ART	ASP
Média	217,120 <sup>ns</sup>	219,152 <sup>ns</sup>	232,327 <sup>ns</sup>	236,836 <sup>ns</sup>	15,207 <sup>ns</sup>	17,683 <sup>ns</sup>
Variância	1932,548	1411,047	1974,714	1575,668		
Variância da média	80,523	58,794	82,279	65,653	0,318	3,422
Desvio padrão	43,960	37,564	44,438	39,695		
Erro padrão da média	8,973	7,668	9,070	8,103	0,565	1,850
Coefficiente de variação (%)	20,25	17,37	19,13	16,761		
Erro absoluto (+/-)	18,563	15,862	18,764	16,762	1,168	3,700
Erro relativo (%)	8,55	7,24	8,08	7,08	7,68	20,92

ns = não significativo ao nível de 5% de probabilidade.

### 5.2.1. Resultados detalhados para a amostragem com substituição parcial

O coeficiente de correlação entre os volumes das unidades permanente medidas nas duas ocasiões encontrado foi de 0,9967 para a amostragem com substituição parcial e 0,9981 para a amostragem com repetição total. Para esses valores, Callegari-Jacques (2003) classifica como uma correlação linear muito forte.

Na TABELA 7 estão apresentados os valores das estimativas e dos limites de erro encontrados no processo de amostragem com substituição parcial. Para os volumes da primeira e da segunda ocasião, os estimadores da amostragem com substituição parcial resultaram em erros menores quando comparados aos seus correspondentes não ASP.

O volume estimado da primeira ocasião foi de 220,216  $m^3ha^{-1}$  e 237,855  $m^3ha^{-1}$  para a segunda ocasião dos estimadores que não utilizam os coeficientes da amostragem com substituição parcial,  $\bar{x}_{k+m}$  e  $\bar{y}_{m+n}$ , respectivamente.

Para o incremento em volume ( $m^3ha^{-1}$ ) entre a primeira e segunda ocasião, o estimador ASP ( $\hat{\mu}_d$ ) apresentou menor limite de erro quando comparado à amostragem

independente ( $\bar{d} = \bar{y}_{m+n} - \bar{x}_{k+m}$ ), porém maior em relação à estimativa com unidades amostrais permanentes ( $\bar{d}_m = \bar{y}_m - \bar{x}_m$ ).

TABELA 7 - LIMITE DE ERRO DAS PRINCIPAIS ESTIMATIVAS NO PROCESSO DE AMOSTRAGEM COM SUBSTITUIÇÃO PARCIAL PARA A VARIÁVEL VOLUME ( $\text{m}^3\text{ha}^{-1}$ )

Estimadores	Estimativas	Limites de erro
$\bar{x}_{k+m}$	220,216	8,05
$\bar{y}_{k+m}$	237,855	7,88
$\bar{d} = \bar{y}_{k+m} - \bar{x}_{k+m}$	17,639	59,41
$\bar{d}_m = \bar{y}_m - \bar{x}_m$	15,186	8,67
$\bar{\mu}_x$	219,152	7,24
$\bar{\mu}_y$	236,836	7,08
$\bar{\mu}_d$	17,683	20,92

### 5.3. Comparação da eficiência relativa dos processos de inventário florestal em ocasiões sucessivas

#### 5.3.1. Homogeneidade das variâncias

Os valores obtidos para o  $F_{m\acute{a}x}$  são:

$$\text{ART: } F_{m\acute{a}x} = \frac{1974,714}{1932,548} = 1,02182$$

$$\text{ASP: } F_{m\acute{a}x} = \frac{1575,668}{1411,047} = 1,11667$$

Admite-se que as variâncias das duas ocasiões dos processos de amostragem em ocasiões sucessivas são homogêneas, pois, pela regra de decisão,  $F_{m\acute{a}x} = 1,02182 < H_{(2,24)0,05} \cong 2,07$  para a amostragem com repetição total e  $F_{m\acute{a}x} = 1,11667 < H_{(2,24)0,05} \cong 2,07$  para a amostragem com substituição parcial. Assim, aceita-se a hipótese nula a 95% de probabilidade, ou seja, há homocedasticidade.

Como a intensidade amostral nos dois processos de amostragem em ocasiões sucessivas são iguais e a variância da população na primeira e segunda ocasião são homogêneas, pode-se comparar as variâncias das médias dos estimadores com a finalidade de conhecer o processo mais eficiente.

