



UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DA AMAZÔNIA
INSTITUTO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS FLORESTAIS

MATHEUS DA COSTA GONDIM

OTIMIZAÇÃO DA INTENSIDADE DE AMOSTRAGEM EM CONGLOMERADOS
PARA ESTIMAR VOLUME DE MADEIRA EM FLORESTA AMAZÔNICA

BELÉM – 2021

MATHEUS DA COSTA GONDIM

OTIMIZAÇÃO DA INTENSIDADE DE AMOSTRAGEM EM CONGLOMERADOS
PARA ESTIMAR VOLUME DE MADEIRA EM FLORESTA AMAZÔNICA

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Florestais da Universidade Federal Rural da Amazônia, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre.

Área de concentração: Manejo de ecossistemas de florestas nativas e plantadas.

Orientador: Prof. Dr. Hassan Camil David.

Coorientador: Prof. Dr. Luan Demarco Fiorentin.

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)
Bibliotecas da Universidade Federal Rural da Amazônia
Gerada automaticamente mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

- G637o Gondim, Matheus da C. Gondim
OTIMIZAÇÃO DA INTENSIDADE DE AMOSTRAGEM EM CONGLOMERADOS PARA
ESTIMAR VOLUME DE MADEIRA EM FLORESTA AMAZÔNICA / Matheus da C. Gondim Gondim,
Hassan C. David David. - 2022.
77 f. : il.
- Dissertação (Mestrado) - Programa de PÓS-GRADUAÇÃO em Ciências Florestais (PPGCF), Campus
Universitário de Belém, Universidade Federal Rural Da Amazônia, Belém, 2022.
Orientador: Prof. Dr. Hassan C. David David
1. Inventário Florestal Nacional. 2. Amostragem com conglomerados. 3. Precisão. 4. Acurácia. 5.
Método de Monte Carlo. I. David, Hassan C. David, *orient.* II. Título
-

CDD 634.92

AGRADECIMENTOS

Tendo em vista que nenhuma de minhas conquistas pessoais ou profissionais seria possível se contrárias aos seus planos, agradeço primeiramente a Deus. Todas as dificuldades que enfrentei foram suportadas pela força que Ele cultivou no meu coração.

Minha gratidão a todos os meus familiares, e em especial à Raimunda Gondim (Mãe/Vó), que sempre esteve disposta, desde o começo da minha vida, a oferecer tudo o que fosse necessário para a construção do meu caráter, educação e realização dos meus sonhos; à Cristiane Gondim, meus sinceros agradecimentos por sempre ter se mostrado companheira e incentivadora. Sem o amor de vocês eu não teria chegado até aqui.

Ao meu orientador, Dr. Hassan C. David, muito obrigado por tudo! Pela parceria, orientações impecáveis, receptividade, compreensão, conhecimento compartilhado, conselhos, e principalmente, pelo voto de confiança para a realização desta pesquisa. Para mim, é uma honra inenarrável construir esse trabalho com você. Essa experiência vou levar para sempre. Ao meu coorientador, Dr. Luan Fiorentin, pelas contribuições excelentes.

Agradeço aos meus amigos, que de alguma forma contribuíram para a minha formação pessoal e profissional. Em especial, à Marília Caires, Jedson Abrantes e Edileuza Almeida, que são sinônimo de amizade verdadeira. Obrigado pelo amor, lealdade e companheirismo nos piores e melhores momentos. Além do mais, agradeço aos amigos que tive a oportunidade fazer na época da graduação e levarei para a vida, Raiana Arnaud, Sávio Góes, Antonia Sandra, Denise Martins, Laisa Barros e Débora Moreira.

Dedico também meus agradecimentos a coordenação do Programa de Pós Graduação em Ciências Florestais da Universidade Federal Rural da Amazônia, aos professores e aos amigos que tive a oportunidade de fazer nesses últimos dois anos. Em especial, à Tamires Damasceno, Victor Oliveira e Vitor Moraes, pela troca de experiências, conversas, apoio e torcida. Do mesmo modo, à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Ensino Superior (CAPES), pelo suporte financeiro fornecido para que eu desenvolvesse esta pesquisa.

De maneira geral, a todos que me incentivaram e torceram por mim, muito obrigado!

“O que temos que aprender,
aprendemos fazendo.”
(Aristóteles)

RESUMO GERAL

Unidades amostrais (UAs) de tamanhos reduzidos, bem como em menor quantidade, são geralmente desejáveis em inventários florestais, sobretudo, porque o número de indivíduos medidos nas parcelas é menor, tornando o trabalho de campo menos oneroso. Esta pesquisa explora técnicas de reamostragem de um conjunto de conglomerados padronizados pelo Inventário Florestal Nacional (IFN) brasileiro. Os objetivos foram (1) identificar o menor tamanho de conglomerado e (2) o menor tamanho amostral que propicie a mesma acurácia e precisão em comparação com a amostra completa. Dados de 22 conglomerados de 0,80 hectares (ha) cada, instalados na Floresta Nacional do Bom Futuro-RO, foram utilizados. Três produtos foram considerados: (1) volume de árvores com Diâmetro à Altura do Peito (DAP) ≥ 20 cm; (2) volume de árvores com DAP ≥ 50 cm; e (3) volume de árvores com DAP ≥ 50 cm, com qualidade de fuste 1 e 2. No Capítulo 1, reduções consecutivas de 0,80 a 0,08 ha executadas em dois sentidos (*distal* e *proximal*) deram origem a 20 cenários. No Capítulo 2, a intensidade amostral com conglomerados inteiros (0,80 ha cada) e reduzidos (0,56 ha cada) foi reduzida de 22 para 4 conglomerados. O método Monte Carlo foi empregado como técnica de reamostragem necessária para computar a acurácia e precisão do volume de madeira em cada cenário. No Capítulo 1, para os três produtos, foi verificado que conglomerados de 0,56 ha, reduzidos no sentido *proximal*, podem estimar com precisão e acurácia a variável de interesse. No Capítulo 2, também para os três produtos, qualquer redução do tamanho amostral aparentou afetar a acurácia e a precisão fornecida pelo tamanho amostral original (22 UAs). Esta pesquisa apresenta duas principais contribuições científicas. A primeira é que, para um mesmo tamanho amostral, é preferível reduzir o tamanho da UA do que o número de UAs. Essa relação tem sido constatada para muitas variáveis e espaços amostrais, sendo relatada em Cochran (1997). Esta pesquisa confirma, portanto, essa relação para a variável volume de madeira em floresta Amazônica. A segunda contribuição desta pesquisa é a constatação de que o conglomerado instalado na Amazônia poderia ter seu tamanho reduzido, para fins de volumetria. A redução de tamanho poderia, inclusive, tornar o IFN menos custoso em termos financeiros.

Palavras-chave: Inventário florestal; Análise de incerteza; Método de Monte Carlo; Teoria da amostragem; Acurácia e precisão.

GENERAL ABSTRACT

Sample units (UAs) of reduced sizes, as well as in smaller quantities, are generally desirable in forest inventories, mainly because the number of obligators in the parcels is smaller, making the field work less onerous. This research explores resampling techniques for a set of clusters standardized by the Brazilian National Forest Inventory (NFI). The aim was twofold: to identify (1) the smallest cluster and (2) the smallest sample size that provides the same accuracy and precision as the original sample. Data from 22 0,80 ha clusters were installed in the National Forest of Bom Futuro, Brazil. Three products were considered: (1) volume of the trees with the diameter at breast height (DBH) ≥ 20 cm, (2) volume of the trees with DBH ≥ 50 cm, and (3) volume of the trees with DBH ≥ 50 cm, with stem quality 1 and 2. In Chapter 1, consecutive reductions from 0.80 to 0.08 ha were carried out in two directions (*distal* and *proximal*), giving rise to 20 scenarios. In Chapter 2, the sampling intensity with full-size (0.80 ha each) and small-size (0.56 ha each) clusters was reduced from 22 to 4 clusters. The Monte Carlo method was used as the resampling technique needed to compute the accuracy and precision of the wood volume for every scenario. In Chapter 1, for the three products, findings revealed that 0.56-ha clusters reduced in the *proximal* direction can accurately and accurately estimate the variable of interest. In Chapter 2, also for the three products, all sample size reductions yielded less accuracy and precision than the original sample (22 SUs). This survey presents two main scientific contributions. The first is that, for the same sampling intensity, it is preferable to reduce the size of the AU rather than the number of AUs. This relation has been verified in many variable and sampling spaces, being reported in Cochran (1977). This research confirms, therefore, that same relation for the variable ‘wood volume’ in an Amazonian Forest remnant. The second scientific contribution suggests that the conglomerate installed in the Amazon could have its size reduced, for purposes of volumetry. The size reduction could even make the IFN less costly in financial terms.

Key Words: Forest Inventory; Uncertainty analysis; Monte Carlo method; Sampling theory; Accuracy and precision.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

CAPÍTULO 1

Figura 1. Floresta Nacional do Bom Futuro e localização dos conglomerados.....	25
Figura 2. Dimensões e sentidos de redução dos conglomerados.	27
Figura 3. Intervalo de confiança das médias do Produto 1, para diferentes tamanhos de conglomerado nos dois sentidos de redução.	34
Figura 4. Intervalo de confiança das variâncias entre, dentro e totais do Produto 1, para diferentes tamanhos de conglomerado nos dois sentidos de redução.	36
Figura 5. Assimetria e curtose das médias do volume para o Produto 1.	37
Figura 6. Assimetria e curtose das variâncias totais do volume para o Produto 1.	37
Figura 7. Intervalo de Confiança das médias para o Produto 2, para diferentes tamanhos de conglomerados nos dois sentidos de redução.	38
Figura 8. Intervalo de confiança das variâncias entre, dentro e totais do Produto 2, para diferentes tamanhos de conglomerado nos dois sentidos de redução.	40
Figura 9. Assimetria e curtose das médias do volume para o Produto 2.	41
Figura 10. Assimetria e curtose das variâncias totais do volume para o Produto 2.	41
Figura 11. Intervalo de confiança para as médias do volume para o Produto 3, para diferentes tamanhos em dois sentidos de redução.	42
Figura 12. Intervalo de confiança das variâncias entre, dentro e totais do Produto 3, para diferentes tamanhos de conglomerado nos dois sentidos de redução.	44
Figura 13. Assimetria e curtose das médias do volume para o Produto 3.	45
Figura 14. Assimetria e curtose das variâncias totais do volume para o Produto 3.	45

CAPÍTULO 2

Figura 1. Intervalo de confiança das médias do Produto 1, em função da redução do tamanho amostral de conglomerados.....	63
Figura 2. Intervalo de confiança das variâncias entre, dentro e totais do Produto 1, para diferentes tamanhos amostrais de conglomerado nos dois sentidos de redução.	65
Figura 3. Assimetria e curtose das médias e variâncias totais do volume para o Produto 1.	66
Figura 4. Intervalo de confiança das médias do Produto 2, em função da redução do tamanho amostral de conglomerados.....	68
Figura 5. Intervalo de confiança das variâncias entre, dentro e totais do Produto 2, para diferentes tamanhos amostrais de conglomerado nos dois sentidos de redução.	70

Figura 6. Assimetria e curtose das médias e variâncias totais do volume para o Produto 2.	71
Figura 7. Intervalo de confiança das médias do Produto 3, em função da redução da do tamanho amostral de conglomerados inteiros e reduzidos.	73
Figura 8. Intervalo de confiança das variâncias entre, dentro e totais do Produto 3, para diferentes tamanhos amostrais de conglomerado nos dois sentidos de redução.	75
Figura 9. Assimetria e curtose das médias e variâncias totais do volume para o Produto 3.	76

SUMÁRIO

CAPÍTULO 1- TAMANHO ÓTIMO DE CONGLOMERADO PARA ESTIMAR VOLUME DE MADEIRA EM FLORESTA AMAZÔNICA

1	INTRODUÇÃO	16
2	REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	19
2.1	Análise de incertezas.....	19
2.1.1	Método de Monte Carlo	20
2.2	Inventário Florestal Nacional.....	21
2.3	Amostragem em conglomerados	23
3	OBJETIVOS.....	23
3.1	Geral.....	23
3.2	Específicos	24
4	MATERIAL E MÉTODOS.....	24
4.1	Área de estudo	24
4.2	Dados e Inventário Florestal	25
4.3	Procedimento analítico	26
4.3.1	Redução do tamanho do conglomerado.....	26
4.3.2	Produtos	27
4.3.3	Método Monte Carlo.....	28
4.3.3.1	Propósito e caracterização.....	28
4.3.3.2	Algoritmo de implementação	29
5	RESULTADOS.....	33
5.1	Produto 1: Volume de árvores com DAP > 20 cm.	33
5.2	Produto 2: Volume de árvores com DAP > 50 cm.	37
5.3	Produto 3: Volume de árvores com DAP ≥ 50, com alta qualidade de fuste.	41
6	DISCUSSÃO.....	45
6.1	Acurácia	45
6.2	Precisão	47
6.3	Efeito da redução <i>distal</i> e <i>proximal</i>	48
7	CONCLUSÕES	49
	REFERÊNCIAS.....	50

CAPÍTULO 2 - EFEITO DA INTENSIDADE DE AMOSTRAGEM EM CONGLOMERADOS PARA ESTIMAR VOLUME DE MADEIRA EM FLORESTA AMAZÔNICA

1	INTRODUÇÃO	59
2	OBJETIVOS	60
2.1	Geral.....	60
2.2	Específicos.....	60
3	MATERIAL E MÉTODOS.....	60

3.1	Área de estudo e dados	60
3.2	Procedimento analítico	61
3.2.1	Redução dos tamanhos amostrais de conglomerados	61
3.2.2	Método de Monte Carlo	61
3.2.2.1	Implementação.....	62
4	RESULTADOS	62
4.1	Produto 1: Volume de árvores com DAP > 20 cm.	62
4.2	Produto 2: Volume de árvores com DAP > 50 cm.	67
4.3	Produto 3: Volume de árvores com DAP ≥ 50, com alta qualidade de fuste.	71
5	DISCUSSÃO	76
5.1	Acurácia	76
5.2	Precisão	78
6	CONCLUSÕES	79
	REFERÊNCIAS	79

TAMANHO ÓTIMO DE CONGLOMERADO PARA ESTIMAR VOLUME DE MADEIRA EM FLORESTA AMAZÔNICA

1 INTRODUÇÃO

Os inventários florestais visam propiciar conhecimentos sobre recursos da floresta, como volume de madeira e estoques de biomassa e carbono. Consistem na medição de indivíduos em uma amostra ou da população, este último quando não se trata de grandes extensões de área. Uma vez que a enumeração completa da população torna a atividade onerosa, estratégias de amostragem e instalação de parcelas em campo têm sido aprimoradas, com o intuito de aumentar a confiabilidade dos estimadores amostrais (KLEIN, 2017). De acordo com Cochran (1977, p. 233), para um mesmo tamanho amostral, a utilização de unidades amostrais menores propicia resultados mais precisos, o que no geral é desejável. No entanto, a escolha do tamanho ideal deve ser orientada pelo tamanho de amostra que fornece a menor variância para um determinado custo e vice-versa (COCHRAN, 1977, p. 233).

Com o aumento da demanda por conhecimento de recursos florestais em larga escala, muitos países executam seus Inventários Florestais Nacionais (IFNs) com parcelas instaladas em todo território nacional. IFNs buscam, por meio de amostragem em conglomerados, o conhecimento dos recursos para a gestão das florestas em grandes extensões de área (HUSH, 1971; KLEIN, 2017). Cochran (1977, p. 233) indica também que, para grandes extensões florestais, a amostragem em conglomerados fornece informações confiáveis a custos reduzidos, do que a enumeração total. No Brasil, o IFN teve sua implementação de maneira tardia e sem continuidade na década de 1980. Apenas em 2005 houve a retomada de discussão sobre estratégias para a implementação do IFN no território nacional (FREITAS et al., 2010). Com metodologia adaptada aos diferentes biomas, em razão da heterogeneidade das florestas, o IFN brasileiro (IFN-BR) incluiu variáveis qualitativas e quantitativas para a caracterização dos ecossistemas, bem como informações socioeconômicas e da paisagem (FREITAS et al., 2010). O método de amostragem adotado no IFN-BR consiste na instalação de conglomerados em cruz de malta, com subunidades de área fixa, distribuídos de maneira sistemática sobre todo o território nacional (SFB, 2017).

Para Cochran (1977), o processo de amostragem que utiliza conglomerados é indicado, sobretudo, para duas situações: a primeira diz respeito ao uso dos elementos como unidade de amostra; e a segunda está relacionada à possibilidade de conhecimento de grandes extensões de floresta com base em unidades amostrais dessa natureza, visto sua contribuição para a precisão

das estimativas. Segundo Péllico Netto e Brena (1997) e Köhl e Magnussen (2016), unidades amostrais conglomeradas permitem a intensificação da amostragem para estimativas mais precisas e redução de custos de levantamentos. Conforme Kershaw et al. (2016), a sistematização dos conglomerados ao longo da floresta, bem como a maneira de medir e analisar os dados contribuem para estimativas precisas a custo mínimo. Cochran (1977, p. 227) acrescenta ainda que esse processo de amostragem tem eficiência superior com populações espacialmente auto correlacionadas. Nesse sentido, de acordo com McRoberts et al. (2015), a vantagem da amostragem sistemática é maximização da distância média entre parcelas e, conseqüentemente, a redução da correlação espacial e aumento da eficiência estatística. Por essas razões, o aperfeiçoamento e estudo de novas metodologias que possibilitem a otimização dessas estratégias são necessárias.

Devido a amostragem, todo inventário florestal baseado em amostras está sujeito a um grau de incerteza (KÖHL; MARCHETTI, 2014). Em virtude da padronização dos *designs* de amostragem baseados no histórico de pesquisas já realizadas em todo o mundo (PINTO et al., 2021), nem sempre as informações são refinadas e o grau de confiabilidade é explicitado. Deste modo, surge a necessidade de adequação do processo de amostragem às condições florestais, por meio de métodos que apoiem, com clareza, a definição do tamanho ideal de parcelas, com base na variância (COCHRAN, 1977, p. 233; FLORES et al., 2012). Esses métodos envolvem uma série de técnicas estatísticas, mas nem sempre apresentam, com clareza, a precisão e exatidão (acurácia) (FISCHER et al., 2011). A precisão indica o grau de concordância em uma série de medições e a exatidão refere-se ao maior ou menor grau de aproximação de uma medida observada em relação à estimada (KERSHAW et al., 2016). Portanto, é imprescindível que essas medidas sejam avaliadas e apresentadas em qualquer estimativa de variáveis florestais.

Na busca da estratégia de amostragem ideal para reduzir a incerteza é necessário levar em consideração as características da amostra para que a estimativa se aproxime ao valor do parâmetro. A associação entre tamanho, intensidade da amostra e métodos apropriados, permitirão que estimativas imparciais sejam obtidas. Nessa perspectiva, a reamostragem é uma abordagem comum para investigar as influências do tamanho e padrão da amostra na estimativa de incerteza de variáveis alvo (HOU et al., 2015).

Métodos de reamostragem, como método de Monte Carlo (MMC), são ferramentas robustas para explorar o estudo das amostras. O MMC representa qualquer simulação que envolva geração de valores aleatórios e análise estatística provenientes de amostras populacionais (MARTINEZ; MARTINEZ, 2002). Essas técnicas permitem extrair uma amostra representativa de uma população de interesse e fazer inferências mais precisas sobre ela, devido

à ampliação do espaço amostral (CHO; LIU, 2018). Esse método se baseia em dois teoremas básicos: a lei de grandes números e o teorema do limite central. O primeiro, permite a criação de um espaço amostral capaz de fornecer o valor verdadeiro para uma determinada estimativa. Já o segundo, possibilita a estimativa de intervalos de confiança (IC) para a variável de interesse, logo, tomadas de decisão mais assertivas (DUNN; SHULTIS, 2012).

A simulação de amostragem é a ferramenta categórica para indicar a qualidade do processo de amostragem sobre uma população (THOMPSON, 2012, p. 43). Esta pesquisa adota o MMC para reamostrar dados de volume em diferentes tamanhos de conglomerados para floresta Amazônica. A hipótese levantada nesse estudo é de que os conglomerados do IFN-BR poderiam ter seu tamanho reduzido, ao estimar volume de madeira em florestas amazônicas. A precisão e acurácia dos tamanhos reduzidos foram comparadas com as do conglomerado original adotado no IFN-BR, para obtenção de um tamanho mínimo confiável.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 Análise de incertezas

A incerteza é descrita como a falta de conhecimento sobre a variação que surge decorrente de múltiplas fontes de erros (AVEN et al., 2014; SALLING, 2013). As incertezas emergem da incapacidade de medir, perfeitamente, as principais variáveis; do uso inadequado de modelos para fazer previsões e da variabilidade natural dos ecossistemas que formam a paisagem (BOLKER, 2008). Dois tipos de erros são mais comuns e conhecidos como aleatórios e não aleatórios. Os erros aleatórios, são aqueles introduzidos pelos erros de medição, de amostragem e erros residuais dos modelos. Os erros não aleatórios são causados por definições incoerentes dos serviços ecossistêmicos, seleção de indicadores, escala espacial, variáveis explicativas ausentes ou técnicas de análise inapropriadas (BARREDO et al., 2015), e são os mais difíceis de serem avaliados (KANGAS et al., 2018).

A quantificação da incerteza é o processo racional pelo qual a proximidade entre previsões e observações são caracterizadas (GHANEM; HIGDON; OWHADI, 2017). Essa variação que surge é caracterizada seguindo a prática padrão de utilização do desvio padrão das observações. Esse desvio é utilizado para estimar intervalos de confiança, que também podem ser chamados de limites de erro probabilístico, para a variável que está sendo estimada (GENTLE, 2003). Essa caracterização atribui confiabilidade a qualquer estimativa que é produzida, e sua ausência pode resultar em vieses consideráveis nas projeções futuras (BREIDENBACH et al., 2014). As técnicas de propagação de incertezas são importantes para controlar o erro das estimativas de variáveis florestais, tais como, volume, biomassa e carbono (WEISBIN; LINCOLN; SAATCHI, 2014).