### 5.3.2. Primeira ocasião

Definindo-se eficiência como a razão entre as variâncias da média (YAMANE, 1974), tem-se:

$$ER = \frac{VAR(ART)_{1^{a}ocasi\tilde{a}o}}{VAR(ASP)_{1^{a}ocasi\tilde{a}o}} = \frac{80,523}{58,794} = 1,3696$$

O estimador da primeira ocasião da amostragem com substituição parcial é 36,96% mais eficiente para estimar o volume médio por hectare da primeira ocasião quando comparado a amostragem com repetição total.

Quando comparado com a amostragem independente ( $\bar{x}_{k+m}$ ), a amostragem com substituição parcial mostra-se mais eficiente:

$$ER = \frac{VAR(IND)_{1^{a}ocasi\tilde{a}o}}{VAR(ASP)_{1^{a}ocasi\tilde{a}o}} = \frac{73,364}{58,796} = 1,2478$$

### 5.3.3. Segunda ocasião

$$ER = \frac{VAR(ART)_{2^{a}ocasi\tilde{a}o}}{VAR(ASP)_{2^{a}ocasi\tilde{a}o}} = \frac{82,279}{65,653} = 1,2532$$

O estimador  $\hat{\mu}_y$  (ASP) é 25,32% mais eficiente que o estimador  $\bar{y}_n$  (ART) para a estimativa do volume médio por hectare para a segunda ocasião. Comparada a amostragem independente, a amostragem com substituição parcial mostra-se 24,88% mais eficiente:

$$ER = \frac{VAR(IND)_{2^{a}ocasi\tilde{a}o}}{VAR(ASP)_{2^{a}ocasi\tilde{a}o}} = \frac{81,990}{65,653} = 1,2488$$

### 5.3.4. Incremento

$$ER = \frac{VAR(ART)_{incremento}}{VAR(ASP)_{incremento}} = \frac{0,318}{3,422} = 0,093$$

O estimador para o incremento médio entre as duas ocasiões da amostragem com substituição parcial foi 90,7% menos eficiente que o estimador da amostragem com repetição total.

Comparada a amostragem independente, o estimador ASP mostra-se mais eficiente:

$$ER = \frac{VAR(IND)_{incremento}}{VAR(ASP)_{incremento}} = \frac{25,663}{3,422} = 7,499$$

## 5.4. Dimensionamento da amostra

O dimensionamento da amostra foi calculado admitindo-se um erro de 10%, a 95% de probabilidade, para o intervalo de confiança da média do volume. O número de unidades amostrais necessárias para estimar os parâmetros da população foi determinado por meio da amostragem aleatória simples.

### 5.4.1. Amostragem com repetição total

#### 5.4.1.1. Primeira ocasião

A amostra preliminar de 24 parcelas forneceu as seguintes estimativas:

a) Volume médio =  $\bar{x}_u = 217,120 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$

b) Variância do volume =  $s_{x_u}^2 = 1932,548 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$

Com base nessas estimativas, o número de unidades amostrais calculadas resultou em:

$$n = \frac{(2,068658)^2 \times 1932,548}{(0,10 \times 217,120)^2} \cong 18$$

#### 5.4.1.2. Segunda ocasião

As estimativas para a variável volume ( $\text{m}^3\text{ha}^{-1}$ ) foram calculadas com 24 unidades amostrais, resultando em:

a) Volume médio =  $\bar{y}_n = 232,327 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$

b) Variância do volume =  $s_{y_n}^2 = 1974,714 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$

A partir dessas estimativas, o número de unidades amostrais calculado resultou em:

$$n = \frac{(2,068658)^2 \times 1974,714}{(0,10 \times 232,327)^2} \cong 16$$

#### 5.4.1.3. Incremento

As estimativas para o incremento do volume ( $\text{m}^3\text{ha}^{-1}$ ) foram calculadas com 24 unidades amostrais:

a) Média =  $\bar{d}_m = 15,207 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$

$$b) \text{ Variância} = s_{d_m}^2 = 7,650 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$$

Com base nessas estimativas, o número de unidades amostrais para estimar o incremento periódico resultou em:

$$n = \frac{(2,068658)^2 \times 7,65}{(0,10 \times 15,207)^2} \cong 15$$

Desse modo, o número de unidades amostrais para estimar o volume da primeira ocasião, segunda ocasião e incremento periódico (líquido) é suficiente para atender o erro e a probabilidade indicada.

#### 5.4.2. Amostragem com substituição parcial

##### 5.4.2.1. Primeira ocasião

As 24 unidades amostrais forneceram as seguintes estimativas:

$$a) \text{ Volume médio} = \bar{\mu}_x = 219,152 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$$

$$b) \text{ Variância do volume} = \hat{V}(\hat{\mu}_x) = 1411,047 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$$

Calculando o número de unidades amostrais, temos:

$$n = \frac{(2,068658)^2 \times 1411,047}{(0,10 \times 219,152)^2} \cong 13$$

##### 5.4.2.2. Segunda ocasião

As estimativas da amostra preliminar foram:

$$a) \text{ Volume médio} = \bar{\mu}_y = 236,836 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$$

$$b) \text{ Variância do volume} = \hat{V}(\hat{\mu}_y) = 1575,668 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$$

Dessa forma, o número ótimo de unidades amostrais é:

$$n = \frac{(2,093)^2 \times 1575,668}{(0,10 \times 236,836)^2} \cong 13$$

##### 5.4.2.3. Incremento

$$a) \text{ Média} = \bar{\mu}_d = 17,683 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$$

$$b) \text{ Variância} = V(\bar{\mu}_d) = 82,129 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$$

Assim, o número de unidades amostrais para estimar o incremento periódico é:

$$n = \frac{(2,093)^2 \times 82,129}{(0,10 \times 17,683)^2} \cong 113$$

O número de unidades amostrais para estimar o volume total da primeira e da segunda ocasião mostra-se satisfatório para atender as exigências estabelecidas. Entretanto, para estimar o incremento periódico (líquido), o número de unidades amostrais não foi suficiente para atender o erro pré-estabelecido.

#### 5.4.2.4. Dimensionamento da ASP a partir das fórmulas de Ware e Cunia (1962)

Para a amostragem com substituição parcial, o número de unidades amostrais das subamostras  $m$  (unidades amostrais permanentes) e  $n$  (unidades amostrais novas) foram calculadas por meio das fórmulas de Ware e Cunia (1962). As Equações 19 e 20 tiveram o custo de medição das unidades  $n$  e  $m$  igualadas ( $c_n = c_m = c$ ).

Sendo assim, para as unidades novas ( $n$ ):

$$n = \frac{1575,668}{0,1 * 236,836} - \frac{24}{0,9967^2} * (1 - \sqrt{(1 - 0,9967^2)}) \cong 43$$

E, para as unidades permanentes ( $m$ ):

$$m = \frac{24\sqrt{(1 - 0,9967^2)}}{0,9967^2} [1 - \sqrt{(1 - 0,9967^2)}] \cong 2$$

## 6. DISCUSSÃO

As médias, para a primeira e segunda ocasião, dos processos de amostragem em ocasiões sucessivas avaliados não diferem entre si ( $p > 0,05$ ). Entretanto, para avaliar o estoque volumétrico da primeira e segunda ocasião, a amostragem com substituição parcial mostra-se mais eficiente, corroborando com o encontrado por Brena (1979) em povoamentos de *Eucalyptus* sp., por Lima (2010) na Amazônia e por Matos (2012) em Floresta Estacional Semidecidual. Tal resultado pode ser explicado pelo fato desse processo utilizar valores das unidades amostrais das duas ocasiões para estimar o volume corrente, ou seja, utiliza as subamostras temporárias, permanentes e novas para estimar o volume da primeira ocasião e da segunda ocasião.

O volume estimado pelos dois processos de inventário em ocasiões sucessivas para o ano de 2001 e 2004 (TABELA 7) condiz com o encontrado em florestas sob manejo na Amazônia. No estado do Pará, os inventários diagnósticos utilizados como subsídios para elaboração de planos de exploração em áreas sob concessão florestal, apresentaram volume total por hectare de 186,82 (BRASIL, 2017), 187,99  $\text{m}^3\text{ha}^{-1}$  (PARÁ, 2015a), 249,10  $\text{m}^3\text{ha}^{-1}$  (PARÁ, 2015b) e 296,74  $\text{m}^3\text{ha}^{-1}$  (PARÁ, 2010), para árvores com DAP superior a 10 cm. No Amazonas, Lima (2010) apresenta o resultado de diversos sítios florestais, com volume total por hectare variando de 172,92 a 388,53  $\text{m}^3\text{ha}^{-1}$  (DAP  $\geq$  10 cm).

Apesar de não haver diferença estatística na estimativa do incremento periódico ( $p > 0,05$ ), a amostragem com repetição total teve eficiência relativa (ER) superior de 90% comparado a amostragem com substituição parcial. A superioridade da repetição total também foi reportada por Ribeiro (1978), Brena (1979) e Matos (2012) na estimativa do crescimento florestal. Esse resultado é explicado em razão desse processo utilizar dados de todas as unidades amostrais remeidas para estimar o incremento. Portanto, a amostragem com repetição total é o processo mais recomendado para o monitoramento do crescimento florestal (SILVA et al., 2005; FELFILI et al., 2005).