O desconhecimento sobre as incertezas que envolvem estimativas florestais, enfraquece a gestão sobre os recursos e a formulação de políticas para o melhor aproveitamento. De acordo com Wang et al. (2009), estimativas de variáveis florestais comumente possuem incertezas devido aos dados imprecisos; métodos inadequados; e lacunas na compreensão de processos fisiológicos da floresta. A descrição das incertezas presentes no processo de amostragem em inventários florestais é de relevância para o bom uso dos resultados do inventário e tem sido requerida como informação indispensável na composição de relatórios internacionais (FORTIN; LANGEVIN, 2012).

2.1.1 Método de Monte Carlo

O termo "Monte Carlo" foi introduzido pela primeira vez em 1940, no âmbito da Segunda Guerra Mundial por Von Neumann e Ulam, em experimentos relacionados à bomba atômica, fazendo referência à famosa cidade de Mônaco - conhecida como a capital mundial dos jogos de azar. Os experimentos envolviam simulação direta do comportamento aleatório de nêutrons nos materiais (SALLING, 2007, YORIYAZ, 2009). Com o advento da estatística computacional, rapidamente o método se difundiu pelas ciências naturais, juntamente com a teoria da experimentação (GENTLE, 2009). Atualmente, é uma das técnicas consideradas como mais eficientes para analisar cenários incertos e problemas complexos.

O método se baseia na geração de números aleatórios para uma variável com comportamento probabilístico razoavelmente conhecido. Sua distribuição é dada de forma uniforme em um intervalo, com base em uma função de distribuição cumulativa associada a essas variáveis estocásticas. O método de Monte Carlo (MMC), faz parte de uma gama de métodos de reamostragem para a estimativa de incerteza de variáveis aleatórias. Em estatística, existem, basicamente, processos de reamostragem com e sem reposição. Tais métodos possuem diferenças significativas que refletem diretamente a qualidade das estimativas (HOROWITZ, 2019). A reamostragem pode ser usada para estimar o nível de significância de uma estatística de teste ou para formar intervalos de confiança para um parâmetro. Tal estratégia adotada quando muito pouco é conhecido sobre a distribuição da variável (GENTLE, 2009).

A amostragem com reposição, conhecida como *bootstrap* paramétrico, também chamado de MMC, obtém uma observação a partir da amostra e então a coloca de volta na amostra para possivelmente ser usada. "*Bootstrapping*" refere-se a inferências sobre uma distribuição de amostragem por meio da reamostragem da própria amostra com reposição, como se fosse uma população finita (CHERNICK; LABUDDE, 2014; HOROWITZ, 2019). Suas raízes se apoiam no processo de reamostragem para imitar a distribuição de amostragem original, fazendo com que as inferências se tornem mais precisas (BOSS, 2003; CHERNICK; LABUDDE, 2014). A amostragem sem reposição, denominada *bootstrap* não paramétrico, obtém observações da amostra, mas uma vez obtidas as observações não estão mais disponíveis. Em resumo, se a amostragem é feita com base na distribuição em que os dados foram obtidos, denominado *bootstrap* paramétrico, ou da amostra original, *bootstrap* não paramétrico (BOSS, 2003; HOROWITZ, 2001). Estimativas mais robustas estão ligadas à reamostragem com reposição, se aplicadas de maneira correta (ALVES, 2013).

A técnica de amostragem aleatória é interessante porque permite extrair uma amostra de uma população de interesse e realizar inferências mais precisas sobre ela, sem a necessidade de observar cada unidade (GARNI; AWASTHI, 2020). O objetivo da adoção de algoritmos é produzir sequências de números ou objetos cujo comportamento seja muito difícil de distinguir da amostra (L'ECUYER, 2012). Uma das maiores vantagens do uso de MMC é sua versatilidade e simplicidade de utilização em amostragem univariada e distribuições multivariadas, frente a outros métodos que apresentam falhas ou são difíceis de implementar, como métodos clássicos que produzem estimativas independentes e distribuições idênticas (CHIB, 2012).

De acordo com Wang et al. (2009), a busca por estimativas mais precisas e acuradas tem sido o principal desafio para pesquisadores. A simulação de Monte Carlo é adequada para sistemas complexos, pois envolve poucas suposições e pode ser implementado de forma clara (PRESS et al., 1989). Nas ciências florestais, o MMC tem sido empregado como uma maneira de contornar diversos desafios, tais como na estimativa de biomassa, carbono, crescimento florestal, inventário de emissões de gases do efeito estufa, influência do tamanho da amostra na precisão e acurácia das estimativas (WOOLLEY; HARMON; O'CONNELL, 2007; RAMIREZ et al., 2008; YANAI et al., 2010; WINTER; BOCK; MCROBERTS, 2012; WESTFALL; MCROBERTS, 2017; ZHANG et al., 2020; RINALDI; JONSSON, 2020; SHANG et al., 2020).

2.2 Inventário Florestal Nacional

O Inventário Florestal Nacional (IFN) é uma atividade cujo objetivo é o levantamento das características quantitativas e qualitativas dos recursos existentes em um país. Serve de base para o entendimento da dinâmica geral da floresta e, conseqüentemente, seu gerenciamento. Atualmente, exigências mais pontuais têm sido colocadas no âmbito da produção de informações sobre as florestas, uma vez que estas são continuamente relatadas às instituições internacionais, para compor relatórios sobre a mudança do clima. Em alguns países, os IFNs somam mais de 100 anos de levantamento e, em outros é uma atividade que está iniciando e em constante aprimoramento (FRIDMAN et al., 2014). Embora seja uma estratégia antiga, os IFNs apresentam ausência no padrão metodológico para o levantamento de dados a nível global, e esse cenário, de acordo com Tomppo et al. (2010), promove a carência de informações sobre florestas e dificuldade na comparação dessas informações entre os países. Na atualidade, os

dados provenientes de IFNs são capazes de fornecer informações consistentes para apoiar o manejo florestal, o planejamento como também a pesquisa científica.

O número, a forma e o tamanho das amostras variam significativamente entre os países (LAWRENCE et al., 2010). As primeiras modificações das características das unidades de amostras foram relatadas em 1929, devido à observação da autocorrelação nos primeiros IFNs relatados (FRIDMAN et al., 2014). Atualmente, as características da unidade de amostra são definidas de acordo com o objetivo do inventário, experiência do profissional, variabilidade e estrutura da floresta, custos de coleta, literatura ou em tamanhos tradicionais empregados anteriormente (HIGUCHI, 1986; BARALOTO et al., 2012; PÉLLICO NETTO et al., 2014). Na Europa, no âmbito do IFN, as configurações de amostragem foram desenvolvidas para acomodar as topografias, climas, tipos de floresta e interesses comerciais exclusivos dos países (MCROBERTS et al., 2010). De acordo com Lawrence et al. (2009), amostras circulares ou em conglomerados em composição concêntrica, são utilizados por mais de 90% dos IFNs no mundo. Essas questões são comumente colocadas no escopo de estudos que envolvem estimativas de características florestais, especialmente, quando se trata de vegetação nativa.

Em florestas tropicais, a definição da amostragem é complexa e tende a apresentar maiores erros de amostragem, por consequência da heterogeneidade e complexidade na distribuição espacial das espécies (UBIALLI et al., 2009; ROVEDA et al., 2016). Nesse cenário, um inventário florestal adequado é alcançado mediante de uma boa escolha do processo de amostragem, e que seja capaz de capturar a maior diversidade possível.

Ao longo da história, os IFNs foram projetados para atender as necessidades exclusivas dos países, no entanto, a comparabilidade entre os resultados ficou comprometida devido a diversidade de abordagens utilizadas. Nesse sentido, a busca por uma harmonização entre as informações foi motivada (FRIDMAN et al., 2014). Essa harmonização diz respeito a estratégias que devem ser adotadas para melhorar as estimativas, desde o padrão de coleta de dado até a análise das variáveis. A necessidade de harmonização das informações entre as nações inclui além de projeções futuras das florestas, devido às novas políticas e obrigações relacionadas aos acordos internacionais sobre desmatamento, questões sobre biodiversidade, estado da floresta, sumidouros e estoques de carbono (KANGAS et al., 2019). Sendo assim, a harmonização é, entre outras formas, uma maneira de otimização no processo de obtenção das informações e deve ser promovido de maneira contínua.

De acordo com Fridman et al. (2014) é imperativa a necessidade de buscar novos métodos e técnicas para aquisição e refinamento de dados que promovam a redução de custos e o aumento da precisão de estimativas e a internacionalização das informações. Na atualidade,

os mecanismos de fornecimento de dados mais universais estão apoiados em um sistema de informação estatística robusta e de longo prazo (VIDAL et al., 2016).

2.3 Amostragem em conglomerados

Na amostragem em conglomerados, duas ou mais unidades amostrais são mescladas para formar uma única amostra. Essas amostras são distribuídas, em geral, de maneira sistemática em grandes extensões de floresta. A amostragem em conglomerado é amplamente empregada em inventários com o objetivo intensificar o processo de amostragem, reduzir custos de levantamento e superar limitações operacionais, sobretudo tempo de deslocamento (QUEIROZ et al., 2011). Para Tomppo et al. (2010), existe uma inclinação para adoção de parcelas de campo em conglomerados a nível internacional. A utilização desse tipo de amostras foi introduzida no Brasil por Péllico Netto e Brena (1997) para estimar variáveis florestais em grande escala. A técnica maltesa de unidades cruzadas é um exemplo de processo de amostragem em duas etapas que reúne quatro subunidades de área fixa (podendo variar de acordo com o bioma que é implementada), retangulares e posicionadas perpendicularmente em relação ao eixo.

Desta forma, para uma amostragem por conglomerados ser atraente em termos de precisão, a variância total deve ser conhecida por meio do desmembramento em variância dentro e entre conglomerados. O melhor *design* apresentará a variância dentro de um conglomerado maior que a variância entre conglomerados (SABOROWSKI; SMELKO 1998). Para Cochran (1977, p. 233), para otimizar a amostragem em conglomerado, um equilíbrio entre o tamanho e os custos devem ser encontrados, através da observância do comportamento das variâncias.

Estudos centrados na comparação de diferentes técnicas de amostragem são escassos (UBIALLI et al., 2009; DALLA CORTE et al., 2013; PÉLLICO NETTO et al., 2017), apesar de fundamentais para a identificação das técnicas (métodos e processos) mais adequadas para exploração de dados em florestas tropicais (PÉLLICO NETTO et al., 2017).

3 OBJETIVOS

3.1 Geral

Identificar o menor tamanho de conglomerado que propicie a mesma acurácia e precisão do conglomerado original do Inventário Florestal Nacional brasileiro.

3.2 Específicos

- Reduzir conglomerados em dois sentidos de redução (*distal* e *proximal*) e mensurar a acurácia e precisão ao estimar o volume de madeira;
- Aplicar análise de incertezas para calcular intervalos de confiança para a média e a variância do volume de madeira.

4 MATERIAL E MÉTODOS

4.1 Área de estudo

A área de estudo compreende os limites da Floresta Nacional do Bom Futuro (Figura 1), localizada no município de Porto Velho, Estado de Rondônia, possuindo aproximadamente 100 mil hectares (ha) (BARANCELLI et al., 2017). Regulamentada pelo Decreto Federal nº 96.188, de 21 de junho de 1988, a floresta consiste em uma área classificada como Unidade de Conservação de Uso Sustentável (COSTA et al., 2015). A região está localizada no Bioma Amazônico e possui características de floresta tropical. A vegetação encontrada no interior da floresta é classificada como floresta ombrófila densa aluvial, floresta ombrófila densa submontana, floresta ombrófila aberta, savanas e ecótonos de savana/floresta ombrófila. O clima predominante na região é tropical quente e úmido, com temperatura em torno de 25,9 °C (SEDAM, 2010). Segundo a tipologia climática proposta por Köppen, o clima é do tipo úmido Am (ALVARES, 2013).

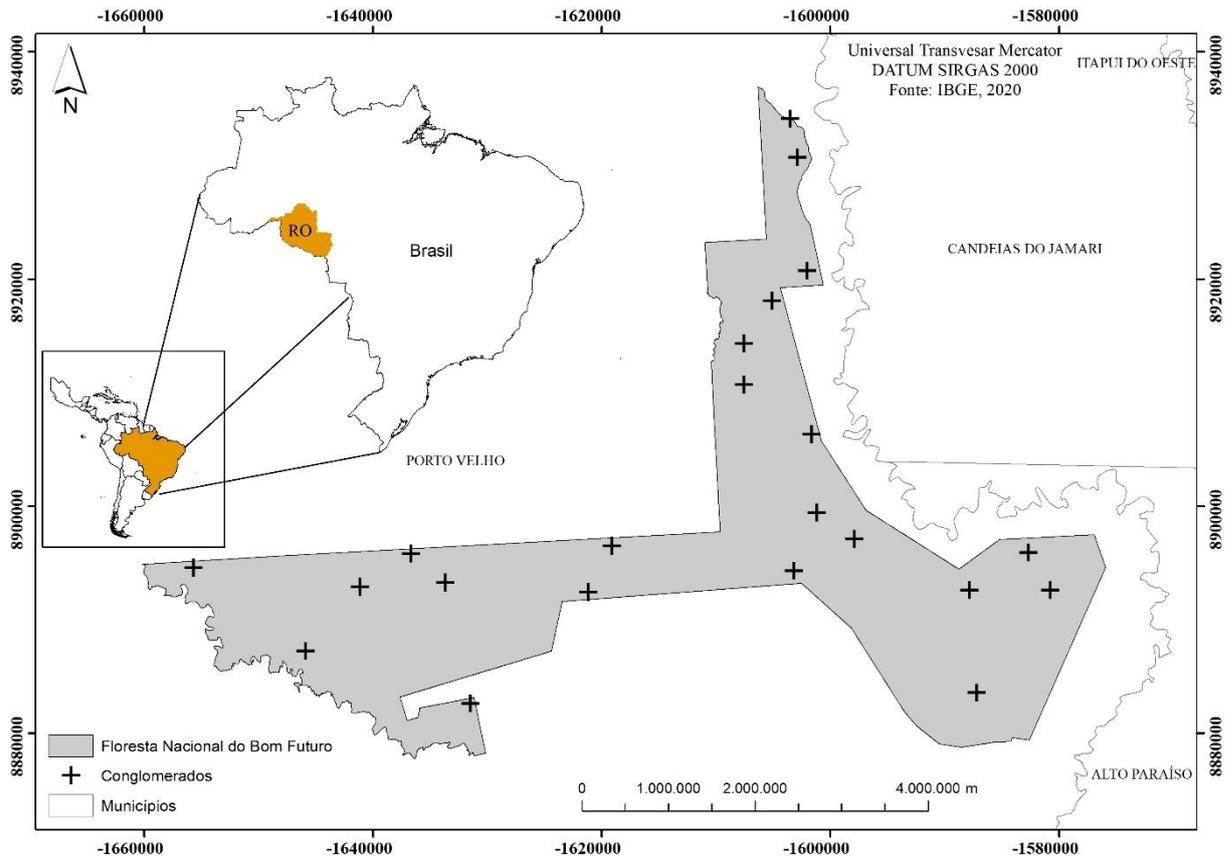


Figura 1. Floresta Nacional do Bom Futuro e localização dos conglomerados, RO, Brasil.

4.2 Dados e Inventário Florestal

O processo de amostragem seguiu a metodologia do Inventário Florestal Nacional brasileiro para Amazônia. As variáveis mensuradas no inventário foram: diâmetro à 1,30 metros do solo (DAP), altura total (HT), altura do fuste (HF), sanidade da árvore (SA), qualidade do fuste (QF) e posição sociológica (PS). Todos os indivíduos com DAP maior ou igual a 20 cm foram identificados a nível de espécie. As unidades amostrais são em conglomerados em cruz de malta compostos por quatro subunidades retangulares, dispostas de forma perpendicular e orientadas pelos pontos cardeais (Figura 2). Os conglomerados possuem área fixa de 0,80 ha, com subunidades medindo 20 x 100 m (0,20 ha) distantes 50 m do ponto central. Cada subunidade possui 20 subparcelas medindo 10 x 10 m (0,01 ha), totalizando 80 subparcelas por conglomerado.

Os procedimentos de amostragem foram idealizados em duas etapas. A primeira etapa foi a distribuição sistemática de pontos, com distância de 2,5 km entre si, formando um *grid* de modo que cada conglomerado represente uma área de 6,25 km² (SFB, 2015). A segunda etapa foi a seleção aleatória de pontos distribuídos na etapa anterior. Nessa fase, 22 conglomerados foram instalados. O número de conglomerados foi determinado com base no inventário piloto,

com a finalidade de atender um erro máximo de 20% para o volume (v) de indivíduos com $DAP \geq 20$ cm.

4.3 Procedimento analítico

Esta pesquisa visa examinar o comportamento da precisão e acurácia de conglomerados de tamanho reduzido para estimar o volume de madeira. Então, (i) 20 cenários de redução do conglomerado foram considerados, (ii) três produtos madeireiros foram analisados, (iii) e o Método Monte Carlo foi empregado como técnica de reamostragem necessária para computar a precisão e acurácia dos conglomerados. As três seções a seguir descrevem os itens mencionados.

4.3.1 Redução do tamanho do conglomerado

O conglomerado completo foi utilizado como o tamanho padrão para comparação com os tamanhos reduzidos de conglomerados. A redução do tamanho obedeceu ao seguinte critério: duas subparcelas foram sucessivamente eliminadas de todas as subunidades dos conglomerados. Cada conglomerado tem 4 subunidades, então elimina-se 8 subparcelas (0,80 ha) por conglomerado em cada etapa. Esse procedimento resultou em dez tamanhos de conglomerado: 0,80 ha (tamanho original utilizado como controle), 0,72 ha (primeira redução), 0,64 ha (segunda), 0,56 ha (terceira) e, assim por diante, até alcançar a nona redução de área, que corresponde a 0,08 ha (Figura 2).

Para cada tamanho de conglomerado, também foram considerados dois sentidos de redução: *proximal* e *distal*. O sentido *proximal* compreende reduções em direção ao centro dos conglomerados, isto é, aproximando o ponto central das subunidades ao ponto central do conglomerado. O *distal* corresponde reduções em direção às extremidades dos conglomerados, isto é, distanciando o ponto central das subunidades do ponto central do conglomerado. A finalidade da análise é observar se há mudanças na precisão e acurácia do volume de madeira para ambos os sentidos de redução, mas mantendo igual tamanho de área do conglomerado. A Figura 2 apresenta os cenários formados pelas reduções e sentidos de redução.

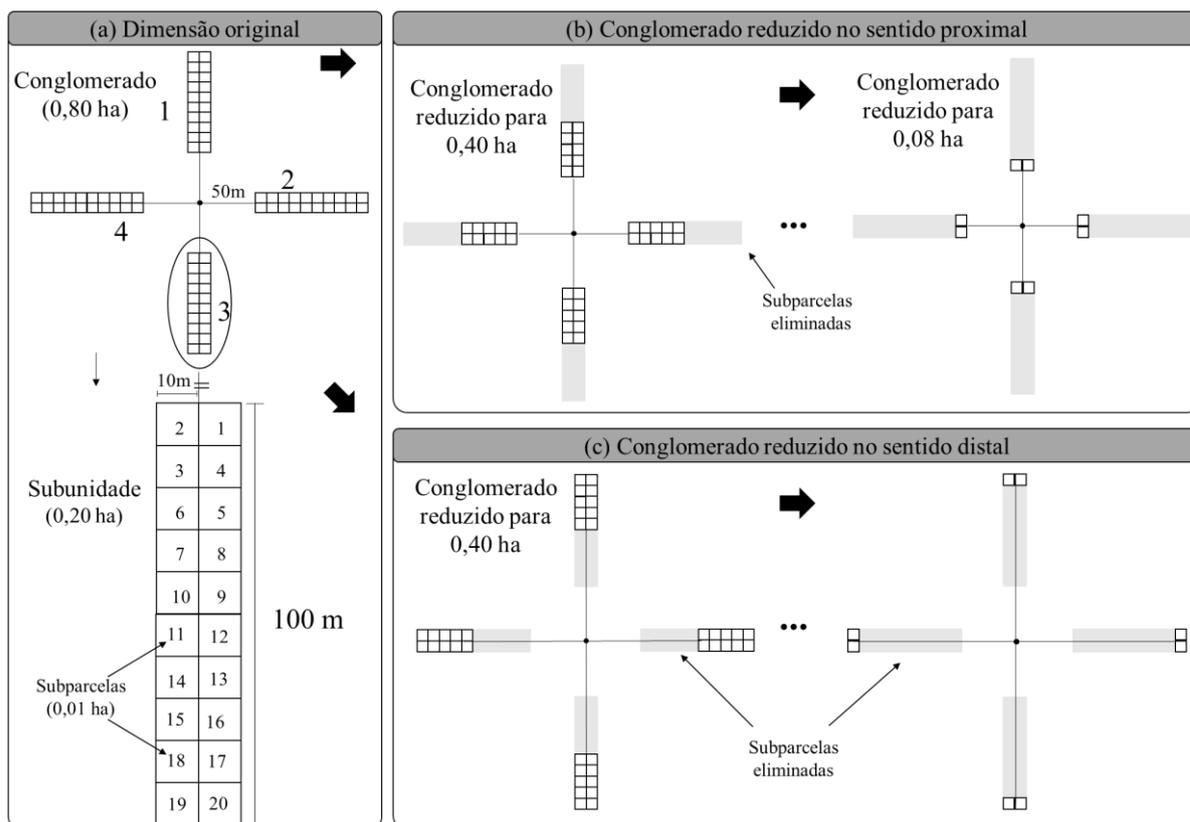


Figura 2. Dimensões e sentidos de redução dos conglomerados.

4.3.2 Produtos

Essa análise amplia as recomendações e conclusões a respeito do tamanho mínimo de conglomerados ideal para cada produto. O volume de madeira foi calculado por meio da equação que considera o volume do cilindro, multiplicado pelo fator de forma 0,7 proposta por Heinsdijk e Bastos (1963), para todas as espécies, regiões e tipologias florestais da Amazônia. Três produtos madeireiros foram utilizados, levando em consideração o DAP e a QF das árvores. A caracterização da QF foi orientada por Yared et al. (1998), que definem de maneira visual os grupos de utilização das espécies com base na aparência dos troncos, presença de galhos e de defeitos dos indivíduos arbóreos, dada por:

1. Espécies comerciais: árvores que apresentam fuste reto, cilíndrico e sem defeito aparente;
2. Espécies potenciais: árvores que apresentam fuste ligeiramente torto, cilíndrico e desprovido de ramificações consideráveis, além de perspectiva futura de aproveitamento;
3. Outras: árvores com fuste com forte tortuosidade, quebrado ou rachado, com pouca ou nenhuma perspectiva de utilização na indústria madeireira.