No entanto, como a intensidade amostral foi semelhante para os dois processos, a amostragem com repetição total utilizou maior número de unidades amostrais permanentes. Esse fato eleva o custo total do inventário, visto que o custo de instalação e remedição de unidades amostrais permanentes é superior ao custo de unidades amostrais temporárias (FRAYER; FURNIVAL, 1967; BRENA, 1979; SCOLFORO, 1981; LIMA, 2010). Dessa forma, não havendo diferença estatística na estimativa do incremento periódico, a amostragem com substituição parcial mostra-se adequada para ser adotada em inventários florestais contínuos na Amazônia.

Os IPAs estimados, 4,679  $\text{m}^3\text{ha}^{-1}\text{ano}^{-1}$  para a amostragem com repetição total e 4,661  $\text{m}^3\text{ha}^{-1}\text{ano}^{-1}$  para a amostragem com substituição parcial estão dentro dos padrões encontrados por outros autores. Os resultados foram superiores aos incrementos encontrados por Silva et al. (1995), 1,8  $\text{m}^3\text{ha}^{-1}\text{ano}^{-1}$ , e Oliveira (2005), 1,9  $\text{m}^3\text{ha}^{-1}\text{ano}^{-1}$ , na Floresta Nacional do Tapajós-PA, para as espécies comerciais com DAP  $\geq$  20 cm. Higuchi et al. (1997) encontraram incremento de 1,1 a 1,4  $\text{m}^3\text{ha}^{-1}\text{ano}^{-1}$  para espécies comerciais com DAP  $\geq$  10 cm no Amazonas. Os resultados foram semelhantes aos de 4,63  $\text{m}^3\text{ha}^{-1}\text{ano}^{-1}$  observado por Souza et al. (2017) para todos os indivíduos com DAP  $\geq$  15 cm, 18 anos após a exploração, e de Nascimento (2012), que observou incrementos de 4,15  $\text{m}^3\text{ha}^{-1}\text{ano}^{-1}$ , 4,67  $\text{m}^3\text{ha}^{-1}\text{ano}^{-1}$  e 4,37

$\text{m}^3\text{ha}^{-1}\text{ano}^{-1}$ , para todos os indivíduos com  $\text{DAP} \geq 10$  cm em três tratamentos distintos. Ambos os estudos foram realizados em florestas manejadas na Amazônia Ocidental. Teixeira et al. (2007) observaram incremento de  $5,60 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}\text{ano}^{-1}$  para todos os indivíduos com  $\text{DAP} \geq 10$  cm, em florestas manejadas experimentalmente no Amazonas.

Em relação ao número de unidades amostrais, o inventário florestal contínuo realizado pela empresa CKVB Florestal Ltda. observou-se suficiência amostral para estimar o volume da primeira ocasião e segunda ocasião, para ambos processos de amostragem, de acordo com a precisão requerida.

Apesar de ter gerado estimativa do incremento próxima do processo de amostragem com repetição total, a amostragem com substituição parcial apresentou erro relativo superior a 10%, sendo necessário aumentar o número de unidades amostrais para atingir o erro relativo almejado. Kanegae Junior (2004) aponta que a amostragem com substituição parcial tem restrições de uso em povoamentos de *Eucalyptus* sp. estratificados com um mínimo de 25 unidades amostrais, em razão do número insuficiente de unidades permanentes presentes em cada estrato.

O número de unidades amostrais permanentes utilizadas no presente trabalho divergiu da proporção ótima verificada na TABELA 2 e do número calculado pela Equação 19. O resultado da Equação 20 apontou um número superior ao utilizado de unidades amostrais novas. Tal resultado pode ser explicado pela alta correlação entre o volume das unidades amostrais nas duas ocasiões, o que resultou em um alto coeficiente de correlação, obtido possivelmente pelo tratamento dos dados. Dessa forma, é mais eficaz o uso de unidades amostrais temporárias e novas, posto que a correlação linear é muito forte, diminuindo a necessidade de utilizar unidades amostrais permanentes.

Mesmo com a versatilidade do processo de amostragem com substituição parcial, se adequando às modificações da precisão e estratificação e com a possibilidade de aumentar ou reduzir o número de unidades amostrais de cada subamostra, a escolha do processo a ser adotado deverá ser baseada nas necessidades e situações encontradas em campo (VANCLAY, 1992) e no orçamento disponível para realizar o monitoramento da floresta (SCOLFORO et al., 1981).