Os produtos foram definidos por:

- Produto 1: volume de árvores com $DAP \geq 20$ cm, considerando todas as categorias de qualidade de fuste;
- Produto 2: volume de árvores com $DAP \geq 50$ cm, considerando todas as categorias de qualidade de fuste; e
- Produto 3: volume de árvores com $DAP \geq 50$ cm, com qualidade de fuste 1 e 2.

4.3.3 Método Monte Carlo

4.3.3.1 Propósito e caracterização

O (MMC) ou *bootstrap* paramétrico se baseia em repetições aleatórias de amostragem com a finalidade de conhecer características de um sistema com base em subamostras de uma amostra (FISHMAN, 1996). Neste estudo, o MMC foi aplicado para simular 5.000 subamostras com base na amostra observada em campo. Levando em consideração que cada produto foi analisado separadamente, o objetivo dessa análise é gerar amostras aleatórias para obter estimativas (média, variância, assimetria e curtose) de cada produto e para cada sentido de redução (*distal* e *proximal*) do conglomerado. Com isso, a precisão e a acurácia do volume, para cada simulação de variação tamanhos de conglomerados, puderam ser computadas e comparadas com a amostra original.

O MMC depende da seleção de uma função densidade de probabilidade (f.d.p.) para que as subamostras sejam simuladas a partir da função pré-definida. A f.d.p. assumida foi a função Weibull 3-parâmetros, devido à sua flexibilidade em comparação com outras funções testadas. De acordo com Cousineau (2009) e Nascimento (2012), essa função apresenta características versáteis, que possibilitam sua ampla aplicação para descrição de tipologias florestais. O ajuste dos parâmetros da função se deu por meio do Método da Máxima Verossimilhança (MMV), com auxílio do pacote FAdist, descrito por Aucoin (2020) (ZARNOCH; DELL, 1985). De acordo com Portugal (1995), o MMV apresenta boas propriedades assintóticas dos estimadores, conhecidas como consistência, eficiência e normalidade. O método busca obter valores de parâmetros para maximizar a probabilidade dos dados amostrados, dado o modelo teórico assumido. Segundo Bailey e Dell (1973), essa função é definida por

$$f(v) = \frac{\gamma}{\beta} \left(\frac{v}{\beta}\right)^{(\gamma-1)} e^{-\left(\frac{v}{\beta}\right)^\gamma} \quad (1)$$

Em que v : é a variável de interesse; $f(v)$: função densidade de probabilidade de Weibull; α : parâmetro de locação ($\alpha < v < \infty$); β : parâmetro de amplitude ou escala ($\beta > 0$); γ : parâmetro de forma ($\gamma > 1$). O parâmetro de locação pode assumir o menor valor da variável aleatória que irá modelar, sendo este valor sempre positivo, menor ou igual ao menor volume. O parâmetro amplitude ou escala, determina a amplitude de variação entre o mínimo e máximo da função, modificando a escala em termos de curtose. Quanto menor o coeficiente de escala, a distribuição dos dados será mais leptocúrtica, e quanto maior, a distribuição se apresentará mais platicúrtica. A forma das distribuições depende diretamente da combinação dos valores dos parâmetros. Quando $1 < \gamma < 3,6$ a distribuição tem assimetria positiva; quando $\gamma = 3,6$ é aproximadamente uma distribuição normal e quando $\gamma > 3,6$ a distribuição tem assimetria negativa (BAKER et al., 2005; SCOLFORO, 2006).

4.3.3.2 Algoritmo de implementação

O algoritmo de implementação do MMC foi escrito em linguagem R (R Core Team, 2020). Como base para o algoritmo, foi assumido o índice i para conglomerado, j para subunidade do conglomerado, e k para subparcelas da subunidade do conglomerado. Sabe-se que $i = 1, 2, \dots, n$, sendo $n = 22$ conglomerados, e $j = 1, 2, 3, 4$. Apenas para o conglomerado de tamanho original (completo) $k = 1, 2, \dots, 20$. Para os demais, k foi alterado conforme descrito a seguir.

O algoritmo foi escrito em três partes. A primeira parte consistiu em reduzir o tamanho dos conglomerados, nos sentidos *distal* e *proximal* e, então, calcular o volume do conglomerado reduzido. Essa parte contou com quatro etapas, descritas a seguir.

- (i) Redução no sentido *distal*. Para o i -ésimo conglomerado e a j -ésima subunidade, assumir: $k = 3, 4, \dots, 20$ para a 1ª redução, $k = 5, 6, \dots, 20$ para a 2ª redução, e assim por diante até $k = 19, 20$ para a 9ª redução.
- (ii) Calcular o volume de madeira do conglomerado, reduzido no sentido *distal*, pela Equação 2.
- (iii) Redução no sentido *proximal*. Para o i -ésimo conglomerado e a j -ésima subunidade, assumir: $k = 1, 2, \dots, 18$ para a 1ª redução, $k = 1, 2, \dots, 16$ para a 2ª redução, e assim por diante, até $k = 1$ e 2 para a 9ª redução.
- (iv) Calcular o volume do conglomerado, reduzido no sentido *proximal*, pela Equação 3.

$$\hat{\vartheta}_i = \frac{10.000}{A_{4xs}} \left(\sum_{j=1}^4 \sum_{k_i}^{20} X \right) \quad (2)$$

$$\hat{\vartheta}_i = \frac{10.000}{A_{4xs}} \left(\sum_{j=1}^4 \sum_1^{k_f} X \right) \quad (3)$$

em que: $\hat{\vartheta}_i$ = volume ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$) do i -ésimo conglomerado; X = volume da subparcela; s = número de subparcelas consideradas na subunidade j ; A_{4xs} = área ocupada por ($4 \times s$) subparcelas, em m^2 ; k_i = subparcela inicial; k_f = subparcela final.

Essa primeira etapa possibilitou gerar 18 amostras de conglomerados reduzidos (9 para cada sentido de redução), e estimar o volume dessas amostras. O volume em ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$) do conglomerado inteiro também foi computado, conforme Equação (4).

$$\hat{V}\mathcal{C}_i = \frac{10.000}{A_{4xs}} \left(\sum_{j=1}^4 \sum_{k=1}^{20} X \right) \quad (4)$$

A segunda parte do algoritmo, destinada à implementação do MMC propriamente dita, contou com cinco etapas:

- (i) Para a primeira amostra de conglomerados reduzidos, ajustar a f.d.p. Weibull 3p (Equação 1) e obter os parâmetros (α , β , e γ) da função.
- (ii) Utilizar os parâmetros da função ajustada para simular uma amostra aleatória de volumes, $\hat{V}\mathcal{C}_{rep}$ com média $\overline{V\mathcal{C}} = \sum_{i=1}^n \frac{V\mathcal{C}_i}{n}$ e desvio-padrão $s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (V\mathcal{C}_i - \overline{V\mathcal{C}})^2}{n-1}}$, em que $\hat{V}\mathcal{C}_i$ é dado em Equação (4) e $n = 22$.
- (iii) Calcular média (Equação 5) e variâncias entre, dentro e total (Equações 6, 7 e 8, respectivamente) da amostra aleatória (rep) gerada na etapa (ii):

$$\overline{V\mathcal{C}}_{rep} = \frac{\sum_{i=1}^n \hat{V}\mathcal{C}_{rep}}{n} \quad (5)$$

$$\sigma_{entre_{rep}}^2 = \frac{\sum_{j=l}^{22} 4(\hat{V}\mathcal{C}_{rep} - \overline{V\mathcal{C}}_{rep})^2}{(22 - 1)} \quad (6)$$

$$\sigma_{dentro_{rep}}^2 = \frac{\sum_{i=l}^{22} \sum_{j=l}^4 (\hat{V}\mathcal{C}_{rep} - \overline{V\mathcal{C}}_{rep})^2}{22(4 - 1)} \quad (7)$$

$$\sigma_{total_{rep}}^2 = \sigma_{entre_{rep}}^2 + \sigma_{dentro_{rep}}^2 \quad (8)$$

- (iv) Replicar etapas (ii)–(iii) 5.000 vezes.
- (v) Repetir etapas (i)–(iv) para as demais amostras de conglomerados reduzidos, no sentido distal e proximal, e também para a amostra de conglomerados inteiros.

A terceira parte do algoritmo foi construída para confecção de gráficos cada produto, tamanho de conglomerado e sentido de redução. Médias, variâncias entre e dentro dos conglomerados, variância total, assimetrias e curtoses, foram plotadas em função do tamanho do conglomerado. As etapas foram:

- (i) Calcular as estatísticas descritivas das 5.000 médias geradas na etapa (ii) da segunda parte, sendo médias (Equação 9), variâncias das médias (Equação 10), assimetrias das médias (Equação 11) e curtoses das médias (Equação 12).

$$\mu_{\overline{VC}} = \frac{\sum_{rep=1}^{5000} \overline{VC}_{rep}}{5.000} \quad (9)$$

$$\sigma_{\overline{VC}}^2 = \frac{\sum_{rep=1}^{5000} (\overline{VC}_{rep} - \mu_{\overline{VC}})^2}{5.000} \quad (10)$$

$$\sqrt{b_{1\mu_{\overline{VC}}}} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\overline{VC}_{rep} - \mu_{\overline{VC}})^3}{\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\overline{VC}_{rep} - \mu_{\overline{VC}})^2 \right]^{3/2}} \quad (11)$$

$$b_{2\mu_{\overline{VC}}} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\overline{VC}_{rep} - \mu_{\overline{VC}})^4}{\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\overline{VC}_{rep} - \mu_{\overline{VC}})^2 \right]^2} - 3 \quad (12)$$

em que: $\mu_{\overline{VC}}$ = médias amostrais; \overline{VC}_{rep} = médias da amostra aleatória das simulações; $\sigma_{\overline{VC}}^2$ = variâncias amostrais; $\sqrt{b_{1\mu_{\overline{VC}}}}$ = assimetrias das médias; $b_{2\mu_{\overline{VC}}}$ = curtoses das médias.

- (ii) Calcular as estatísticas descritivas das 5.000 variâncias geradas na etapa (ii) da segunda parte, medias das variâncias entre (Equação 13), média das variâncias dentro (Equação 14), média das variâncias totais (Equação 15), assimetrias das variâncias (Equação 16) e curtoses das variâncias (Equação 17).

$$\bar{\sigma}_{entre}^2 = \frac{\sum_{rep=1}^{5000} \sigma_{entre_{rep}}^2}{5.000} \quad (13)$$

$$\bar{\sigma}_{dentro}^2 = \frac{\sum_{rep=1}^{5000} \sigma_{dentro_{rep}}^2}{5.000} \quad (14)$$

$$\bar{\sigma}_{total}^2 = \frac{\sum_{rep=1}^{5000} \sigma_{total_{rep}}^2}{5.000} \quad (15)$$

$$\sqrt{b_{1\sigma_{total}^2}} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\sigma_{total_{rep}}^2 - \bar{\sigma}_{total}^2)^3}{\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\sigma_{total_{rep}}^2 - \bar{\sigma}_{total}^2)^2 \right]^{3/2}} \quad (16)$$

$$b_2\sigma_{total}^2 = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\sigma_{total_{rep}}^2 - \hat{\sigma}_{\sigma_{VC}}^2)^4}{\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\sigma_{total_{rep}}^2 - \hat{\sigma}_{\sigma_{VC}}^2)^2 \right]^2} - 3 \quad (17)$$

em que: $\bar{\sigma}_{entre}^2$ = médias amostrais das variâncias entre conglomerados; $\bar{\sigma}_{dentro}^2$ = médias amostrais das variâncias dentro dos conglomerados ; $\bar{\sigma}_{total}^2$ = médias amostrais das variâncias totais; $\sigma_{entre_{rep}}^2$ = variâncias entre conglomerados da amostra aleatória; $\sigma_{dentro_{rep}}^2$ = variâncias dentro conglomerados da amostra aleatória; $\sigma_{total_{rep}}^2$ = variância total dos conglomerados da amostra aleatória; $\sqrt{b_1}\sigma_{total}^2$ = assimetrias das variâncias totais; $b_2\sigma_{total}^2$ = curtoses das variâncias totais.

(iii) Obter os intervalos de confiança (IC) para a média amostral (Equação 18) e variâncias amostrais, entre, dentro e totais para os conglomerados, sendo o limite inferior obtido pela Equação 19 e o limite superior pela Equação 20. A precisão e acurácia dos conglomerados reduzidos serão definidas com base no IC obtidos nesta etapa comparados com o IC do conglomerado original. Para a variância, inicialmente, fixou-se o nível de confiança de 95%. Em seguida, com o auxílio da tabela distribuição probabilística Qui-quadrado a 5% de significância, os valores que corresponderam a $n-1$ graus de liberdade foram utilizados para o cálculo dos limites inferior e superior para as médias das variâncias amostrais.

$$IC_{\mu_{\overline{VC}}} = \mu_{\overline{VC}} - 1.96 \frac{\sigma_{\overline{VC}}^2}{\sqrt{n}} \leq \mu_{\overline{VC}} \leq \mu_{\overline{VC}} + 1.96 \frac{\sigma_{\overline{VC}}^2}{\sqrt{n}} \quad (18)$$

$$LI_{\sigma_x^2} = \frac{(n-1)\bar{\sigma}_x^2}{\sigma_{0.975, n-1}^2} \quad (19)$$

$$LS_{\sigma_x^2} = \frac{(n-1)\bar{\sigma}_x^2}{\sigma_{0.025, n-1}^2} \quad (20)$$

em que: $IC_{\mu_{\overline{VC}}}$ = IC para médias amostrais; $\mu_{\overline{VC}}$ = médias amostrais; σ = desvio-padrão, $LI_{\sigma_x^2}$ = limite inferior para as médias das variâncias, $LS_{\sigma_x^2}$ = limite superior para as médias das variâncias, n = número de conglomerados, $\bar{\sigma}_x^2$ = variâncias entre, dentro e totais dos conglomerados.

- (iv) Para obtenção dos gráficos, as estatísticas produzidas nas etapas (ii) e (iii) foram plotadas usando linguagem R por meio do pacote ggplot2, descrito por Wickham (2011).

5 RESULTADOS

5.1 Produto 1: Volume de árvores com DAP > 20 cm.

As médias do volume de madeira para o Produto 1 e seus respectivos ICs, limite superior (LS) e limite inferior (LI), em função dos tamanhos reduzidos dos conglomerados, estão apresentados na Tabela 1 e Figura 3. Com a redução *proximal*, as médias variaram de 156,23 m³ ha⁻¹ a 195,84 m³ ha⁻¹, e de 184,64 m³ ha⁻¹ a 227,65 m³ ha⁻¹ com a redução *distal*. O comportamento das médias de volume não seguiu uma tendência inversa de redução/aumento frente aos tamanhos de área simulados. No entanto, um alargamento do IC foi observado, à medida em que a área dos conglomerados foi reduzida em ambos os sentidos (*distal* e *proximal*). No sentido *proximal*, a menor amplitude foi de 4,52 m³ ha⁻¹ (conglomerados com 0,72 ha) e a maior foi de 8,84 m³ ha⁻¹ (conglomerados com 0,08 ha). Já no *distal*, a menor amplitude foi de 4,46 m³ ha⁻¹ (conglomerados com 0,80 ha) e a maior 12,03 m³ ha⁻¹ (conglomerados com 0,08 ha).

Tabela 1. Intervalo de confiança para as médias do volume (m³ ha⁻¹) para o Produto 1.

Área do conglomerado em hectare	<i>Proximal</i>			<i>Distal</i>		
	LI	Média	LS	LI	Média	LS
0,08	147,39	156,23	165,07	215,62	227,65	239,68
0,16	152,93	159,71	166,49	205,11	213,65	222,18
0,24	183,64	190,33	197,03	180,55	187,14	193,73
0,32	188,14	194,86	201,59	178,76	184,64	190,52
0,40	189,62	195,84	202,06	180,15	185,59	191,02
0,48	188,97	194,93	200,88	183,02	188,12	193,22
0,56	187,01	192,17	197,34	186,11	191,05	195,98
0,64	180,12	184,96	189,80	193,36	198,47	203,59
0,72	182,13	186,65	191,16	189,97	194,76	199,55
0,80	186,24	190,80	195,36	186,19	190,65	195,11

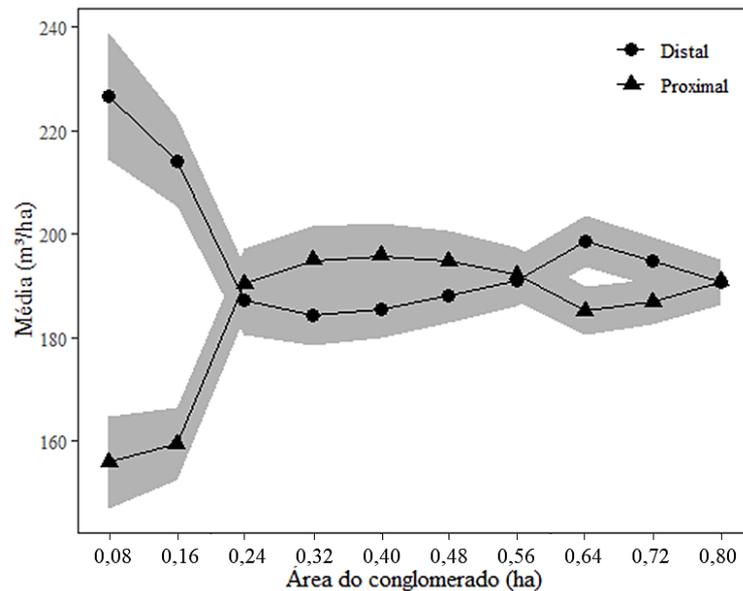


Figura 3. Intervalo de confiança das médias do Produto 1, para diferentes tamanhos de conglomerado nos dois sentidos de redução.

As variâncias do volume entre, dentro e totais dos conglomerados e seus respectivos IC, LS e LI, estão exibidos na Tabela 2 e ilustrados na Figura 4. As médias das variâncias entre os conglomerados variaram de $318,90 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ a $1.198,72 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ no sentido *proximal*, e de $322,82 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ a $2.197,76 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ no sentido *distal*. As médias das variâncias dentro dos conglomerados variaram de $8.965,45 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ a $35.891,75 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ no sentido *proximal*, e de $9.174,56 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ a $66.038,98 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ no sentido *distal*. As médias das variâncias totais dos conglomerados variaram de $8.968,91 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ a $35.928,59 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ no sentido *proximal*, e de $9.182,58 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ a $66.043,84 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ no sentido *distal*.

Os ICs das médias das variâncias entre os conglomerados no sentido *proximal*, a menor amplitude no LI foi de $77,00 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ e a maior foi de $289,43 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$, a menor amplitude no LS foi de $120,86 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ e a maior foi de $454,31 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$. Já no *distal*, a menor amplitude no LI foi de $77,95 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ e a maior foi de $530,66 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$, a menor amplitude no LS foi de $122,35 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ e a maior foi de $832,94 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$. Para o IC das médias das variâncias dentro os conglomerados no sentido *proximal*, a menor amplitude no LI foi de $2.164,74 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ e a maior foi de $8.666,17 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$, a menor amplitude no LS foi de $3.397,88 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ e a maior foi de $13.602,85 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$. Já no *distal*, a menor amplitude no LI foi de $2.215,22 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ e a maior foi de $15.945,30 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$, a menor amplitude no LS foi de $3.477,12 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ e a maior foi de $25.028,55 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$. Para o IC das médias das variâncias totais os conglomerados no sentido *proximal*, a menor amplitude no LI foi de $2.165,57 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ e a maior foi de $8.675,06 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$, a menor amplitude no LS foi de $3.399,18 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ e a maior foi de $13.616,82 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$.

$\text{ha}^{-1})^2$. Já no *distal*, a menor amplitude no LI foi de 2.217,16 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1})^2$ e a maior foi de 15.946,48 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1})^2$, a menor amplitude no LS foi de 3.480,17 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1})^2$ e a maior foi de 25.030,38 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1})^2$.

Tabela 2. Intervalo de confiança para variâncias entre, dentro e totais em ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1})^2$ do Produto 1.