## 7. CONCLUSÃO

A amostragem com substituição parcial pode ser empregada com sucesso em inventários florestais sucessivos na Amazônia para estimar o estoque volumétrico e o crescimento e produção florestal.

As estimativas geradas pelo processo de amostragem com substituição parcial mostraram-se competitivas quando comparadas as estimativas do processo de amostragem com repetição total, podendo, assim, substituir esse processo no monitoramento do crescimento florestal.

Recomendações:

- a) Adotar, no inventário florestal contínuo, o mesmo nível de abordagem utilizado no inventário 100% definido pela legislação, ou seja, a partir de 10 cm abaixo do mínimo autorizado para corte (atualmente DAP = 50 cm). Além de reduzir o tempo de medição e, conseqüentemente, o custo, esse nível de abordagem poderá ser mais aceito no meio empresarial;
- b) A periodicidade das medições poderia ocorrer em intervalos de cinco anos para registrar modificações significativas, aproveitando o inventário 100% para realizar a primeira medição, o que reduzirá os custos. A segunda medição poderia ocorrer dois anos após a exploração, para capturar o seu efeito na floresta. Recomenda-se, veementemente, que as medições sigam a intervalos de tempo iguais, a fim de possibilitar a construção de curvas de tendência do crescimento da floresta;
- c) Aumentar a intensidade amostral visando diminuir o erro e utilizar os dados do incremento periódico anual para adequar o ciclo de corte à produção da floresta;
- d) Utilizar a amostragem com substituição parcial como processo de inventário em ocasiões sucessivas, em razão da sua versatilidade diante eventuais modificações nas condições entre as ocasiões de medição e seu menor custo devido ao uso combinado de unidades amostrais permanentes e unidades amostrais temporárias.

## 8. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALVES, R.R.; JACOVINE, L. A. G.; EINLOFT, R. Certificação florestal na região amazônica. **Revista Madeira**, v. 120, p. 62-65, out. 2009.

ASSMAN, E. **The principles of forest yield study**. Oxford: Pergamon Press, 1970. 506 p.

BAIMA, A. M. V.; SILVA, S. M. A.; SILVA, J. N. M. A silvicultura tropical na Amazônia: Equações de volume para uma floresta tropical de terra-firme Moju-Pará. Belém: **EMBRAPA Amazônia Oriental**. DFID, 2001. p. 367-392.

BELLHOUSE, D. R. A brief history of random sampling methods. In: KRISHNAIAH, P. R.; RAO, C. R. (Ed.). **Handbook of Statistics**. ed. North holland: Elsevier. 1988, v. 6, p. 1-13.

BICKFORD, C. A. **Proposed design for continuous forest inventory: a system of perpetual Forest Survey for the Northeast**. Ed: Cumberland Falls, Ky. U.S. Service Eastern Techniques Meeting Forest Survey, 1956. p. 8-13.

BICKFORD, C. A. On successive forest inventories. **Proc. Society of American Foresters**, p. 25-30, 1963.

BOKALO, M.; TITUS, S. J.; WIENS, D. P. Sampling with Partial Replacement extended to include growth projections. **Forest Science**, v. 42, n. 3, p. 328-334, 1996.

BRASIL, Ministério do Meio Ambiente. Instituto Brasileiro do Meio Ambiente e Recursos Hídricos – IBAMA. Instrução Normativa N° 4, de 4 de março de 2002. Dispõe sobre procedimentos relativos às atividades de Manejo Florestal Sustentável e Uso Múltiplo na Amazônia Legal. **Diário Oficial da República Federativa do Brasil**, Brasília, 07 de março de 2002.

BRASIL, Ministério do Meio Ambiente. Instrução Normativa N° 5, de 11 de dezembro de 2006. Dispõe sobre procedimentos técnicos para elaboração, apresentação, execução e avaliação técnica de Planos de Manejo Florestal Sustentável – PMFSs nas florestas primitivas e suas formas de sucessão na Amazônia Legal, e dá outras providências. **Diário Oficial da República Federativa do Brasil**, Brasília, DF, p. 155, Seção 1, 13 de dezembro de 2006.

BRASIL, Ministério do Meio Ambiente. Conselho Nacional do Meio Ambiente. Resolução N° 406, de 02 de fevereiro de 2009. Estabelece parâmetros técnicos a serem adotados na

elaboração, apresentação, avaliação técnica e execução de Plano de manejo Florestal Sustentável – PMFS com fins madeireiros, para florestas nativas e suas formas de sucessão no bioma Amazônia. **Diário Oficial da República Federativa do Brasil**, Brasília, p. 100, nº 26, 06 de fevereiro de 2009.

BRASIL, Serviço Florestal Brasileiro. **Plano de Manejo Sustentável da Unidade de Manejo Florestal II** – Concessão Florestal na Floresta Nacional de Altamira. Belém. 2017. 120 p. Não publicado.

BRENA, D. A. **Comparação dos métodos de inventários florestais sucessivos em relação a amostragem com repetição parcial, aplicados em uma população estratificada**. 1979, 127f. Dissertação (Mestre em Ciências) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1979.

BRENA, D. A. Proposição de um sistema de inventário florestal nacional para o Brasil. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 6, n. 1, p. 109-127, 1996.

CALLEGARI-JACQUES, S. M. **Bioestatística: princípios e aplicações**. Porto Alegre: Artemed, 2003. 255 p.

CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração florestal: perguntas e respostas**. 2ª ed. Viçosa: Editora UFV, 2006. 470 p.

CAVALCANTI, F. J. B.; MACHADO, S. A.; HOSOKAWA, R. T. Metodologia para uso múltiplo e integrado de florestas tropicais da Amazônia. **Floresta**, Curitiba, v. 40, n. 2, p. 405-418, 2010.

COCHRAN, W. G. **Sampling Techniques**. 3 ed: Wiley, Nova Iorque, 1977. 422 p.

CUNIA, T. CHEVROU, R.B. Sampling with partial replacement on three or more occasions. **Forest Science**, v. 5, n. 2, p. 204-224, 1969.

CUNIA, T. Continuous forest inventory, partial replacement of samples and multiple regression. **Forest Science**, v, 11, n 4, p.480-502, 1965.

CUNIA, T. Statistical advances in the methodology of forest inventory. XVI IUFRO World Congress. **Proceedings Division VI**. Stockholm. p. 128-139. 1976.

FAO. FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION. **Manual of Forest inventory**: With special reference to mixed tropical forest. Roma, 1981. 200 p.

FELFILI, J. M.; CARVALHO, F. A.; HAIDAR, R. F. **Manual para o monitoramento de parcelas permanentes nos biomas cerrado e pantanal**. Brasília: Universidade de Brasília, Departamento de Engenharia Florestal, 2005. 60 p.

FRAYER, W.E. Weighted regression in successive forest inventories. **Forest Science**, v. 12, p. 464-472, 1966.

FRAYER, W. E.; FURNIVAL, G. M. Area change estimates from sampling with partial replacement. **Forest Science**, v. 13, n. 1, p 72-77, 1967.

HIGUCHI, N.; SANTOS, J.; RIBEIRO, R. J.; FREITAS, J. V.; VIEIRA, G.; COIC, A. R.; MINETTE, L. J. **Crescimento e incremento de uma floresta Amazônica de terra-firme manejada experimentalmente**. In: Biomassa de Nutrientes Florestais. INPA/DFID, Manaus – AM, p 89-132, 1997.

HOLMES, T.P.; BLATEM G. M.; ZWEEDE, J. C.; PEREIRA, R.; BARRETO, P.; BOLTZ, F. **Custos e benefícios financeiros da exploração florestal de impacto reduzido em comparação à exploração florestal convencional na Amazônia Oriental**. Belém. Fundação Floresta Tropical – FFT, 2002, 66p.

HUSCH, B.; MILLER, C. I. V.; BEERS, T. W. **Forest mensuration**. 2.ed. New York, Ronald Press, Company, 1972. 410 p.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Manual técnico da vegetação brasileira**: sistema fitogeográfico, inventário das formações florestais e campestres, técnicas e manejo de coleções botânicas, procedimentos para mapeamentos. 2.

ed. Rio de Janeiro: IBGE- Diretoria de Geociências, 2012. 271 p. (Manuais técnicos em geociências 1).

IORIS, E. M. Na trilha do manejo científico da floresta tropical: indústria madeireira e florestas nacionais. **Boletim do Museo Paraense Emílio Goeldi**, v. 3, n. 3, p. 289-309, 2008.

JESSEN, R. J. **Statistical investigation of a sample survey for obtaining farm facts**. 1942. 48 f. Thesis (Doctor of Philosophy). Iowa State University, Iowa, 1942.

KANEGAE JUNIOR, H. **Avaliação de sistemas de inventários sucessivos e dos interpoladores espaciais como instrumento de estratificação de povoamentos clonais de *Eucalyptus* sp.** 2004. 131 f. Dissertação (Engenharia Florestal). Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG, 2004.

KANGAS, A.; MALTAMO, M. **ForestInventory**. Ed. Springer, Dordrecht, 2006. 357 p.