	Área do conglomerado em hectare	<i>Proximal</i>			<i>Distal</i>		
		LI	Média	LS	LI	Média	LS
Entre	0,08	909,28	1.198,72	1.653,03	1.667,11	2.197,76	3.030,71
	0,16	540,84	713,00	983,22	825,15	1.087,81	1.500,08
	0,24	526,56	694,16	957,25	530,50	699,36	964,42
	0,32	529,64	698,23	962,86	425,76	561,29	774,01
	0,40	448,90	591,79	816,07	363,81	479,61	661,38
	0,48	394,32	519,84	716,85	305,74	403,06	555,82
	0,56	330,64	435,88	601,08	288,49	380,31	524,45
	0,64	277,04	365,22	503,64	311,59	410,77	566,45
	0,72	241,90	318,90	439,76	266,26	351,01	484,04
	0,80	248,03	326,98	450,90	244,87	322,82	445,16
Dentro	0,08	27.225,58	35.891,75	49.494,60	50.093,68	66.038,98	91.067,53
	0,16	16.000,68	21.093,85	29.088,35	25.169,13	33.180,71	45.756,08
	0,24	15.514,60	20.453,05	28.204,69	15.158,74	19.983,91	27.557,75
	0,32	15.495,70	20.428,13	28.170,32	11.826,33	15.590,76	21.499,60
	0,40	13.328,46	17.571,03	24.230,40	9.919,90	13.077,50	18.033,82
	0,48	12.011,58	15.834,98	21.836,39	9.037,72	11.914,51	16.430,07
	0,56	9.128,37	12.034,02	16.594,87	8.122,89	10.708,49	14.766,97
	0,64	7.646,47	10.080,41	13.900,85	8.762,94	11.552,27	15.930,54
	0,72	6.800,72	8.965,45	12.363,33	7.743,89	10.208,85	14.077,97
	0,80	6.953,26	9.166,55	12.640,64	6.959,33	9.174,56	12.651,68
Total	0,08	27.253,53	35.928,59	49.545,41	50.097,36	66.043,84	91.074,22
	0,16	16.018,21	21.116,96	29.120,21	25.127,24	33.125,48	45.679,92
	0,24	15.497,06	20.429,92	28.172,79	15.186,22	20.020,14	27.607,71
	0,32	15.492,37	20.423,74	28.164,26	11.833,81	15.600,63	21.513,21
	0,40	13.314,14	17.552,16	24.204,37	9.948,33	13.114,97	18.085,50
	0,48	11.975,89	15.787,93	21.771,50	9.021,90	11.893,66	16.401,32
	0,56	9.149,46	12.061,82	16.633,21	8.133,06	10.721,90	14.785,46
	0,64	7.658,40	10.096,14	13.922,54	8.771,26	11.563,24	15.945,67
	0,72	6.803,34	8.968,91	12.368,09	7.737,64	10.200,60	14.066,60
	0,80	6.966,91	9.184,54	12.665,45	6.965,42	9.182,58	12.662,75

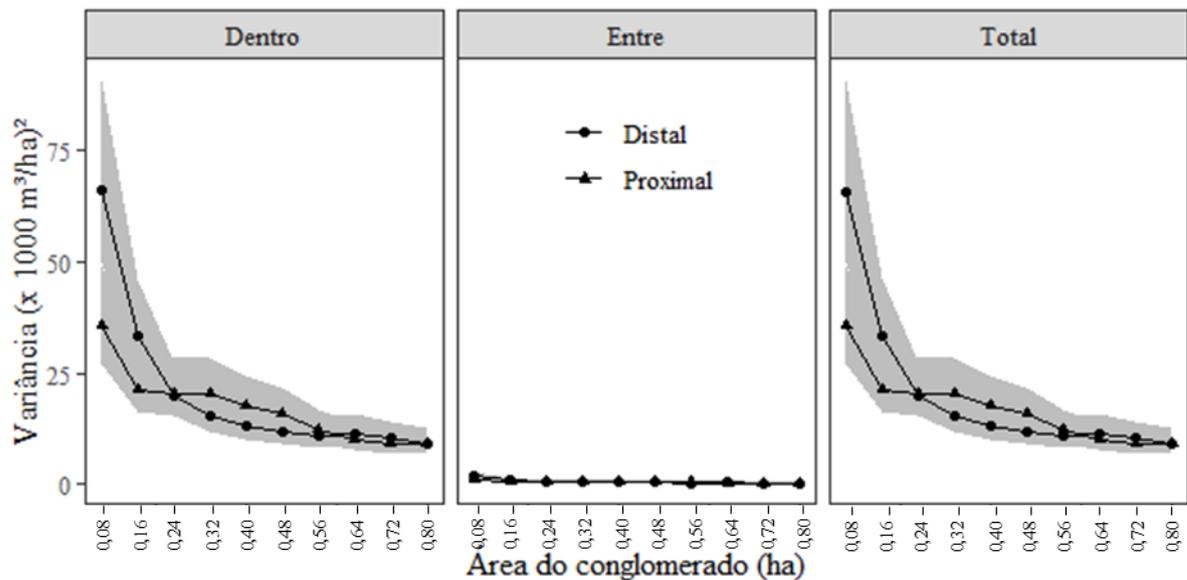


Figura 4. Intervalo de confiança das variâncias entre, dentro e totais do Produto 1, para diferentes tamanhos de conglomerado nos dois sentidos de redução.

Os coeficientes de assimetria e curtose para as médias e variâncias do volume do Produto 1 estão retratados, respectivamente, nas Figura 5 e Figura 6. Os coeficientes de assimetria das médias variaram de 0,04 a 0,26 no sentido *proximal*, e de 0,05 a 0,22 no sentido *distal*. Os coeficientes de curtose das médias variaram de 2,89 a 3,11 no sentido *proximal*, e de 2,87 a 3,20 no sentido *distal*. Os coeficientes de assimetria das variâncias para o Produto 1 variaram de 0,36 a 1,34 no sentido de redução *proximal*, e de 0,32 a 1,22 no sentido *distal*. Os coeficientes de curtose das variâncias variaram de 3,15 a 6,25 no sentido *proximal*, e de 3,16 a 5,92 no sentido *distal*.

A assimetria das médias e variâncias para o Produto 1, indicam distribuições com assimetria positiva diferindo apenas na intensidade. No sentido *distal*, as assimetrias das médias foram mais sensíveis à redução do tamanho dos conglomerados, apresentando maior intensidade quando comparadas com o sentido *proximal*. A curtose das médias e variâncias para esse produto variaram de platicúrtica a leptocúrtica a medida em que os conglomerados foram reduzidos. Maiores valores são observados no menor tamanho (0,08 ha).

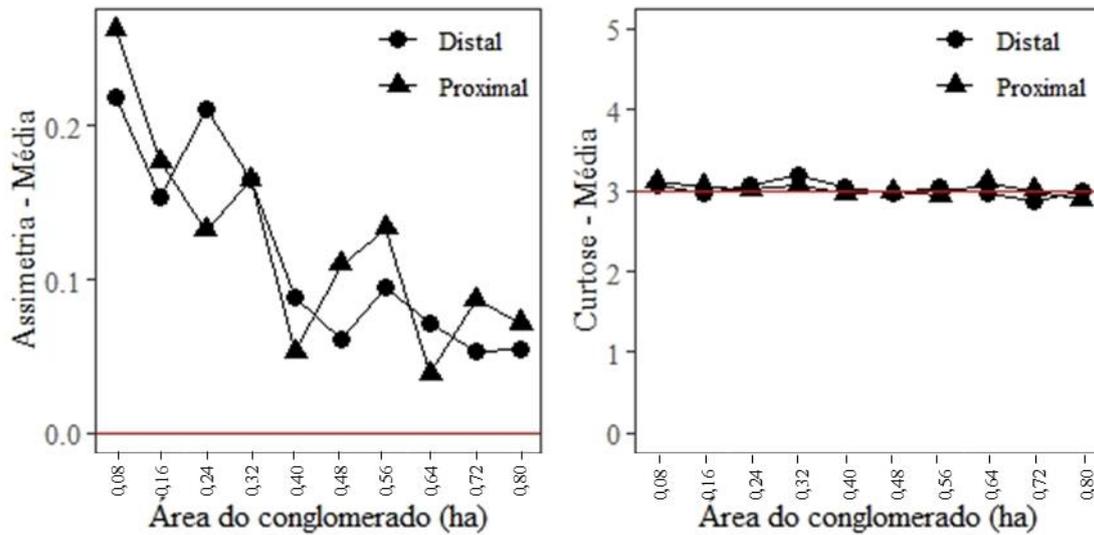


Figura 5. Assimetria e curtose das médias do volume para o Produto 1.

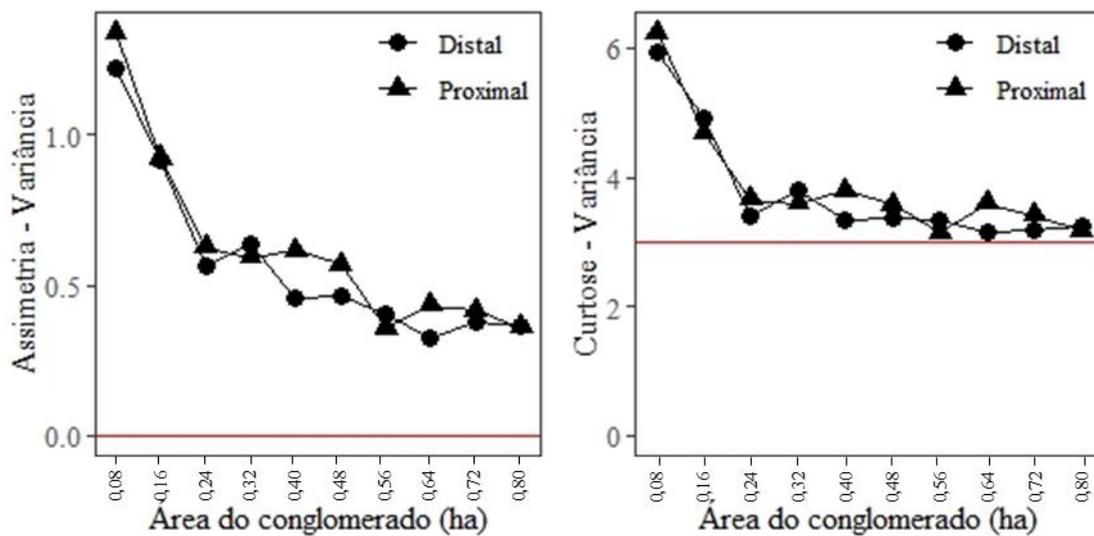


Figura 6. Assimetria e curtose das variâncias totais do volume para o Produto 1.

5.2 Produto 2: Volume de árvores com DAP > 50 cm.

As médias simuladas para o Produto 2 e seus respectivos IC, LS e LI em função do tamanho dos conglomerados estão apresentadas na Tabela 3 e ilustradas na Figura 7. Essas médias variaram de $60,38 \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1}$ a $93,39 \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1}$ no sentido *proximal*, e de $85,76 \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1}$ a $111,41 \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1}$ no sentido *distal*. As médias não seguiram uma tendência direta ou inversa de redução ou aumento frente aos tamanhos testados dos conglomerados. No sentido *proximal*, a menor amplitude do IC foi de $3,49 \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1}$ (conglomerados com 0,72 ha) e a maior foi de $11,16$

$\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$ (conglomerados com 0,08 ha). No sentido *distal*, a menor amplitude foi de $3,55 \text{ m}^3 \text{ha}^{-1}$ (conglomerados com 0,80 ha) e o maior foi de $15,08 \text{ m}^3 \text{ha}^{-1}$ (conglomerados com 0,08 ha).

Tabela 3. Intervalo de confiança para as médias do volume ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$) para o Produto 2.

Área do conglomerado em hectare	<i>Proximal</i>			<i>Distal</i>		
	LI	Média	LS	LI	Média	LS
0,08	49,22	60,38	71,55	96,33	111,41	126,50
0,16	59,71	67,13	74,55	101,19	109,47	117,74
0,24	79,91	86,08	92,26	82,71	88,92	95,13
0,32	85,80	91,92	98,03	81,80	86,95	92,11
0,40	87,92	93,39	98,85	81,17	85,76	90,35
0,48	86,30	91,13	95,96	83,36	87,60	91,83
0,56	85,38	89,49	93,60	86,72	90,86	94,99
0,64	80,75	84,38	88,00	90,96	95,13	99,30
0,72	83,28	86,77	90,26	88,82	92,67	96,52
0,80	85,89	89,44	92,99	85,84	89,40	92,95

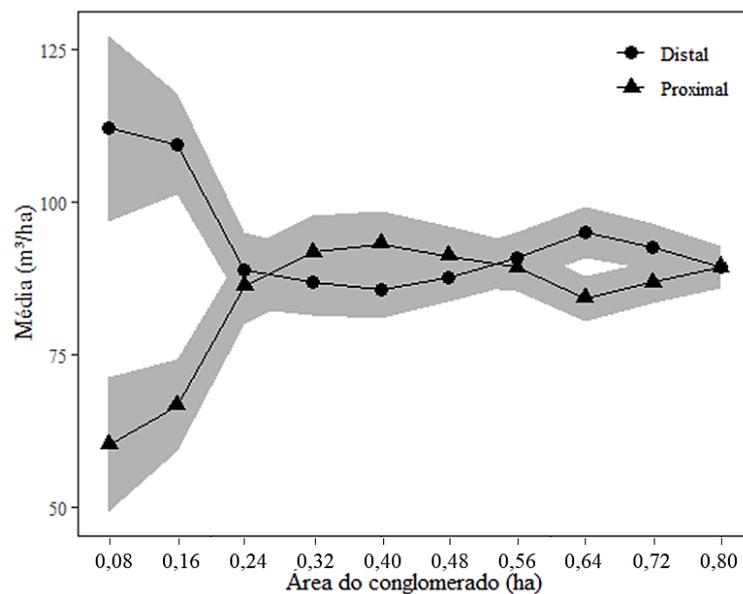


Figura 7. Intervalo de Confiança das médias para o Produto 2, para diferentes tamanhos de conglomerados nos dois sentidos de redução.

As variâncias do volume entre, dentro e totais dos conglomerados e seus respectivos IC, LS e LI, estão exibidos na Tabela 4 e ilustrados na Figura 8. As médias das variâncias entre os conglomerados variaram de $184,07 (\text{m}^3 \text{ha}^{-1})^2$ a $1.020,25 (\text{m}^3 \text{ha}^{-1})^2$ no sentido *proximal*, e de $186,66 (\text{m}^3 \text{ha}^{-1})^2$ a $2.425,09 (\text{m}^3 \text{ha}^{-1})^2$ no sentido *distal*. As médias das variâncias dentro dos conglomerados variaram de $5.395,99 (\text{m}^3 \text{ha}^{-1})^2$ a $56.425,06 (\text{m}^3 \text{ha}^{-1})^2$ no sentido *proximal*, e de $5.608,14 (\text{m}^3 \text{ha}^{-1})^2$ a $101.601,80 (\text{m}^3 \text{ha}^{-1})^2$ no sentido *distal*. As médias das variâncias totais dos conglomerados variaram de $5.395,68 (\text{m}^3 \text{ha}^{-1})^2$ a $56.468,51 (\text{m}^3 \text{ha}^{-1})^2$ no sentido *proximal*, e de $5.597,50 (\text{m}^3 \text{ha}^{-1})^2$ a $101.729,00 (\text{m}^3 \text{ha}^{-1})^2$ no sentido *distal*.

Os ICs das médias das variâncias entre os conglomerados no sentido *proximal*, a menor amplitude no LI foi de 44,44 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 246,34 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)², a menor amplitude no LS foi de 69,76 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 386,67 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)². Já no *distal*, a menor amplitude no LI foi de 45,07 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 585,55 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)², a menor amplitude no LS foi de 70,74 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 919,10 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)². Para o IC das médias das variâncias dentro os conglomerados no sentido *proximal*, a menor amplitude no LI foi de 1.302,88 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 13.624,00 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)², a menor amplitude no LS foi de 2.045,06 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 21.384,90 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)². Já no *distal*, a menor amplitude no LI foi de 1.354,10 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 24.532,05 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)², a menor amplitude no LS foi de 2.125,47 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 38.506,73 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)². Para o IC das médias das variâncias totais os conglomerados no sentido *proximal*, a menor amplitude no LI foi de 1.302,80 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 13.634,49 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)², a menor amplitude no LS foi de 1.044,94 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 21.401,37 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)². Já no *distal*, a menor amplitude no LI foi de 1.351,53 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 24.562,76 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)², a menor amplitude no LS foi de 2.121,43 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 38.554,94 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)².

Tabela 4. Intervalo de confiança para variâncias entre, dentro e totais em ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² do Produto 2.

Área do conglomerado em hectare	<i>Proximal</i>			<i>Distal</i>			
	LI	Média	LS	LI	Média	LS	
Entre	0,08	773,91	1.020,25	1.406,92	1.839,55	2.425,09	3.344,19
	0,16	478,81	631,22	870,45	689,75	909,30	1.253,93
	0,24	413,89	545,64	752,43	435,89	574,63	792,42
	0,32	419,34	552,82	762,33	300,00	395,50	545,39
	0,40	312,43	411,88	567,99	237,28	312,81	431,36
	0,48	263,48	347,35	478,99	200,77	264,67	364,98
	0,56	184,99	243,87	336,30	192,67	254,00	350,27
	0,64	152,84	201,49	277,86	200,43	264,22	364,36
	0,72	139,62	184,07	253,83	170,25	224,45	309,51
	0,80	150,50	198,41	273,60	141,59	186,66	257,40
Dentro	0,08	42.801,06	56.425,06	77.809,96	77.069,75	101.601,80	140.108,53
	0,16	19.849,81	26.168,20	36.085,86	23.624,59	31.144,52	42.948,19
	0,24	13.118,61	17.294,39	23.848,91	13.238,36	17.452,27	24.066,61
	0,32	12.500,36	16.479,34	22.724,96	9.391,60	12.381,04	17.073,41
	0,40	9.655,77	12.729,30	17.553,66	7.068,55	9.318,54	12.850,24
	0,48	7.730,87	10.191,68	14.054,29	6.147,42	8.104,20	11.175,66
	0,56	5.645,25	7.442,18	10.262,75	5.963,60	7.861,87	10.841,49
	0,64	4.524,57	5.964,79	8.225,42	5.957,95	7.854,43	10.831,23
	0,72	4.093,11	5.395,99	7.441,06	5.062,76	6.674,28	9.203,81
	0,80	4.245,43	5.596,79	7.717,95	4.254,04	5.608,14	7.733,61
To	0,08	42.834,03	56.468,51	77.869,89	77.166,23	101.729,00	140.283,94
	0,16	19.808,49	26.113,72	36.010,73	23.573,63	31.077,34	42.855,55

Área do conglomerado em hectare	<i>Proximal</i>			<i>Distal</i>		
	LI	Média	LS	LI	Média	LS
0,24	13.121,49	17.298,18	23.854,14	13.266,27	17.489,05	24.117,35
0,32	12.524,38	16.511,01	22.768,63	9.390,55	12.379,66	17.071,50
0,40	9.651,42	12.723,56	17.545,75	7.067,68	9.317,39	12.848,64
0,48	7.744,25	10.209,32	14.078,62	6.138,62	8.092,61	11.159,68
0,56	5.637,80	7.432,36	10.249,20	5.957,00	7.853,17	10.829,50
0,64	4.522,87	5.962,54	8.222,33	5.951,19	7.845,51	10.818,93
0,72	4.092,88	5.395,68	7.440,62	5.064,04	6.675,97	9.206,14
0,80	4.253,70	5.607,70	7.733,00	4.245,97	5.597,50	7.718,93

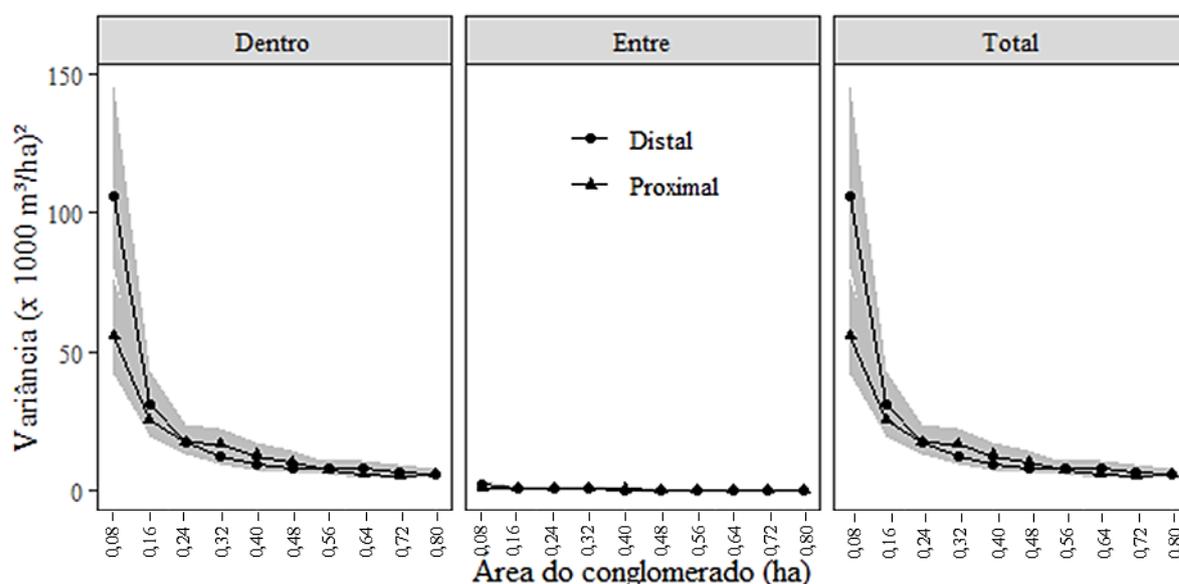


Figura 8. Intervalo de confiança das variâncias entre, dentro e totais do Produto 2, para diferentes tamanhos de conglomerado nos dois sentidos de redução.

Os coeficientes de assimetria e curtose para as médias e variâncias para o Produto 2 estão apresentados na Figura 9 e 10 respectivamente. As assimetrias das médias variaram de 0,14 a 1,59 no sentido *proximal*, e de 0,14 a 0,95 no sentido *distal*. Os coeficientes de curtose para as médias variaram de 2,96 a 8,04 no sentido *proximal*, e de 2,90 a 4,47 no sentido *distal*. A assimetria para as variâncias variou de 0,73 a 21,66 no sentido *proximal*, e de 0,77 a 6,33 no sentido *distal*. Os coeficientes de curtose para as variâncias variaram de 4,07 a 844,29 no sentido *proximal*, e de 4,41 a 83,17 no sentido *distal*.

Para o Produto 2, ambos os sentidos de redução apresentaram assimetria das médias e das variâncias positivas com comportamento próximo. Maiores intensidades de assimetria positiva foram verificadas em conglomerados com 0,08 ha, no sentido *distal*. O coeficiente de curtose das médias e variâncias, em ambos os sentidos de redução, possuiu significativa

alternância em intensidade, mas sempre apresentando valores de curtose leptocúrticas. Maiores valores são observados nos menores tamanhos de conglomerado.

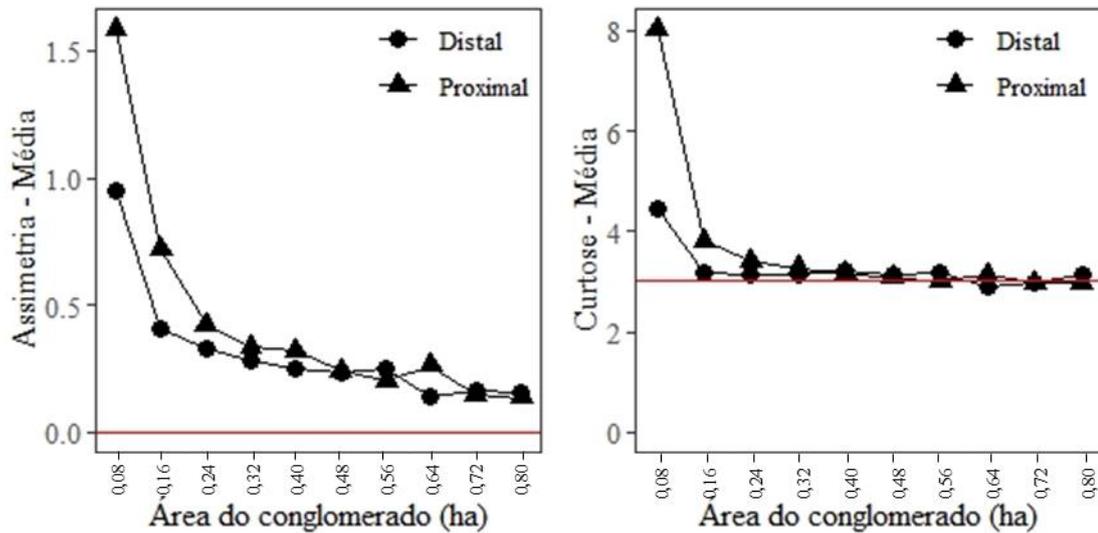


Figura 9. Assimetria e curtose das médias do volume para o Produto 2.

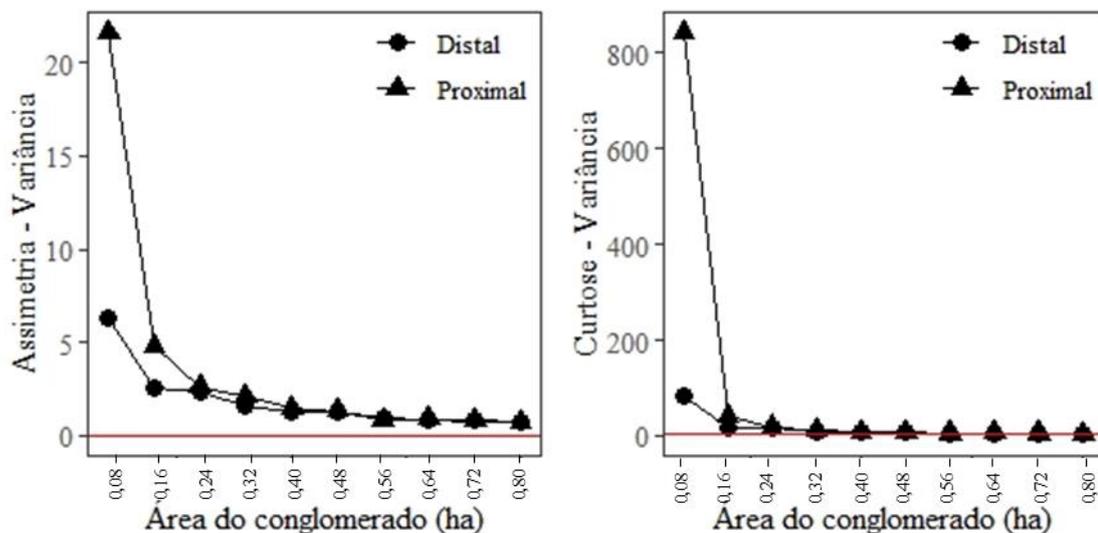


Figura 10. Assimetria e curtose das variâncias totais do volume para o Produto 2.

5.3 Produto 3: Volume de árvores com DAP ≥ 50 , com alta qualidade de fuste.

As médias do volume para o Produto 3 e seus respectivos IC, LS e LI, em função dos tamanhos dos conglomerados estão apresentadas na Tabela 5 e ilustrados na Figura 11. As médias do volume variaram de $53,44 \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1}$ a $81,09 \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1}$ no sentido *proximal*, e $74,71 \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1}$ a $95,16 \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1}$ no sentido *distal*. No sentido *proximal*, a menor amplitude do IC foi de $3,17 \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1}$ (conglomerados com área de $0,72 \text{ ha}$) e a maior foi de $11,76 \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1}$ (conglomerados com área de $0,08 \text{ ha}$). No sentido *distal*, a menor amplitude do IC foi de $3,24 \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1}$

(conglomerados área de 0,72 ha) e a maior foi de 14,63 m³ ha⁻¹ (conglomerados com área de 0,08 ha).

Tabela 5. Intervalo de confiança para as médias do volume do Produto 3 em (m³ ha⁻¹).

Área do conglomerado em hectare	<i>Proximal</i>			<i>Distal</i>		
	LI	Média	LS	LI	Média	LS
0,08	41,68	53,44	65,21	80,53	95,16	109,79
0,16	48,59	55,71	62,82	85,84	94,33	102,81
0,24	67,02	72,85	78,68	70,25	76,64	83,02
0,32	73,65	79,23	84,82	70,42	75,61	80,81
0,40	76,16	81,09	86,01	70,31	74,71	79,11
0,48	74,88	79,35	83,81	72,96	77,16	81,37
0,56	74,81	78,57	82,32	76,26	80,28	84,30
0,64	70,78	74,12	77,46	79,90	83,65	87,40
0,72	73,03	76,20	79,38	77,27	80,78	84,29
0,80	74,88	78,10	81,32	74,68	77,92	81,16

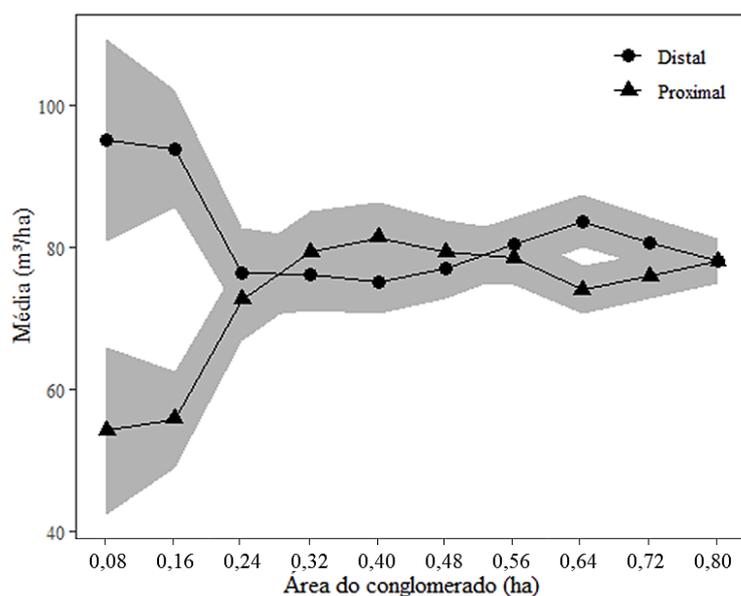


Figura 11. Intervalo de confiança para as médias do volume para o Produto 3, para diferentes tamanhos em dois sentidos de redução.

As variâncias do volume entre, dentro e totais dos conglomerados e seus respectivos IC, LS e LI, estão exibidos na Tabela 6 e ilustrados na Figura 12. As médias das variâncias entre os conglomerados variaram de 148,06 (m³ ha⁻¹)² a 908,05 (m³ ha⁻¹)² no sentido *proximal*, e de 156,14 (m³ ha⁻¹)² a 2.032,95 (m³ ha⁻¹)² no sentido *distal*. As médias das variâncias dentro dos conglomerados variaram de 4.590,99 (m³ ha⁻¹)² a 60.229,78 (m³ ha⁻¹)² no sentido *proximal*, e de 4.728,44 (m³ ha⁻¹)² a 93.815,80 (m³ ha⁻¹)² no sentido *distal*. As médias das variâncias totais

dos conglomerados variaram de 4.577,32 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² a 60.220,36 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² no sentido *proximal*, e de 4.721,35 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² a 93.818,21 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² no sentido *distal*.

Nos ICs das médias das variâncias entre os conglomerados no sentido *proximal*, a menor amplitude no LI foi de 35,75 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 219,25 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)², a menor amplitude no LS foi de 56,11 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 344,15 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)². Já no *distal*, a menor amplitude no LI foi de 37,70 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 490,86 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)², a menor amplitude no LS foi de 59,18 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 770,48 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)². Para o IC das médias das variâncias dentro os conglomerados no sentido *proximal*, a menor amplitude no LI foi de 1.108,51 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 14.542,66 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)², a menor amplitude no LS foi de 1.739,97 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 14.542,66 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)². Já no *distal*, a menor amplitude no LI foi de 1.141,70 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 22.652,10 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)², a menor amplitude no LS foi de 1.792,06 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 35.555,87 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)². Para o IC das médias das variâncias totais os conglomerados no sentido *proximal*, a menor amplitude no LI foi de 1.105,21 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 14.540,38 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)², a menor amplitude no LS foi de 17,34 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 22.823,31 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)². Já no *distal*, a menor amplitude no LI foi de 1.139,98 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 22.652,92 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)², a menor amplitude no LS foi de 1.789,39 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 35.557,16 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)².

Tabela 6. Intervalo de confiança para variâncias entre, dentro e totais em ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² do Produto 3.

Área do conglomerado em hectare	<i>Proximal</i>			<i>Distal</i>			
	LI	Média	LS	LI	Média	LS	
Entre	0,08	688,80	908,05	1.252,20	1.542,09	2.032,95	2.803,43
	0,16	406,45	535,82	738,90	708,06	933,44	1.287,21
	0,24	360,59	475,37	655,53	420,50	554,35	764,44
	0,32	327,30	431,48	595,02	279,46	368,41	508,04
	0,40	269,65	355,49	490,21	212,86	280,61	386,96
	0,48	230,13	303,38	418,36	197,17	259,93	358,44
	0,56	171,11	225,58	311,08	181,83	239,71	330,56
	0,64	123,78	163,19	225,03	165,33	217,96	300,57
	0,72	112,31	148,06	204,18	142,84	188,31	259,68
	0,80	123,68	163,04	224,84	118,44	156,14	215,31
Dentro	0,08	45.687,12	60.229,78	83.056,66	71.163,70	93.815,80	129.371,67
	0,16	17.079,18	22.515,64	31.049,00	24.300,25	32.035,26	44.176,52
	0,24	11.680,06	15.397,93	21.233,70	14.042,26	18.512,05	25.528,05
	0,32	11.135,69	14.680,28	20.244,06	9.206,17	12.136,58	16.736,30
	0,40	8.375,21	11.041,12	15.225,67	6.599,13	8.699,69	11.996,84
	0,48	6.849,77	9.030,12	12.452,50	6.202,25	8.176,48	11.275,34
	0,56	4.825,77	6.361,86	8.772,99	5.633,57	7.426,79	10.241,52
	0,64	3.823,53	5.040,60	6.950,97	4.919,66	6.485,64	8.943,68

	0,72	3.482,48	4.590,99	6.330,95	4.240,50	5.590,29	7.708,99
	0,80	3.598,34	4.743,72	6.541,58	3.586,75	4.728,44	6.520,51
Total	0,08	45.679,98	60.220,36	83.043,67	71.166,29	93.819,21	129.376,38
	0,16	17.080,90	22.517,92	31.052,13	24.311,68	32.050,32	44.197,28
	0,24	11.691,07	15.412,45	21.253,72	14.058,64	18.533,64	25.557,83
	0,32	11.115,34	14.653,46	20.207,07	9.193,98	12.120,51	16.714,15
	0,40	8.370,14	11.034,43	15.216,44	6.597,74	8.697,87	11.994,33
	0,48	6.861,48	9.045,56	12.473,79	6.192,68	8.163,87	11.257,95
	0,56	4.837,22	6.376,96	8.793,80	5.630,28	7.422,46	10.235,54
	0,64	3.816,08	5.030,78	6.937,43	4.918,96	6.484,71	8.942,40
	0,72	3.472,11	4.577,32	6.312,11	4.237,36	5.586,15	7.703,29
	0,80	3.596,99	4.741,95	6.539,13	3.581,37	4.721,35	6.510,73

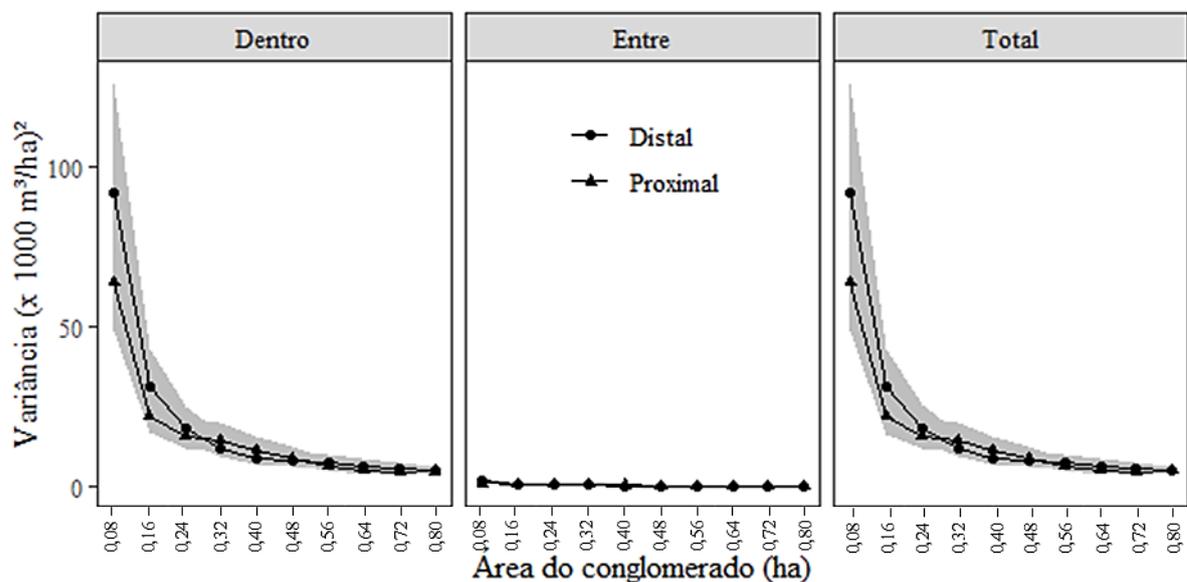


Figura 12. Intervalo de confiança das variâncias entre, dentro e totais do Produto 3, para diferentes tamanhos de conglomerado nos dois sentidos de redução.

Os coeficientes de assimetria e curtose para as médias e variâncias do volume do Produto 3 estão ilustrados na Figura 13 e Figura 14, respectivamente. Os coeficientes de assimetria da média variaram de 0,16 a 2,09 no sentido de redução *proximal*, e de 0,16 a 1,16 para o sentido *distal*. Os coeficientes de curtose da média variaram de 3,02 a 11,93 para o sentido *proximal*, e 2,84 a 5,49 para o sentido *distal*. Os coeficientes de assimetria das variâncias variaram de 0,77 a 13,67 no sentido de redução *proximal*, e 0,80 a 6,74 para o sentido *distal*. Os coeficientes de curtose das variâncias variaram de 4,15 a 296,81 para o sentido *proximal*, e de 4,24 a 73,90 para o sentido *distal*.

Para o Produto 3, as assimetrias das médias e variâncias foram positivas ao longo das reduções apresentando baixa variabilidade. Maiores intensidades foram observadas no sentido

distal na maioria das reduções. Os coeficientes de curtose das médias e variâncias para este produto apresentaram alternância apenas em intensidade, mas sempre leptocúrticas.

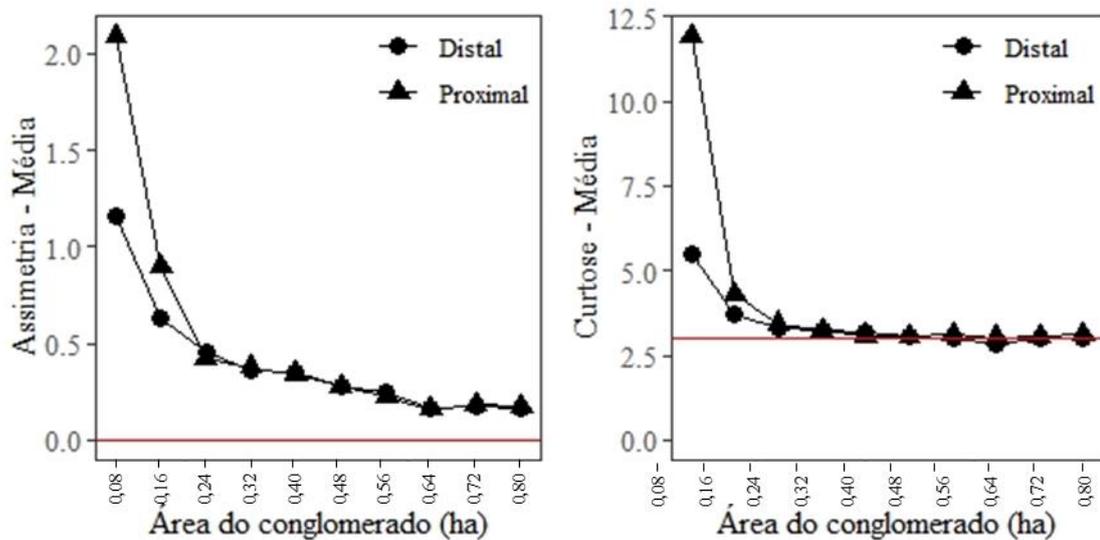


Figura 13. Assimetria e curtose das médias do volume para o Produto 3.

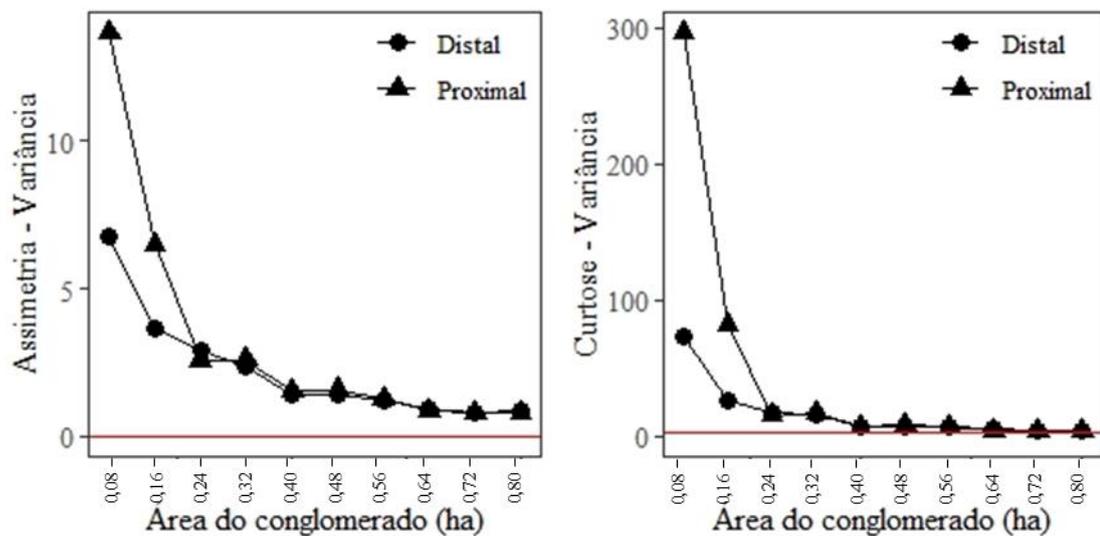


Figura 14. Assimetria e curtose das variâncias totais do volume para o Produto 3.

6 DISCUSSÃO

6.1 Acurácia

As acurácias comparadas neste trabalho são entre as amostras de conglomerados originais *versus* conglomerados de tamanhos reduzidos. Assim, não há inferência sobre o volume populacional (verdadeiro). Os resultados para o Produto 1, 2 e 3 (Figura 3, 7 e 11) revelam que conglomerados com 0,24 ha reduzidos no sentido *proximal* são tão acurados quanto o conglomerado inteiro (com 0,80 ha). Esse resultado é devido sobreposição dos IC

neste tamanho e estabilização das médias do volume conglomerados a partir de 0,24 ha. Assim como no sentido *proximal*, no sentido *distal* no Produto 1, 2 e 3, conglomerados com 0,24 ha apresentaram resultados estatisticamente similares aos dos conglomerados inteiros. Mesmo que esses tamanhos apresentem intervalos de confiança sobrepostos aos do tamanho original, esses são precisos, mas não acurados devido aos deslocamentos das variâncias para além dos intervalos de confiança para a variável de interesse. Para que obtenção de estimativas precisas e acuradas, é necessário aumentar a utilização de conglomerados com área $\geq 0,56$ ha. Hou et al. (2015), também observou a eficiência de amostragem frente a variação de tamanho de unidades retangulares no extremo sul da China e verificou que as amostras menores forneceram estimativas mais precisas.

A abundância dos produtos não interferiu no tamanho mínimo do conglomerado (considerado acurado). Embora o Produto 1 seja mais abundante na floresta do que o Produto 2 que, por sua vez, mais abundante que o Produto 3, o tamanho mínimo é mantido, enquanto a abundância só afeta o volume estimado em cada produto. Para Hou et al. (2015), para melhorar as estimativas em florestas com indivíduos mais dispersos, a melhor estratégia é alocar amostras com distâncias menores umas das outras. Para Ubialli et al. (2009), um decréscimo na acurácia foi observado ao analisarem grupos de espécies e detectarem que o erro real e de amostragem tende a aumentar com a diminuição da quantidade de árvores por hectare.

Esta pesquisa também mostrou que a acurácia do conglomerado, ao estimar volume de madeira, sofre efeito da distância entre suas subunidades. Esse efeito é constatado ao comparar os sentidos de reduções *distal* e *proximal*. Por exemplo, para um conglomerado com 0,08 ha, a distância longitudinal do ponto central das subunidades é de 290 metros no sentido *distal* (maior possível nesse sentido), contra 110 metros no sentido *proximal* (menor possível nesse sentido). Essa diferença de 180 metros (290-110 metros) é a maior entre os cenários estudados, o que pode justificar os dois resultados relatados a seguir.

O primeiro deles é que a maior discrepância da média do volume foi observada justamente para conglomerados com 0,08 ha, comparando os sentidos *distal* e *proximal*. Essa discrepância ultrapassa 50% para o Produto 1, 2 e 3. Nos conglomerados com 0,24 ha, essa discrepância se reduz expressivamente para todos os produtos em ambos os sentidos. O segundo resultado é que em todos os produtos, conglomerados com 0,08 ha, reduzidos no sentido *distal* e *proximal*, superestimaram ou subestimam, respectivamente, de maneira considerável a média do volume em relação ao conglomerado inteiro. Isso sugere que conglomerados em cruz de malta com área $\leq 0,16$ ha, reduzidos tanto no sentido *distal* quanto no sentido *proximal*, deveriam ser estruturados com distância do ponto central de 0–50 m. Tal recomendação deve-

se ao fato de a distância entre as subunidades surtir mais efeito na perda da acurácia (em relação a um conglomerado de 0,80 ha) do que a própria área do conglomerado. No entanto, o contrário foi verificado por Tokola e Shrestha, (1999), ao simular espaçamento entre subunidades conglomerados no sudeste do Nepal, os quais detectaram que subunidades distantes 275 metros do centro ainda são as que ofereceram menor erro de amostragem naquela ocasião. Tais resultados sugerem que as simulações de diminuição ou aumento de amostras não devem ser generalizadas para todas as tipologias vegetais.