LIMA, A. J. N. **Avaliação de um sistema de inventário florestal contínuo em áreas manejadas e não manejadas do Estado do Amazonas (AM)**. 2010. 183 f. Tese (Ciências de Florestas Tropicais). Instituto Nacional de Pesquisa da Amazônia, Manaus, AM, 2010.

LOESTSCH, F.; ZÖHRER, F.; HALLER, K. E. **Forestry inventory**. München: BLV, Verlagsgesellschaft, 1973. v. 2. 469 p.

MATOS, L. M. S. **Avaliação de métodos de amostragem em ocasiões sucessivas aplicados no manejo de florestas inequiâneas**. 2012. 72 f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal). Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2012.

NAKAJIMA, N. Y. **Elaboração de um sistema de amostragem para estimativa de valores correntes e mudança/crescimento em reflorestamento de *Pinus***. Curitiba: CNPq/UFPR, 1998. Relatório de pesquisa modalidade RD.

NASCIMENTO, R. G. M. **Modelagem e prognose da produção de uma floresta tropical úmida densa de terra-firme na Amazônia Central**. 2012. 155 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2012.

NEWTON, C. M.; CUNIA, T.; BICKFORD, C. A. Multivariate estimators for sampling with partial replacement on two occasions. **Forest Sci.**, v. 20, p. 106-116, 1974.

OLIVEIRA, L. C. **Efeito da exploração da madeira e de diferentes intensidades de desbaste sobre a dinâmica da vegetação de uma area de 136 ha na Floresta Nacional do Tapajós**. 2005. 183 f. Tese (Doutorado Recursos Florestais) – Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2005.

PAIVINEN, R.; LUND, H. G.; POSO, S.; ZAQILA-NIEDSWIECK, T. **IUFRO International guidelines for forest monitoring**. Vienna: International Union of Forest Research, 1994. 102p. (IUFRO world series report, 5.)

PARÁ. Secretaria de Meio Ambiente e Sustentabilidade. **Plano de Manejo Florestal**. Cikel Brasil Verde Ltda. Paragominas. 2000. 36 p. Não publicado.

PARÁ. Secretaria de Meio Ambiente e Sustentabilidade. **Inventário florestal diagnóstico do conjunto de glebas estaduais Mamuru-arapiuns – Pará** (Relatório Final). Santarém. 2010. 135 p. Não publicado.

PARÁ. Secretaria de Meio Ambiente e Sustentabilidade. **Plano de Manejo Florestal Sustentável de Uso Múltiplo - Concessão Florestal da Floresta Nacional Crepori**. Brasadoc Timber Comércio de Madeiras Ltda. Belém. 2015a. 206 p. Não publicado.

PARÁ. Secretaria de Meio Ambiente e Sustentabilidade. **Resumo executivo do inventário florestal amostral**. Belém. 2015b. 12 p. Não publicado.

PÉLLICO NETTO, S.; BRENA, D. A. **Inventário florestal**. Ed. UFPR. Curitiba: Universidade Federal do Paraná, 1997. 316 p.

PINHEIRO, J. I. D.; CUNHA, S. B.; CARVAJAL, S. R.; GOMES, G. C. **Estatística básica: a arte de trabalhar com os dados**. Ed: Elsevier Editora Ltda., Rio de Janeiro, 2009. 286 p.

QUEIROZ, W. T. **Amostragem em inventário florestal**. Ed. UFRA. Belém: Universidade Federal Rural da Amazônia, 2012. 441 p.

QUEIROZ, W. T. **Planejamento de experimentos** (apontamentos). Belém: Universidade Federal Rural da Amazônia, 1997. 36 f. Apostila.

RIBEIRO, J.C. **Análise da amostragem com Repetição parcial em relação a outros procedimentos de inventários florestais sucessivos**. 1978. 99 f. Dissertação (Mestre em Ciência Florestal) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1978.

RODELLO, C. M. **Comparação entre procedimentos de amostragem de espécies florestais com raridade geográfica e padrões de distribuição agregado**. 2006. 75 f. Dissertação (Mestre em Ciência) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2006.

RODRIGUES, T. E.; SILVA, R. C.; SILVA, J. M. L.; OLIVEIRA JÚNIOR, R. C.; GAMA, J. R. N.; VALENTE, M. A. **Caracterização e classificação dos solos no município de Paragominas, Estado do Pará**. Belém: Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, Documentos, 162. 51 p. 2003.

SANQUETTA, C. R.; WATZLAWICK, L. F.; CORTE, A. P. D.; FERNANDES, L. A. V. **Inventários florestais: planejamento e execução**. Curitiba: Multi-Gráfica e Editora, 2006. 271 p.