6.2 Precisão

Para os três produtos, as variâncias totais foram explicadas, quase que em sua totalidade, pelas variâncias dentro dos conglomerados e apresentaram uma clara tendência de redução com o aumento da área, em ambos os sentidos (*distal* e *proximal*). Isso significa que quanto mais próximo ao tamanho original, mais precisas são as estimativas dos produtos, uma vez que a precisão do volume é dependente de sua variância. De acordo com Cochran (1977 p. 243), essa tendência de redução da variância é esperada, pois é a mais afetada pelo tamanho dos conglomerados. Para os três produtos, reduções no sentido *distal* foram, ligeiramente, mais sensíveis, apresentando maiores variações, em comparação com o sentido *proximal*, superestimando a variável de interesse nos menores tamanhos testados. Para Péllico Netto e Brena (1997), as variâncias dentro e entre os conglomerados são diretamente afetadas pela variação da distância entre as subunidades. A medida em que aumenta a distância entre as subunidades (*distal*), a variância dentro também aumenta, em contra partida a variância entre os conglomerados diminui. Superestimativas de parâmetros estruturais também foram observadas por Augustynczyk et al. (2013), em um remanescente de floresta no Paraná. Os autores compararam valores paramétricos e estimados por simulações, em diferentes intensidades de amostragem. Semelhante a pesquisa, onde superestimativas foram observadas a medida em que o tamanho dos conglomerados foi reduzido, esses autores verificaram superestimativas em todas as intensidades, de 10,3% até 46,2%.

Para o Produto 1, conglomerados reduzidos no sentido *proximal* até 0,56 ha, apresentaram a mesma precisão e acurácia de conglomerados inteiros. Conglomerados com área menor que 0,56 ha reduzidos no sentido *proximal* podem ser acurados, mas não precisos, por estarem fora dos limites do IC. No sentido *distal*, embora conglomerados com 0,32 ha apresentaram capacidade para estimar com precisão esta variável, suas variâncias são maiores que no sentido proximal. Para o Produto 2, conglomerados com área até 0,56 ha reduzidos no

sentido *proximal* e 0,40 reduzidos no sentido *distal* apresentaram a mesma precisão na estimativa de volume que conglomerados inteiros. Para o Produto 3, conglomerados com 0,56 ha reduzidos no sentido *proximal* e 0,48 ha reduzidos no sentido *distal* apresentaram a mesma precisão do que aqueles área de 0,80 ha. Reduções no sentido *proximal* apresentam vantagem para os produtos quando comparados com o sentido *distal*, visto que as variâncias são menores, consequentemente mais precisas. A utilização de conglomerados com área inferior as citadas anteriormente, além de ultrapassarem o limite de precisão do conglomerado inteiro, superestimaram ou subestimaram o volume. Esse tipo de comportamento pode ser atribuído à escassez e/ou heterogeneidade dos produtos.

Flores et al. (2012) observaram o comportamento do coeficiente de variação em função do tamanho das parcelas em floresta nativa na região de Portel, PA. Esses autores adotaram parcelas em formato de conglomerado cruzado com oito subparcelas retangulares, variando de 0,06 a 0,14 ha. Concluíram que subparcelas com tamanho de 0,10 ha foram ideais para a estimativa de volume de madeira, com uma unidade amostral de 0,80 ha, sendo este o mesmo tamanho do conglomerado inteiro utilizada neste trabalho.

Péllico Netto, Tello e Wandresen (2014) avaliaram no Paraná unidades amostrais de diferentes formas, de tamanhos que variaram entre 0,02 e 0,1 ha através de simulação. Os autores constataram que é possível otimizar a amostragem e utilizar parcelas de no mínimo 0,06 ha. Sydow et al (2017), comparou através dos erros reais relativos, tamanhos e intensidades amostrais de 0,04 até 0,10 ha em um fragmento na mesma região, a fim de comparar os comportamentos de estimativas estruturais frente a variação de área. Os autores detectaram que para a estimativa de volume é recomendado o uso do menor tamanho (0,04 ha).

Neste estudo, através das simulações foi possível otimizar o tamanho do conglomerado de 0,80 para 0,56 ha para a estimativa do volume de madeira, sem perdas de precisão e acurácia. Os resultados desta pesquisa estão de acordo com a discussão de Pesonen et al. (2010) e Pesonen (2011) quando buscavam o tamanho de amostra ideal para a estimativa de volume de árvores de diâmetros grandes, e indicaram tamanhos menores como mais vantajosos ao uso de tamanhos maiores.

6.3 Efeito da redução *distal* e *proximal*

As reduções de área no sentido *proximal* para os três produtos apresentaram vantagem superior ao sentido *distal*. No sentido *proximal*, a distância do centro do conglomerado é mantida, como indicam Queiroz et al. (2011), através das experiências em inventários florestais

na Amazônia. Os autores recomendam que a distância das subparcelas ao centro do conglomerado não deve ser inferior a 50 m, para que se evite autocorrelação entre as subparcelas. De acordo com Flores et al. (2012), em experimentos com conglomerados, concluíram que a distância ideal do centro do conglomerado até as subparcelas é de 50 m, para um tamanho de subparcelas de 0,10 ha. Frente a isso, o aumento da distância entre subunidades em relação ao centro do conglomerado, pode contribuir com aumento de custo e onerosidade ao processo de amostragem. Além disso, o aumento da distância das subunidades (sentido *distal*), está diretamente relacionada com a variância dentro das subunidades, provocando além de superestimativas, alta variabilidade.

Para os Produtos 1, 2 e 3 tamanhos próximos ao tamanho original, reduzidos no sentido *proximal*, apresentaram baixa variabilidade de volume. Em conglomerados com tamanhos 0,08 e 0,16 ha, um comportamento incomum, que leva/ocasiona superestimação e subestimação do volume, é observado. Para os três produtos, embora o sentido de redução *distal* tenha apresentado tamanhos reduzidos mais promissores, esse sentido é que apresenta maiores variâncias em relação ao sentido *proximal*. Adicionalmente, para os Produtos 1 e 2, observou-se que conglomerados com 0,56 ha anularam o efeito dos sentidos das reduções. Para as variâncias, o efeito das reduções é anulado nos três produtos quando os conglomerados possuem 0,56 ha.

A metodologia empregada nessa pesquisa testou diferentes tamanhos de conglomerado e possibilidade do aumento da distância entre as subunidades. Verificou-se que existe uma vantagem da redução *proximal* sobre a redução *distal*. Então, recomenda-se que a distância de 50 metros em relação ao centro seja mantida, corroborando com Queiroz et al. (2011). Em níveis práticos, o aumento das distâncias entre as subunidades, acima de 50 metros, não é recomendado, pois aumenta o deslocamento entre as subunidades e o esforço operacional, o que reflete diretamente nos custos de levantamento de dados.

7 CONCLUSÕES

Para os produtos P1, P2 e P3, conglomerados com área $\geq 0,56$ ha reduzidos no sentido *proximal* apresentaram a mesma precisão e acurácia do conglomerado inteiro do IFN-Br (0,80 ha). Além disso, o sentido de redução (*distal* ou *proximal*) do conglomerado não teve efeito na acurácia e precisão do volume. Isso significa que a distância entre subunidades de conglomerados exerce pouco ou nenhum efeito na qualidade de estimativas de volumes pouco abundantes. Contudo, como distâncias maiores aumentam o custo e tempo de instalação dos

conglomerados, assumir subunidades mais próximas (isto é, optar pela redução *proximal*) é a opção mais atrativa.

REFERÊNCIAS

ALI, A.; LIN, S.-L.; HE, J.-K.; KONG, F.-M.; YU, J.-H.; JIANG, H.-S. Climate and soils determine aboveground biomass indirectly via species diversity and stand structural complexity in tropical forests. **Forest Ecology and Management**. 432, 823–831. (2019). <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2018.10.024>.

ALVARES, C.; STAPE, J. L.; SENTELHAS, P. C.; GONCALVES, J. L.; SPAROVEKET, G. Koppen's climate classification map for Brazil. **Meteorol. Z.** 22 (6), 711–728. (2014).

ALVES, E. J. **Métodos de *bootstrap* e aplicações em problemas biológicos**. Dissertação (Mestrado) UNESP, Rio Claro, (2013). Disponível em: <https://alsafi.ead.unesp.br/bitstream/handle/11449/94336/alves_ej_me_rcla.pdf?sequence=1&isAllowed=y>.

AUGUSTYNCZIK, A. L. D.; MACHADO, S. D. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; NETTO, S. P. Avaliação do tamanho de parcelas e de intensidade de amostragem em inventários florestais. **Sci. For.**, Piracicaba, v. 41, n. 99, p. 361-368, set. (2013).

AVEN, T.; BARALDI, P.; FLAGE, R.; ZIO, E. **Uncertainty in Risk Assessment: The Representation and Treatment of Uncertainties by Probabilistic and Non-Probabilistic Methods**. Chichester:Wiley, (2014).

BAKER, J. P.; BUNYAVEJCHEWIN, S.; OLIVER, C. D.; ASHTON, P. S. Disturbance history and historical stand dynamics of a seasonal tropical forest in Western Thailand. **Ecological Monographs**, Lawrence, v. 3, n. 75, p. 317-343, (2005).

BARANCELLI, Â. A.; MOURA, V.; ROSSELL, E. C. F.; ALVES, W. W. A.; ARAÚJO, P. A. DE. Avaliação do desmatamento na Floresta Nacional do Bom Futuro no período de 1988 a 2014. **Anais do XVIII Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto**. ISBN: 978-85-17-00088-1. (2017).

BARALOTO, C.; MOLTO, Q.; RABAUD, S.; H'ERAULT, B.; VALENCIA, R.; BLANC, L.; FINE, P. V. A.; THOMPSON, J. Rapid simultaneous estimation of aboveground biomass and tree diversity across neotropical forests: a comparison of field inventory methods. **Biotropica** 45, 288–298. (2012). <https://doi.org/10.1111/btp.12006>.

BARREDO, J.; BASTRUP-BIRK, A.; TELLER, A.; ONAINDIA, M.; MANUEL, B.; MADARIAGA, I.; RODRÍGUEZ-LOINAZ, G.; PINHO, P.; NUNES, A.; RAMOS, A.; BATISTA, M.; MIMO, S.; CORDOVIL, C.; BRANQUINHO, C.; GRÊT-REGAMEY, A.; BEBI, P.; BRUNNER, S.; WEIBEL, B.; KOPPEROINEN, L.; SCHMULLIUS, C. **Mapping**

and assessment of forest ecosystems and their services – Applications and guidance for decision making in the framework of MAES. Report EUR 27751 EN, Joint Research Centre, European Union, 78 p. (2015). DOI: 10.2788/720519.

BAILEY, R. L.; DELL, J. R. Quantifying diameter distributions with the Weibull function. **Forest Science**, Bethesda, v. 19, n. 2, p. 97-104, (1973).

BOSS, D. D. Introduction to the *Bootstrap* World. Institute of Mathematical Statistics. **Statistical Science**, Vol. 18, No. 2, 168–174. (2003).

BOLKER B. **Ecological models and data in R.** Princeton, NJ: Princeton University Press. (2008).

BONETES, L. **Tamanho de parcelas e intensidade amostral para estimar o estoque e índices fitossociológicos em uma Floresta Ombrófila Mista.** 2003. 111 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, (2003).

BREIDENBACH, J.; ANTÓN-FERNÁNDEZ, C.; PETERSSON, H.; MCROBERTS, R. E.; ASTRUP, R. Quantifying the Model-Related Variability of Biomass Stock and Change Estimates in the Norwegian National Forest Inventory. **Forest Science**. 60 (1): 25-33. (2014). <https://doi.org/10.5849/forsci.12-137>.

COCHRAN, W. G. **Sampling Techniques.** 3.ed. New York: John Wiley and Sons, Inc., 428 p. (1977).

COSTA, G.; SILVA, G.; BRAMBILLA, C.; LOBATO, L.; CUNHA, L.; TELES, V.; CAVALCANTE, M. Ocupações ilegais em unidades de conservação na Amazônia: o caso da Floresta Nacional do Bom Futuro no Estado de Rondônia/Brasil. **Revista de Geografia e Ordenamento do Território**, 1(8), 33-49. (2015). <http://dx.doi.org/10.17127/got/2015.8.003>.

COUSINEAU, D. Fitting the Three-Parameter Weibull Distribution: Review and Evaluation of Existing and New Methods. **IEEE Transactions on Dielectrics and Electrical Insulation**. Vol. 16, No. 1; February (2009).

CHERNICK, M. R.; LABUDDE, R. A. **An introduction to bootstrap methods with applications to R.** John Wiley & Sons. 236 p. (2014).

CHO, W. K. T.; LIU, Y. Y. Sampling from complicated and unknown distributions Monte Carlo and Markov chain Monte Carlo methods for redistricting. **Physica A**. S0378-4371(18)30416-3. (2018). <https://doi.org/10.1016/j.physa.2018.03.096>.

CHIB, S. Markov Chain Monte Carlo Technology. In: **Handbook of Computational Statistics.** Springer, Berlin, Heidelberg, (2012). p. 73-104.

DAU, J. H.; MATI, A.; DAWAKI, S. A. Role of Forest Inventory in Sustainable Forest Management: A Review. **International Journal of Forestry and Horticulture (IJFH)**; 1(2): 33-40. (2015).

DALLA CORTE, A. P.; SANQUETTA, C. R.; FIGUEIREDO FILHO, A.; PEREIRA, T. K.; BEHLING, A. Desempenho de métodos e processos de amostragem para avaliação de diversidade em Floresta Ombrófila Mista. **Floresta**, v. 43, n. 4, p. 579-582, (2013). <http://dx.doi.org/10.5380/rf.v43i4.30526>.

DE ASSIS, R. L.; WITTMANN, F.; BREDIN, Y.K., SCHONGART, J., QUESADA, C.A.N., PIEDADE, M.T. F., HAUGAASEN, T. Above-ground woody biomass distribution in Amazonian floodplain forests: Effects of hydroperiod and substrate properties. **Forest Ecology and Management**. 432, 365–375. (2019). <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2018.09.031>.

DECRETO n° 96.188, de 21 de junho de 1988. **Cria no Estado de Rondônia a Floresta Nacional do Bom Futuro com limites que especifica e dá outras providências.**

DUNN, W. L.; SHULTIS, J. K. The Basis of Monte Carlo. **Exploring Monte Carlo Methods**, 1st ed.; Elsevier: Amsterdam, The Netherlands, p. 21-46, (2012).

EFRON, B. **Bootstrap methods: Another look at jackknife**. Ann. Stat. 7, 1–26. 1979.

EFRON, B.; TIBSHIRANI, R. *Bootstrap methods for standard errors, confidence intervals, and other measures of statistical accuracy*. **Statistical science**, 54-75. (1986).

FISCHER, C.; KLEINN, C.; FEHRMANN, L.; FUCHS, H.; PANFYOROV, O. A national level forest resource assessment for Burkina Faso – A field based forest inventory in a semiarid environment combining small sample size with large observation plots. **Forest Ecology and Management**. 262. 1532-1540. (2011). DOI: 10.1016/j.foreco.2011.07.001.

FISHMAN, G. S. Monte Carlo: concepts, algorithms and applications. In: **Springer Series in Operations Research**. Springer, Berlin. (1996).

FORTIN, M.; BÉDARD, S.; DEBLOIS, J.; MEUNIER, S. Assessing and testing prediction uncertainty for single tree-based models: a case study applied to northern hardwood stands in southern Québec, Canada. **Ecol Model**. 220:2770–278. 2009.

FORTIN, M., LANGEVIN, L. Stochastic or deterministic single-tree models: is there any difference in growth predictions? **Annals of Forest Science** 69, 271–282 (2012). <https://doi.org/10.1007/s13595-011-0112-0>.

FLORES, O. M. M.; QUEIROZ, W. T.; PINHEIRO, J. G.; OLIVEIRA, F. DE A.; MORAES, A.; VALENTE, M. D. R. Comparação de tamanhos e distâncias de subparcelas aplicadas em processo de amostragem por conglomerado. **Acta Amazônica**. vol. 42(3) 345 – 354. (2012). <https://doi.org/10.1590/S0044-59672012000300006>.

FREITAS, J. V.; OLIVEIRA, Y. M.; ROSOT, M. A.; GOMIDE, G.; MATTOS, P. National Forest Inventory Reports: Brazil. In: Tomppo, E., Gschwantner, T., Lawrence, M., McRoberts, R.E. (Eds.), **National Forest Inventories: Pathways for Common Reporting**. Springer, London, pp. 89-95. 2010. DOI: 10.1007/978-90-481-3233-1_3.

FRIDMAN, J.; HOLM, S.; NILSSON, M.; NILSSON, P.; RINGVALL, A. H.; STÅHL, G. Adapting National Forest Inventories to changing requirements—the case of the Swedish National Forest Inventory at the turn of the 20th century. **Silva Fennica**, 48(3), 1-29. (2014).

GARNI, H. A. L.; AWASTHI, A. A Monte Carlo approach applied to sensitivity analysis of criteria impacts on solar PV site selection. In: **Handbook of Probabilistic Models**. Butterworth-Heinemann, p. 489-504. (2020).

GENTLE, J. E. **Random Number Generation and Monte Carlo Methods**. Statistics and Computing. doi:10.1007/b97336 (2003).

GENTLE, J. E. **Computational statistics**. Nova York: Springer, (2009).

GHANEM, R.; HIGDON, D.; OWHADI, H. Introduction to Uncertainty Quantification. In: **Handbook of Uncertainty Quantification**. ISBN 978-3-319-12385-1. 2035p. (2017).

HEINSDIJK, D.; BASTOS, A.M. 1963. Inventários florestais na Amazônia. **Boletim do Serviço Florestal**, 6: 1-100.

HIGUCHI, N. Amostragem sistemática versus amostragem aleatória em floresta tropical úmida de terra firme na região de Manaus. **Acta Amazônica**, 16 (17), 393–400. (1986).

HIRAISHI, T.; KRUG, T.; TANABE, K.; SRIVASTAVA, N.; BAASANSUREN, J.; FUKUDA, M. **Revised Supplementary Methods and Good Practice Guidance Arising from the Kyoto Protocol**. IPCC, Switzerland. (2014).

HOROWITZ, J. L. The *bootstrap*. In **Handbook of econometrics** (Vol. 5, pp. 3159-3228). Elsevier. (2001).

HOROWITZ, J. L. Bootstrap Methods in Econometrics. **Annu. Rev. Econ.** 2019. 11:193–224 (2019).

HOU, Z., XU, Q.; HARTIKAINEN, S.; ANTILLA, P.; PACKALEN, T.; MALTAMO, M.; TOKOLA, T. Impact of Plot Size and Spatial Pattern of Forest Attributes on Sampling Efficacy. **For. Sci.** 61(5):847–860. (2015). <http://dx.doi.org/10.5849/forsci.14-197>.

HUSH, B. **Planning forest inventory**, FAO, Rome, Italy. (1971).

KANGAS, A.; KORHONEN, K. T.; PACKALEN, T.; VAUHKONEN, J. Sources and types of uncertainties in the information on forest-related ecosystem services. **Forest Ecology and Management** 427 7–16. (2019). <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2018.05.056>.

KERSHAW, J.A.; DUCEY, M.J.; BEERS, T.W.; HUSCH, B. **Forest Mensuration**, 5th ed.; John Wiley & Sons: Chichester, UK; Hoboken, NJ, USA, (2016). ISBN 978-1-118-90203-5.

KÖHL, M.; MARCHETTI, M. **Objectives and Planning of Forest Inventories**. Tropical Forestry Handbook. (2014). DOI: 10.1007/978-3-642-41554-8_70-1

KÖHL M.; MAGNUSSEN S. Sampling in Forest Inventories. in: Pancel L., KÖHL M. (eds) **Tropical Forestry Handbook**. Springer, Berlin, Heidelberg. 777-837. (2016). https://doi.org/10.1007/978-3-642-54601-3_72.

KLEINN, C. The renaissance of National Forest Inventories (NFIs) in the context of the international conventions – a discussion paper on context, background and justification of NFIs. **Pesquisa Florestal Brasileira**. 37. 369. (2017). DOI: 10.4336/2017.pfb.37.91.1343.

LAFONTAINE, D. The History of *Bootstrapping*: Tracing the Development of Resampling with Replacement. **The Mathematics Enthusiast**, 18(1), 78-99. (2021).

LAI, X.; ZHU, Q.; ZHOU, Z.; LIAO, K. Influences of sampling size and pattern on the uncertainty of correlation estimation between soil water content and its influencing factors. **Journal of Hydrology**, 555(), 41–50. (2017). <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2017.10.010>.

LAWRENCE, M.; MCROBERTS, R.; TOMPPO, E.; GSCHWANTNER, T.; GABLER, K. Comparisons of National Forest Inventories. In: **National forest Inventories – pathways for common reporting**. Springer, Heidelberg, p 612. (2010). DOI: 10.1007/978-90-481-3233-1.

L'ECUYER, P. Random Number Generation. In: Gentle J., Härdle W., Mori Y. (eds) **Handbook of Computational Statistics**. Springer, Berlin, Heidelberg. (2012). https://doi.org/10.1007/978-3-642-21551-3_3.

MARTINEZ, W. L.; MARTINEZ, A. R. **Computational Statistics Handbook with Matlab**. New York, vol. 65. Crc, Hall, New York, NY, USA. (2002). http://doi.org/10.1111/j.1541-0420.2009.01208_14.x.

MCROBERTS, R. E.; TOMPPO, E. O.; NÆSSET, E. Advances and emerging issues in national forest inventories. **Scandinavian Journal of Forest Research**, 25(4), 368-381. (2010).

MCROBERTS, R. E.; MAGNUSSEN, S.; TOMPPO, E. O.; CHIRICI, G. Parametric, *bootstrap*, and jackknife variance estimators for the k-Nearest Neighbors technique with illustrations using forest inventory and satellite image data. **Remote Sensing of Environment**, 115(12), 3165-3174. (2011).

MCROBERTS, R.E.; TOMPPPO, E.O.; CZAPLEWSKI, R.L. Sampling designs for national forest assessments. In: **Knowledge Reference for National Forest Assessments**; FAO: Rome, Italy, pp. 23–40. (2015).