SCOLFORO, J. R. S.; PAULA, F. N.; ASPIAZÚ, C.; CONDÉ, A. R. Análise comparativa dos procedimentos de inventários florestais repetidos em povoamentos de Eucalyptus sp. na região de Bom Despacho. **Revista Árvores**, Viçosa, v. 6, n. 1, p. 56-72, 1981.

SCOTT, C. T. Sampling methods for estimating change in Forest resources. **Ecological Applications**, v. 8, n. 2, p. 228-233, 1998.

SCS. Scientific Certification Systems. **Sumário público:** Avaliação de certificação do manejo florestal das florestas naturais da CIKEL Brasil Verde S.A. - Fazenda Rio Capim. Paragominas - Pará – Brasil. Scientific Certification Systems, Califórnia-USA. 2001. 39p.

SEMAS. Secretaria de Meio Ambiente e Sustentabilidade. **Política de Recursos Hídricos do Estado do Pará.** Belém: SEMAS, 2012.

SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. An analysis of variance test for normality (complete samples). **Biometrika Trust**, Londres, v. 52, p. 591-609, 1965.

SILVA, J. N. M.; CARVALHO, J. O. P.; LOPES, J. C. A.; ALMEIDA, B. F.; COSTA, D. H. M. Growth and yield of a tropical rain forest in the Brazilian Amazon 13 years after logging. **Forest Ecology and Management**, n. 71, p. 267-274, 1995.

SILVA, J. N. M.; LOPES, J. C. A. **Inventário florestal contínuo em florestas tropicais: a metodologia pela EMBRAPA – CPATU na Amazônia brasileira.** Belém: Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, Documentos, 33. 36 p. 1984.

SILVA, J. N. M.; LOPES, J. C. A.; OLIVEIRA, L. C.; SILVA, S. M. A.; CARVALHO, J. O. P.; COSTA, D. H. M.; TAVARES, M. J. M. **Diretrizes para instalação e medição de parcelas permanentes em florestas naturais da Amazônia Brasileira.** 1. ed. Belém: Embrapa Amazônia Oriental, 2005. p. 68.

SOARES, C. P. B.; NETO, F. P.; SOUZA, A. L. **Dendrometria e inventário florestal.** Ed. UFV. Viçosa, MG, 2011. 272 p.

SOUZA, M. A. S.; AZEVEDO, C. P.; SOUZA, C. R.; FRANÇA, M.; VASCONCELOS NETO, E. L. Dinâmica e produção de uma floresta sob regime de manejo sustentável na Amazônia central. **Floresta**, Curitiba, v. 47, n. 1, p. 55-63, 2017.

TEXEIRA, L. M.; CHAMBERS, J. Q.; SILVA, A. R.; LIMA, A. J. N.; CARNEIRO, V. M. C.; SANTOS, J.; HIGUCHI, N. Projeção da dinâmica da floresta natural de Terra-firme,

região de Manaus-AM, com uso da cadeia de transição probabilistic de Markov. **Acta Amazônica**, v. 37, n. 3, p. 377-384, 2007.

VANCLAY, J. K. Permanent plots for multiple objectives: Defining goals and resolving conflicts. In: LUND, H. G.; PÄIVINEN, R.; THAMMINCHA, S. (ed). **Remote and permanent plot techniques for world forest monitoring**. Pattaya: Wacharakitti International Workshop, 1992. p. 157-163.

VELOSO, H. P.; RANGEL FILHO, A. L. R.; LIMA, J. C. A. **Classificação da vegetação brasileira, adaptada a um sistema universal**. IBGE: Departamento de Recursos Naturais e Estudos Ambientais, 1991. p.124.

VRIES, P. G. **Sampling theory for inventory: a teach-yourself course**. New York: Springer-Verlag, 1986. 399 p.

WARE, K. D.; CUNIA, T. Continuous forest inventory with partial replacement of samples. Ed: Washington, Society of American Forestes, **Forest Science**, Monograph, 40 p, 1962.

WATRIN, O. S.; ROCHA, A. M. A. **Levantamento de vegetação natural e uso da terra no município de Paragominas (PA) utilizando imagens TM/Landsat**. Belém: Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, Boletim de pesquisa, 124. 40 p. 1992.

YAMANE, T. **Estatística**. Ed. México, Harla. 1974. 573 p.

YARED, J. A. G.; SOUZA, A. L. **Análise dos impactos ambientais no manejo de florestas tropicais**. Viçosa: Sociedade de Investigações Florestais, 1993. 19 p. Apostila.