MAMMEN E.; NANDI S. *Bootstrap* and Resampling. Em: Gentle J., Härdle W., Mori Y. (eds) **Handbook of Computational Statistics**. Springer Handbooks of Computational Statistics. Springer, Berlin, Heidelberg. (2012). https://doi.org/10.1007/978-3-642-21551-3_17.

MOFFAT, R. J. Describing the uncertainties in experimental results. **Experimental Thermal and Fluid Science**. 1:3-17. (1988).

NASCIMENTO, R. G. M.; DO AMARAL MACHADO, S.; FIGUEIREDO FILHO, A.; HIGUCHI, N. Modelo de projeção por classe diamétrica para florestas nativas: enfoque na função probabilística de Weibull. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, v. 32, n. 70, p. 209-219, abr./jun. (2012). DOI: 10.4336/2012.pfb.32.70.9.

PÉLLICO NETTO, S.; BRENA, D. A. **Inventário Florestal**. Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 316p. (1997).

PÉLLICO NETTO, S.; TELLO, J. C. R.; WANDRESEN, R. R. Size and Shape of Sample Units in Native Forests and Plantations. **Open Journal of Forestry**, 4, 379-389. (2014). <http://dx.doi.org/10.4236/ojf.2014.44043>.

PÉLLICO NETTO, S.; PELISSARI, A. L.; CYSNEIROS, V. C.; BONAZZA, M.; SANQUETTA C. R. Sampling procedures for inventory of commercial volume tree species in Amazon Forest. **Anais da Academia Brasileira de Ciências**. 89(3): 1829-1840 (2017).

PESONEN, A. **Comparison of field inventory methods and use of airborne laser scanning for assessing coarse woody debris**. Tese de doutorado. Univ. of Eastern Finland, Joensuu, Finland. 56 p. (2011).

PESONEN, A.; KANGAS, A.; MALTAMO M.; PACKALEN. P. Effects of auxiliary data source and inventory unit size on the efficiency of sample-based coarse woody debris inventory. **For. Ecol. Manage.** 259(10):1890–1899. (2010).

PINTO, L. O. R.; DE SOUZA, C. R.; TERRA, M. DE C. N. S.; CALEGARIO, J. M. DE M. N.; ARCEBI JÚNIOR F. W. Optimal plot size for carbon-diversity sampling in tropical vegetation. **Forest Ecology and Management** 482 – 118778. (2021). <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2020.118778>.

PORTUGAL, M. S. **Notas introdutórias sobre o princípio de máxima verossimilhança: Estimacão e teste de hipóteses**. DECON/UFRGS, Porto Alegre, Abril. (1995).

PRESS, W. H.; TEUKOLSKY, S. A.; VETTERLING, W. T.; FLANNERY, B. P. **Numerical Recipes in C: the Art of Scientific Computing**. (2nd edn). Cambridge University Press, Cambridge, UK (1992).

QUEIROZ W. T.; PÉLLICO NETTO S.; VALENTE M. D. R.; PINHEIRO J. G. Análise estrutural da unidade conglomerada cruz de malta na Floresta Nacional do Tapajós, estado do Pará, Brasil. **Floresta** 41(1): 9-18. (2011).

R CORE TEAM R: **A language and environment for statistical computing**. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. (2020). URL <https://www.R-project.org/>.

RAMÍREZ, A.; DE KEIZER, C.; VAN DER SLUIJS, J. P.; OLIVIER, J.; BRANDES, L. Monte Carlo analysis of uncertainties in the Netherlands greenhouse gas emission inventory for 1990–2004. **Atmospheric Environment**. 42(35), 8263-8272. (2008).

RINALDI, F.; JONSSON, R. Accounting for uncertainty in forest management models. **Forest ecology and management**, 468, 118186. (2020).

ROVEDA, M.; FIGUEIREDO FILHO, A.; PELISSARI, A.L.; DOS SANTOS, R.M. Spatial continuity in a mixed ombrophilous forest with different size and shape of sample units. **Rev. Cern.** 22, 189–196. (2016). <https://doi.org/10.1590/01047760201622022139>.

SABOROWSKI, J.; SMELKO, S. Evaluation of inventories based on sample plots of variable size. *Allg Forst- und Jagdz* 169:71–75 (1998).

SALLING, K. B. A New Approach to Feasibility Risk Assessment within Transport Infrastructure Appraisal. **Procedia - Social and Behavioral Sciences** 74. 468 – 477. (2013). DOI: 10.1016/j.sbspro.2013.03.047.

SANTOS, A. P.; DE JESUS FRANÇA, L. C.; MONTI, C. A. U.; LACERDA, T. H. S.; DA PÁSCOA, K. J. V.; GOMIDE, L. R. Avaliação da riqueza de espécies arbóreas através dos métodos *bootstrap* e Regressão Quadrática de Platô. **BIOFIX Scientific Journal**, 5(1), 54-64. (2019).

SCOLFORO, J. R. S. **Biometria florestal: modelos de crescimento e produção florestal**. Lavras. UFLA/FAEPE, 393 p. (2006).

SEDAM, 2010. **Boletim Climatológico de Rondônia**. Disponível em: <<http://www.sedam.ro.gov.br/index.php/component/content/article/107-meteorologia/146-boletim-anual>>. Acesso em 15 de dezembro de 2020.

SFB - SERVIÇO FLORESTAL BRASILEIRO. Inventário florestal nacional. <http://www.florestal.gov.br/inventario-florestal-nacional>. 16 julho de 2021. (2017).

SHANG, C.; COOPS, N. C.; WULDER, M. A.; WHITE, J. C.; HERMOSILLA, T. Update and spatial extension of strategic forest inventories using time series remote sensing

and modeling. **International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation**, 84, 101956. (2020).

SYDOW, J. D.; SANQUETTA, C. R.; CORTE, A. P. D.; SANQUETTA, M. N. I.; FIGUEIREDO FILHO, A. Comparação de métodos e processos de amostragem para inventário em Floresta Ombrófila Mista. **BIOFIX Scientific Journal**. v. 2 n. 1 p. 60-68. (2017). DOI: [dx.doi.org/10.5380/biofix.v2i1.50761](https://doi.org/10.5380/biofix.v2i1.50761).

TOKOLA, T.; SHRESTHA, S. M. Comparison of cluster-sampling techniques for forest inventory in southern Nepal. **Forest Ecology and Management**. 116, 219–231. (1999). [https://doi.org/10.1016/S0378-1127\(98\)00457-5](https://doi.org/10.1016/S0378-1127(98)00457-5).

TOMPPO, E.; GSCHWANTNER, T.; LAWRENCE, M.; MCROBERTS, R. E. **National forest Inventories – pathways for common reporting**. Springer, Heidelberg, p 612. (2010). <http://dx.doi.org/10.1007/978-90-481-3233-1>.

THOMPSON, S. K. **Sampling**. 3rd ed. John Wiley & Sons, Hoboken, NJ. 472 p. (2012).

UBIALLI, J. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; MACHADO, S. DO A.; ARCE, J. E. Comparação de métodos e processos de amostragem para estimar a área basal para grupos de espécies em uma floresta ecotonal da região norte mato-grossense. **Acta Amazônica**. vol. 39(2) 305 – 314, (2009). <http://dx.doi.org/10.1590/S0044-59672009000200009>.

VIDAL, C.; ALBERDI, I.; REDMOND, J.; VESTMAN, M.; LANZ, A.; SCHADAUER, K. The role of European National Forest Inventories for international forestry reporting. **Annals of Forest Science**, 73(4), 793-806. (2016).

YANAI, R. D.; BATTLES, J. J.; RICHARDSON, A. D.; BLODGETT, C. A.; WOOD, D. M.; RASTETTER, E. B. Estimating uncertainty in ecosystem budget calculations. **Ecosystems**, 13(2), 239-248. (2010).

YARED, J. A. G.; COUTO, L.; LEITE, H. G. Composição florística de florestas secundária e primária, sob efeito de diferentes sistemas silviculturais, na Amazônia Oriental. **Revista Árvore**, 22(4), 463-474, (1998).

YORIYAZ, H. Método de Monte Carlo: princípios e aplicações em Física Médica. **Revista Brasileira de Física Médica**. 3(1):141-9. (2009).

WANG, G.; OYANA, T.; ZHANG, M.; ADU-PRAH, S.; ZENG, S.; LIN H.; SE J. Mapping and spatial uncertainty analysis of forest vegetation carbon by combining national forest inventory data and satellite images. **Forest Ecology and Management**. 258 1275–1283. (2009). <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2009.06.056>.

WICKHAM, H. **ggplot2**. Wiley Interdisciplinary Reviews: Computational Statistics, 3 (2), 180–185. doi: 10.1002 / wics.147 (2011).

WINTER, S.; BÖCK, A.; MCROBERTS, R. E. Uncertainty of large-area estimates of indicators of forest structural gamma diversity: A study based on national forest inventory data. **Forest Science**, 58(3), 284-293. (2012).

WEISBIN, C. R.; LINCOLN, W.; SAATCHI, S. A systems engineering approach to estimating uncertainty in above-ground biomass (AGB) derived from remote-sensing data. **Systems Engineering**, 17(3), 361-373. (2014). <https://doi.org/10.1002/sys.21275>.

WESTFALL, J. A.; MCROBERTS, R. E. An assessment of uncertainty in volume estimates for stands reconstructed from tree stump information. **Forestry: An International Journal of Forest Research**, 90(3), 404-412. (2017).

WOOLLEY, T. J.; HARMON, M. E.; O'CONNELL, K. B. Estimating annual bole biomass production using uncertainty analysis. **Forest Ecology and Management**. 253(1-3), 202-210. (2007).

ZARNOCH, S. J.; DELL, T. R. An evaluation of Percentile and Maximum Likelihood estimators of Weibull parameters. **Forest Science**. Lawrence, v. 31, n. 1, p. 260 - 268, (1985).

ZHANG, D.; WANG, H.; WANG, X.; LÜ, Z. Accuracy assessment of the global forest watch tree cover 2000 in China. **International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation**, 87, 102033. (2020).

EFEITO DA INTENSIDADE DE AMOSTRAGEM EM CONGLOMERADOS PARA ESTIMAR VOLUME DE MADEIRA EM FLORESTA AMAZÔNICA

1 INTRODUÇÃO

Estimativas estatisticamente sólidas dos recursos florestais tem estado, nas últimas décadas, no escopo de discussões que orientam a formulação de políticas de gestão e utilização do potencial que as florestas, sobretudo, nas questões de mitigação das mudanças climáticas e o seu reflexo na conservação da biodiversidade (FISCHER et al., 2011). O Inventário Florestal Nacional (IFN) é base para a produção de informação sobre os recursos florestais para grandes extensões de terra, no entanto, sua implementação acarreta altos custos e depende da disponibilidade de conhecimentos técnicos adequados. Os altos custos dos IFNs são frequentemente potencializados pelo tamanho da amostra, utilizado para atender a uma precisão predefinida de estimativas. O processo de otimização de inventários se apoia na busca da melhor estratégia de abordagem da população com menor custo possível. Tais procedimentos estão intimamente relacionados aos processos e métodos de amostragem a serem escolhidos, assim como à intensidade amostral adotada (UBIALLI et al., 2009; CORTE et al., 2013).

A padronização de métodos e processos de amostragem pode provocar tendências nas tomadas de decisão sobre os recursos florestais, pois nem sempre o grau de incerteza é consultado (FISCHER et al., 2011). Em florestas nativas isso é mais evidente e, geralmente, observa-se grande variabilidade dimensional das unidades amostrais adotadas. Tal variabilidade é inerente as características da floresta em questão, visto que possui alta heterogeneidade de espécies (SCOLFORO; MELLO, 2006). Uma outra estratégia que tem se mostrado eficiente em IFNs é a amostragem em conglomerados em formato de Cruz de Malta que surge da proposta de sistematização de subunidades de amostra para reduzir os custos de deslocamento no campo (QUEIROZ et al., 2011). No Brasil, essa estratégia é exigida atualmente pelo Inventário Florestal Nacional para todos os biomas brasileiros (SFB, 2017).

No contexto das novas configurações tecnológicas para estimativas precisas e acuradas, o questionamento de procedimentos de inventário florestal com base em intensidades pré-estabelecidas é necessário (AVERY; BURKHART, 2001). A principal crítica ao inventário baseado em intensidades pré-definidas é a falta de conhecimento a priori da precisão das estimativas, visto que as intensidades, por muitas vezes, são definidas em decorrência da quantidade de trabalho que pode ser realizado em determinado tempo, ou com os recursos colocados à disposição (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997). Essa lacuna no conhecimento pode levar a esforços de campo e investimentos desnecessários e que não atendem aos limites

regulamentares ou que podem ser realocados. A simulação de amostragem é a ferramenta categórica para indicar a qualidade do processo de amostragem sobre uma população e pode contornar essas questões (THOMPSON, 2012, p. 43). Tal ferramenta tem se tornado comum no estudo de incertezas para a formulação de estratégias de inventários em diferentes escalas (GREGG; HUMMEL 2002, KOIVUNIEMI 2003, HUMMEL; CUNNINGHAM 2006, KATILA; TOMPPONEN 2006).

Esta pesquisa adota o Método de Monte Carlo (MMC) para reamostrar o volume em diferentes tamanhos amostrais de conglomerados inteiros e reduzidos, obtidos no Capítulo 1, para floresta Amazônica. A hipótese levantada nesse estudo é de que o tamanho amostral de conglomerados inteiros e reduzidos, poderiam ter seu número reduzido ao estimar volume de madeira em florestas amazônicas. A precisão e acurácia das intensidades reduzidas foram comparadas com as do conglomerado original adotado no IFN e o conglomerado reduzido, considerado preciso e acurado, para obtenção da intensidade mínima possível.

2 OBJETIVOS

2.1 Geral

Mensurar o efeito da redução do tamanho amostral na precisão e acurácia da estimativa do volume de madeira.

2.2 Específicos:

- Reduzir a número de conglomerados de tamanho original (inteiros) e mensurar a acurácia e precisão ao estimar o volume de madeira;
- Reduzir a número de conglomerados reduzidos indicados como precisos e acurados (no capítulo anterior) para diferentes tipos de produtos, ao estimar o volume de madeira;
- Usar análise de incertezas para computar o intervalo de confiança de médias e variâncias do volume de madeira.

3 MATERIAL E MÉTODOS

3.1 Área de estudo e dados

A localização e caracterização da área de estudo e os procedimentos para aquisição de dados obedeceu aos mesmos critérios descritos na seção 4.1 do Capítulo 1.

3.2 Procedimento analítico

Este capítulo visa examinar o comportamento da precisão e acurácia na estimativa do volume de madeira, ao reduzir o tamanho amostral. Unidades amostrais são conglomerados com tamanho original (0,80 ha), e tamanhos reduzidos conforme indicado no Capítulo 1. Para este capítulo, foram considerados: (i) 20 cenários de redução do tamanho amostral de conglomerados (de tamanhos original e reduzido), (ii) três produtos madeireiros, e (iii) o Método Monte Carlo, com propósito de replicar amostras aleatórias, necessárias para computar a precisão e acurácia dos cenários de tamanhos amostrais. As três seções a seguir descrevem os itens mencionados.

3.2.1 Redução do tamanho amostral de conglomerados

Duas análises foram executadas: a primeira conta com conglomerados de tamanho original (20 subparcelas por subunidade), e segunda com conglomerados de tamanho reduzido (no sentido por aproximação, com 14 subparcelas por subunidade), conforme indicado no Capítulo 1. Para ambas análises, o tamanho amostral com 22 conglomerados de tamanho original será utilizada para comparação. Procedimento de redução do tamanho amostral está descrito abaixo:

- (i) Para a primeira análise, 20 conglomerados foram sorteados aleatoriamente, em seguida 18 conglomerados foram sorteados, e assim por diante, até alcançar o tamanho amostral mínimo de 4 conglomerados.
- (ii) Para a segunda análise, os menores tamanhos de conglomerado, identificados como precisos e acurados no Capítulo 1 (i.e., produto 1, 2 e 3: conglomerados com área de 0,56 ha, reduzidos no sentido *proximal*), foram submetidos a redução do tamanho amostral. Primeiro, 20 conglomerados de área reduzida foram selecionados aleatoriamente, em seguida 18 conglomerados e assim por diante, até o menor tamanho amostral (4 conglomerados).

3.2.2 Método de Monte Carlo

Assim como no Capítulo 1, o MMC foi aplicado para simular 5.000 subamostras com base na amostra observada em campo. O objetivo dessa análise é gerar amostras aleatórias para obter estimativas (média, variância, assimetria e curtose) para cada tamanho amostral, e cada

produto. Com isso, a precisão e a acurácia das amostras puderam ser computadas de forma mais robusta, em relação a uma computação considerando apenas a amostra original.

3.2.2.1 Implementação

O algoritmo de implementação do MMC foi escrito na linguagem computacional R (R Core Team, 2020) e seguiu os procedimentos apresentados no tópico 4.3.3.1. Nesta ocasião, foi assumido o índice i para conglomerado, j para subunidade do conglomerado, e k para subparcelas da subunidade do conglomerado. Sabe-se que $i = 1, 2 \dots n$, sendo $n = 22$ conglomerados e $j = 1, 2, 3, 4$. Para as reduções do tamanho amostral de conglomerado de inteiro, $k = 20$. Para conglomerados reduzidos, $k = 14$ para os três produtos.

Neste capítulo, a representação gráfica da média e variância do volume, se deu de duas maneiras, diferindo do Capítulo 1. (1) Foi em função da intensidade de amostragem (IA%), isto é, área total amostrada dividida pela área da floresta inventariada. Cada cenário de redução consequentemente teve sua IA computada. E (2) em função da IA relativizada (IAr%), que corresponde à área total amostrada em um cenário de redução, dividido pela área total amostrada no cenário completo (isto é, com 22 conglomerados). No primeiro caso, os máximos valores de IAs são alcançados adotando-se 22 conglomerados. Um valor corresponde a 0,0176% (com conglomerado inteiro; de 0,8 ha), e o outro corresponde a 0,0123% (com conglomerado reduzido a 0,56 ha). No segundo caso, a IAr máxima é de 100%, que corresponde ao cenário completo.

4 RESULTADOS

4.1 Produto 1: Volume de árvores com DAP > 20 cm.

As médias do volume para o Produto 1 e seus respectivos ICs, limite superior (LS) e limite inferior (LI), em função da redução do tamanho amostral de conglomerados inteiros e reduzidos, estão apresentados na Tabela 1 e Figura 1. Com a redução do tamanho amostral de conglomerados inteiros, as médias variaram de 182,30 m³ ha⁻¹ a 236,00 m³ ha⁻¹ e com a redução do tamanho amostral de conglomerados reduzidos as médias variaram de 177,36 m³ ha⁻¹ a 201,40 m³ ha⁻¹. O comportamento das médias de volume não seguiu uma tendência inversa de redução/aumento frente aos tamanhos amostrais simulados. No entanto, um alargamento do IC foi observado, à medida em que o tamanho amostral de conglomerados inteiros e reduzidos foram reduzidos. A menor amplitude foi de 4,55 m³ ha⁻¹ (0,0176%) e a maior foi de 17,97 m³

ha⁻¹ (0,0032%) para conglomerados inteiros e a menor amplitude para conglomerados reduzidos foi de 5,21 m³ ha⁻¹ (0,0123%) e a maior foi de 42,28 m³ ha⁻¹ (0,0022%).

Tabela 1. Intervalo de confiança para as médias do volume (m³ ha⁻¹) para o Produto 1.

IAr (%)	IA (%)	Inteiro			IA (%)	Reduzido		
		LI	Média	LS		LI	Média	LS
18,18	0,0032	218,03	236,00	253,97	0,0022	159,12	201,40	243,69
27,27	0,0048	207,32	217,99	228,66	0,0034	156,35	178,46	200,56
36,36	0,0064	193,52	203,03	212,55	0,0045	166,27	185,95	205,63
45,45	0,0080	210,45	216,97	223,48	0,0056	164,07	177,36	190,65
54,55	0,0096	175,19	182,30	189,42	0,0067	183,02	194,74	206,47
63,64	0,0112	185,93	191,80	197,68	0,0078	180,85	190,68	200,52
72,73	0,0128	192,50	197,74	202,97	0,0090	191,77	198,74	205,70
81,82	0,0144	191,19	195,77	200,35	0,0101	182,84	189,40	195,96
90,91	0,0160	185,74	190,54	195,34	0,0112	183,43	189,16	194,90
100,00	0,0176	186,29	190,84	195,40	0,0123	187,09	192,29	197,50

LI: Limite inferior. LS: Limite superior.

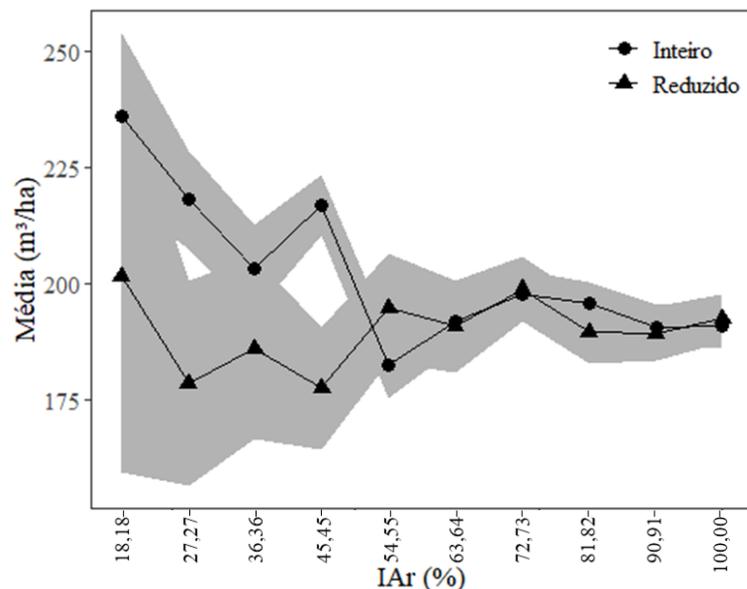


Figura 1. Intervalo de confiança das médias do Produto 1, em função da redução do tamanho amostral de conglomerados.

As variâncias do volume entre, dentro e totais dos conglomerados e seus respectivos IC, LS e LI, em função da redução do tamanho amostral de conglomerados inteiros e reduzidos, estão exibidos na Tabela 2 e ilustrados na Figura 2. As médias das variâncias entre os conglomerados inteiros variaram de 290,47 (m³ ha⁻¹)² a 913,16 (m³ ha⁻¹)². As médias das variâncias dentro dos conglomerados inteiros variaram de 7.387,91 (m³ ha⁻¹)² a 11.145,70 (m³ ha⁻¹)². As médias das variâncias totais dos conglomerados inteiros variaram de 7.386,95 (m³ ha⁻¹)² a 11.184,97 (m³ ha⁻¹)².

Os ICs das médias das variâncias entre os conglomerados em função da redução do tamanho amostral de conglomerados inteiros, apresentaram menor amplitude no LI de 70,14 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 220,48 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)², a menor amplitude no LS foi de 110,09 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 346,08 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)². Para o IC das médias das variâncias dentro dos conglomerados inteiros, a menor amplitude no LI foi de 1.783,60 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 2.700,64 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)², a menor amplitude no LS foi de 2.799,63 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 4.239,07 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)². Para o IC das médias das variâncias totais dos conglomerados inteiros, a menor amplitude no LI foi de 1.783,83 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 2.691,16 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)², a menor amplitude no LS foi de 2.799,99 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 4.224,18 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)².

Tabela 2. Intervalo de confiança para variâncias entre, dentro e totais em ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² do Produto 1.

	IAr (%)	IA (%)	Inteiro			IA (%)	Reduzido		
			LI	Média	LS		LI	Média	LS
Entre	18,18	0,0032	692,67	913,16	1.259,24	0,0022	681,08	897,88	1.238,17
	27,27	0,0048	506,48	667,70	920,76	0,0034	573,21	755,67	1.042,07
	36,36	0,0064	513,98	677,58	934,39	0,0045	782,75	1.031,91	1.423,00
	45,45	0,0080	295,04	388,95	536,36	0,0056	569,89	751,30	1.036,04
	54,55	0,0096	377,58	497,77	686,42	0,0067	566,88	747,33	1.030,56
	63,64	0,0112	311,95	411,25	567,11	0,0078	494,79	652,28	899,50
	72,73	0,0128	280,82	370,21	510,52	0,0090	324,59	427,91	590,08
	81,82	0,0144	220,34	290,47	400,56	0,0101	361,06	475,99	656,38
	90,91	0,0160	257,26	339,15	467,69	0,0112	335,95	442,89	610,74
	100,00	0,0176	240,29	316,78	436,84	0,0123	328,05	432,47	596,38
Dentro	18,18	0,0032	8416,27	11095,25	15300,31	0,0022	8.559,98	11.284,70	15.561,57
	27,27	0,0048	7069,23	9319,44	12851,47	0,0034	8.385,92	11.055,24	15.245,13
	36,36	0,0064	8454,54	11145,70	15369,88	0,0045	13.626,17	17.963,51	24.771,61
	45,45	0,0080	5604,07	7387,91	10187,90	0,0056	10.431,51	13.751,96	18.963,90
	54,55	0,0096	8093,70	10670,00	14713,90	0,0067	12.329,03	16.253,48	22.413,50
	63,64	0,0112	6979,78	9201,52	12688,86	0,0078	12.027,10	15.855,44	21.864,59
	72,73	0,0128	6617,26	8723,60	12029,81	0,0090	8.278,26	10.913,32	15.049,43
	81,82	0,0144	5904,62	7784,12	10734,28	0,0101	9.561,94	12.605,59	17.383,07
	90,91	0,0160	7231,18	9532,93	13145,88	0,0112	9.203,05	12.132,47	16.730,64
	100,00	0,0176	6982,60	9205,23	12693,98	0,0123	9.241,63	12.183,33	16.800,78
Total	18,18	0,0032	8377,20	11043,74	15229,28	0,0022	8.551,52	11.273,55	15.546,19
	27,27	0,0048	7084,31	9339,32	12878,89	0,0034	8.392,63	11.064,08	15.257,33
	36,36	0,0064	8484,33	11184,97	15424,04	0,0045	13.622,86	17.959,15	24.765,61
	45,45	0,0080	5603,35	7386,95	10186,58	0,0056	10.499,05	13.841,00	19.086,69
	54,55	0,0096	8089,55	10664,53	14706,36	0,0067	12.314,30	16.234,06	22.386,71
	63,64	0,0112	6987,57	9211,78	12703,01	0,0078	11.986,44	15.801,84	21.790,69
	72,73	0,0128	6629,94	8740,31	12052,86	0,0090	8.261,10	10.890,69	15.018,22
	81,82	0,0144	5893,96	7770,06	10714,89	0,0101	9.564,91	12.609,51	17.388,48
	90,91	0,0160	7214,27	9510,65	13115,15	0,0112	9.203,18	12.132,64	16.730,86
	100,00	0,0176	6975,55	9195,94	12681,17	0,0123	9.248,28	12.192,10	16.812,87

LI: Limite inferior. LS: Limite superior

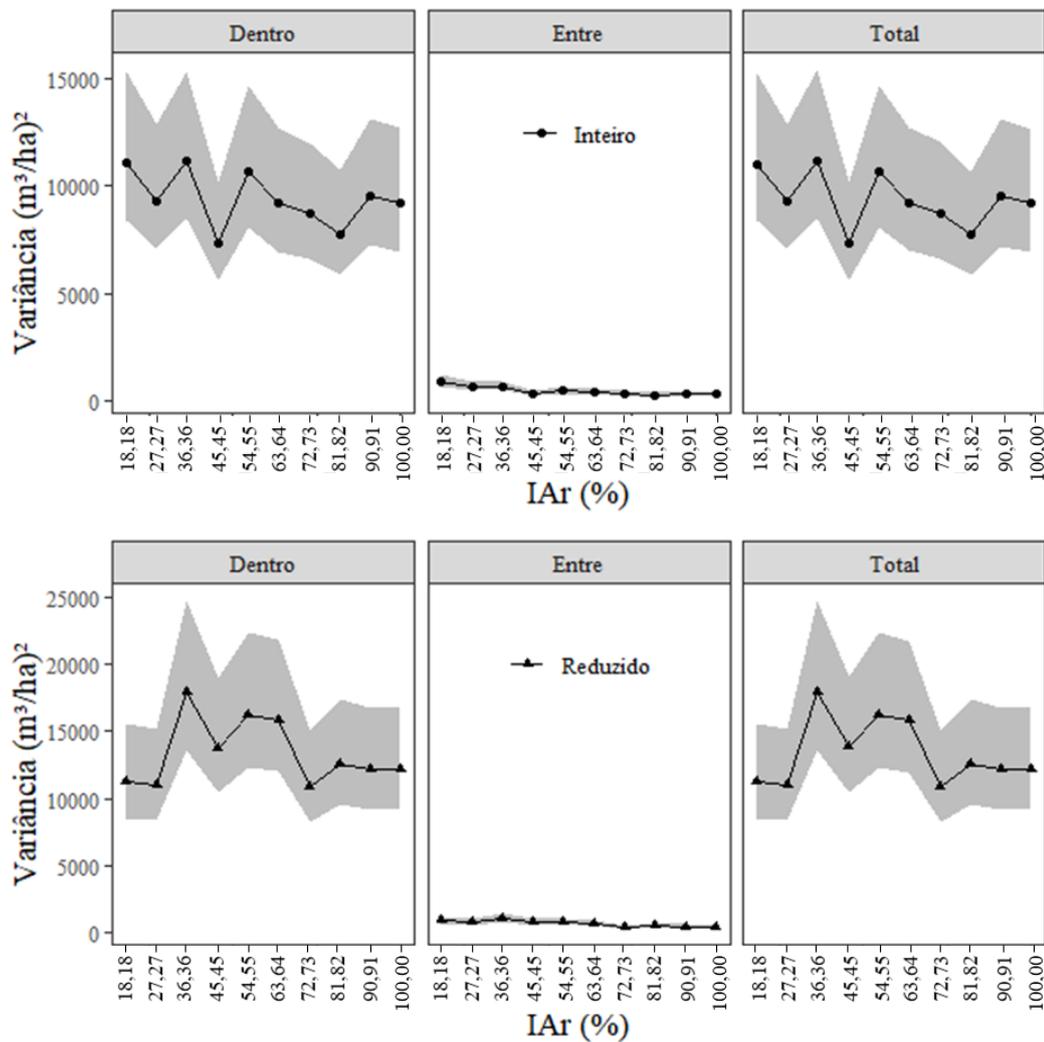
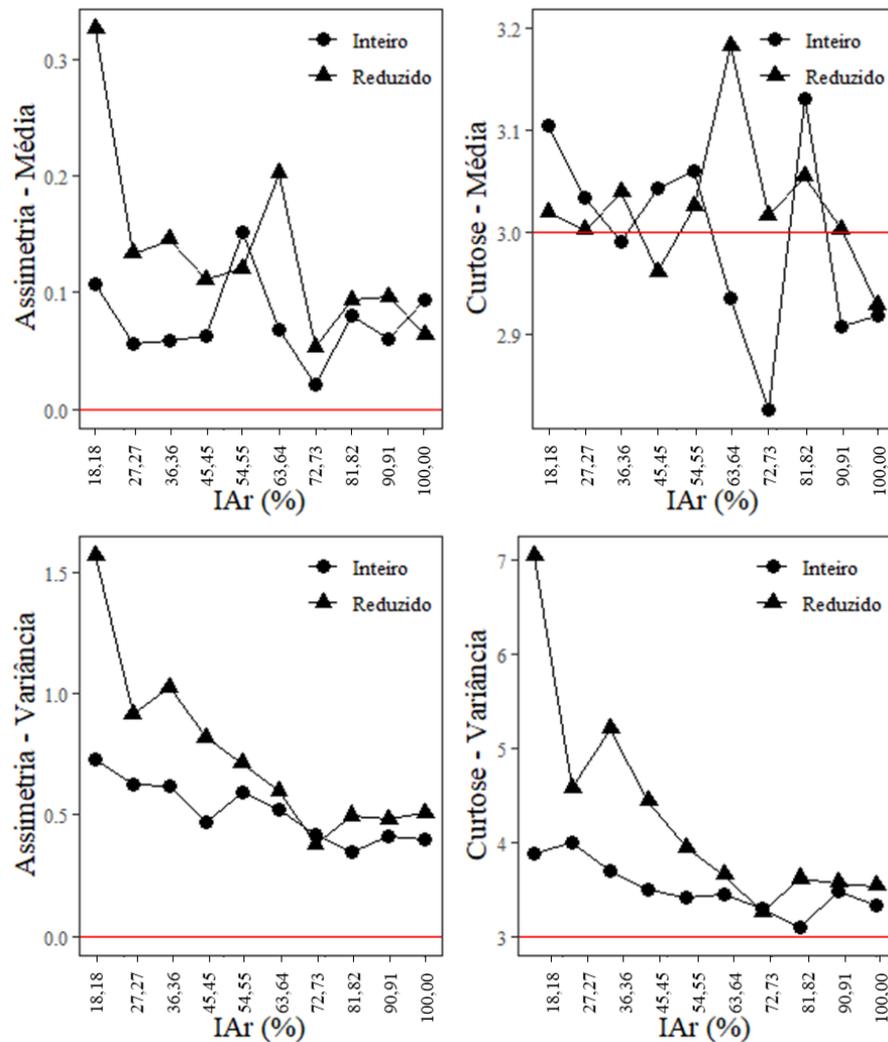


Figura 2. Intervalo de confiança das variâncias entre, dentro e totais do Produto 1, para diferentes tamanhos amostrais de conglomerado inteiros e reduzidos.

As médias das variâncias entre os conglomerados reduzidos variaram de 427,91 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² a 1031,91 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)². As médias das variâncias dentro dos conglomerados reduzidos variaram de 10913,32 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² a 17963,51 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)². As médias das variâncias totais dos conglomerados reduzidos variaram de 10890,69 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² a 17959,15 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)². Os ICs das médias das variâncias entre os conglomerados em função da redução dos tamanhos amostrais de conglomerados reduzidos, apresentaram menor amplitude no LI de 103,32 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 249,16 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)², a menor amplitude no LS foi de 162,17 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 391,09 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)². Para o IC das médias das variâncias dentro os conglomerados reduzidos, a menor amplitude no LI foi de 2635,05 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 4337,34 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)², a menor amplitude no LS foi de 4136,11 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 6808,11 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)². Para o IC das médias das variâncias totais dos conglomerados reduzidos, a menor amplitude no LI foi de

2629,59 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 4336,29 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)², a menor amplitude no LS foi de 4127,53 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 6806,46 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)².

Os coeficientes de assimetria e curtose para as médias e variâncias do volume, em função da redução dos tamanhos amostrais de conglomerados inteiros do Produto 1 estão retratados na Figura 3. Tais coeficientes de assimetria das médias variaram de 0,02 a 0,15 para conglomerados inteiros e de 0,05 a 0,33 para conglomerados reduzidos. Os coeficientes de assimetria das variâncias para o Produto 1 variaram de 0,35 a 0,73 para conglomerados inteiros e de 0,38 a 1,57 para conglomerados reduzidos. Os coeficientes de curtose das médias variaram de 2,83 a 3,13 para conglomerados inteiros e de 2,93 a 3,18 para conglomerados reduzidos. Os coeficientes de curtose das variâncias variaram de 3,09 a 4,00 para conglomerados inteiros e de 3,26 a 7,06 para conglomerados reduzidos.



1. Figura 3. Assimetria e curtose das médias e variâncias totais do volume para o Produto 1.

4.2 Produto 2: Volume de árvores com DAP > 50 cm.

As médias simuladas para o Produto 2 e seus respectivos IC, LS e LI em função da redução do tamanho amostral de conglomerados inteiros e reduzidos, estão apresentados na Tabela 3 e Figura 4. Com a redução do tamanho amostral de conglomerados inteiros, as médias variaram de 85,75 m³ ha⁻¹ a 128,41 m³ ha⁻¹ e com a redução do tamanho amostral de conglomerados reduzidos as médias variaram de 73,40 m³ ha⁻¹ a 96,57 m³ ha⁻¹. Assim como no Produto1, o comportamento das médias de volume não seguiu uma tendência inversa de redução/aumento frente aos tamanhos amostrais simulados. No entanto, o mesmo alargamento do IC foi observado, à medida em que o tamanho amostral de conglomerados inteiros e reduzidos foram reduzidos. A menor amplitude foi de 3,52 m³ ha⁻¹ (0,0176%) e a maior foi de 10,60 m³ ha⁻¹ (0,0018%) para conglomerados inteiros e para conglomerados reduzidos a menor foi de 4,08 m³ ha⁻¹ (0,0123%) e a maior foi de 34,69 m³ ha⁻¹ (0,0022%).

Tabela 3. Intervalo de confiança para as médias do volume (m³ ha⁻¹) para o Produto 2.

IAr (%)	IA (%)	Inteiro			IA (%)	Reduzido		
		LI	Média	LS		LI	Média	LS
18,18	0,0032	114,06	128,41	142,77	0,0022	59,91	94,61	129,30
27,27	0,0048	101,43	110,25	119,08	0,0034	57,54	73,40	89,26
36,36	0,0064	93,03	100,42	107,82	0,0045	79,99	96,57	113,16
45,45	0,0080	99,22	104,45	109,67	0,0056	72,58	82,48	92,37
54,55	0,0096	79,65	85,75	91,85	0,0067	84,01	93,23	102,45
63,64	0,0112	90,41	95,42	100,43	0,0078	86,67	94,31	101,94
72,73	0,0128	87,49	91,55	95,60	0,0090	85,56	90,96	96,36
81,82	0,0144	85,12	88,70	92,28	0,0101	83,82	89,02	94,22
90,91	0,0160	87,23	90,99	94,75	0,0112	81,50	85,91	90,32
100,00	0,0176	85,92	89,48	93,04	0,0123	85,59	89,66	93,74

LI: Limite inferior. LS: Limite superior

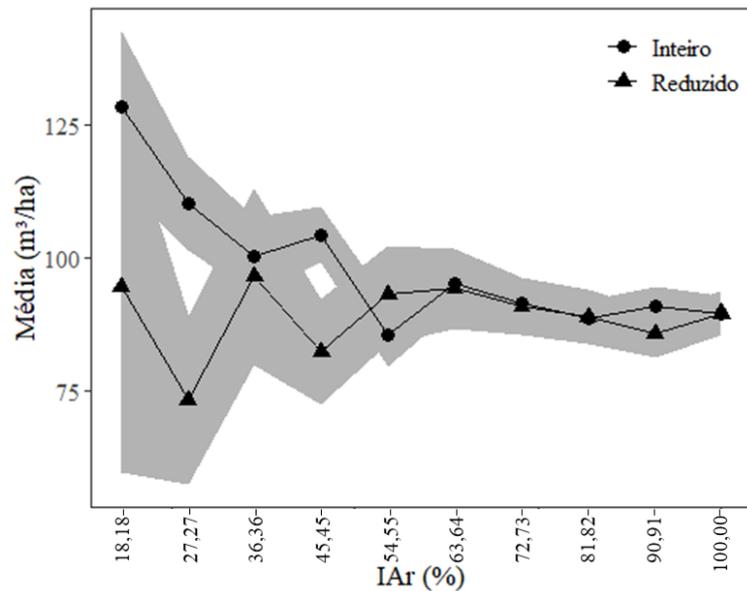


Figura 4. Intervalo de confiança das médias do Produto 2, em função da redução do tamanho amostral de conglomerados.

As variâncias do volume entre, dentro e totais dos conglomerados e seus respectivos IC, LS e LI, em função da redução do tamanho amostral de conglomerados inteiros e reduzidos, estão exibidos na Tabela 4 e ilustrados na Figura 5. As médias das variâncias entre os conglomerados inteiros variaram de $171,50 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ a $567,77 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$. As médias das variâncias dentro dos conglomerados inteiros variaram de $4,735 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ a $7,889,98 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$. As médias das variâncias totais dos conglomerados inteiros variaram de $4,725,79 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ a $7,885,80 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$.

Os ICs das médias das variâncias entre os conglomerados em função da redução do tamanho amostral de conglomerados inteiros, apresentaram menor amplitude no LI de $45,05 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ e a maior foi de $76,28 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$, a menor amplitude no LS foi de $70,72 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ e a maior foi de $119,73 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$. Para o IC das médias das variâncias dentro os conglomerados, a menor amplitude no LI foi de $912,65 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ e a maior foi de $1.662,69 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$, a menor amplitude no LS foi de $1.470,15 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ e a maior foi de $2.609,84 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$. Para o IC das médias das variâncias totais dos conglomerados, a menor amplitude no LI foi de $934,07 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ e a maior foi de $1.661,32 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$, a menor amplitude no LS foi de $1.466,16 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ e a maior foi de $2.607,69 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$.

Tabela 4. Intervalo de confiança para variâncias entre, dentro e totais em $(\text{m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ do Produto 2.

IAr (%)	IA (%)	Inteiro			IA (%)	Reduzido		
		LI	Média	LS		LI	Média	LS
18,18	0,0032	430,68	567,77	782,96	0,0022	444,52	586,01	808,11

	IAr (%)	IA (%)	Inteiro			IA (%)	Reduzido		
			LI	Média	LS		LI	Média	LS
	27,27	0,0048	332,21	437,96	603,94	0,0034	271,17	357,49	492,98
	36,36	0,0064	297,96	392,81	541,68	0,0045	513,25	676,62	933,06
	45,45	0,0080	186,11	245,35	338,34	0,0056	295,77	389,92	537,69
	54,55	0,0096	262,03	345,43	476,35	0,0067	329,71	434,66	599,40
	63,64	0,0112	221,07	291,44	401,89	0,0078	288,00	379,67	523,56
	72,73	0,0128	164,54	216,92	299,13	0,0090	190,60	251,28	346,51
	81,82	0,0144	130,09	171,50	236,50	0,0101	221,31	291,75	402,33
	90,91	0,0160	154,29	203,40	280,49	0,0112	188,62	248,66	342,91
	100,00	0,0176	144,31	190,24	262,35	0,0123	196,49	259,04	357,21
Dentro	18,18	0,0032	5.373,03	7.083,31	9.767,86	0,0022	5.749,67	7.579,85	10.452,58
	27,27	0,0048	4.816,22	6.349,27	8.755,62	0,0034	4.311,19	5.683,49	7.837,51
	36,36	0,0064	5.113,80	6.741,58	9.296,61	0,0045	9.665,18	12.741,70	17.570,77
	45,45	0,0080	3.591,99	4.735,36	6.530,04	0,0056	5.790,87	7.634,16	10.527,48
	54,55	0,0096	5.984,92	7.889,98	10.880,26	0,0067	7.709,23	10.163,15	14.014,95
	63,64	0,0112	5.065,82	6.678,31	9.209,37	0,0078	7.235,71	9.538,91	13.154,12
	72,73	0,0128	3.976,21	5.241,88	7.228,53	0,0090	5.002,39	6.594,70	9.094,06
	81,82	0,0144	3.592,08	4.735,47	6.530,20	0,0101	6.027,76	7.946,46	10.958,14
	90,91	0,0160	4.443,86	5.858,38	8.078,69	0,0112	5.398,35	7.116,70	9.813,90
	100,00	0,0176	4.248,79	5.601,22	7.724,06	0,0123	5.699,44	7.513,62	10.361,26
Total	18,18	0,0032	5.352,74	7.056,57	9.730,98	0,0022	5.747,19	7.576,58	10.448,08
	27,27	0,0048	4.828,39	6.365,31	8.777,74	0,0034	4.313,94	5.687,11	7.842,51
	36,36	0,0064	5.129,82	6.762,70	9.325,74	0,0045	9.671,65	12.750,23	17.582,53
	45,45	0,0080	3.592,14	4.735,55	6.530,30	0,0056	5.828,60	7.683,91	10.596,08
	54,55	0,0096	5.981,75	7.885,80	10.874,49	0,0067	7.697,49	10.147,67	13.993,60
	63,64	0,0112	5.073,77	6.688,79	9.223,82	0,0078	7.217,20	9.514,51	13.120,47
	72,73	0,0128	3.983,44	5.251,41	7.241,67	0,0090	4.992,14	6.581,19	9.075,43
	81,82	0,0144	3.584,74	4.725,79	6.516,85	0,0101	6.031,00	7.950,72	10.964,02
	90,91	0,0160	4.433,16	5.844,28	8.059,24	0,0112	5.396,97	7.114,88	9.811,39
	100,00	0,0176	4.247,06	5.598,94	7.720,92	0,0123	5.703,07	7.518,41	10.367,86

LI: Limite inferior. LS: Limite superior

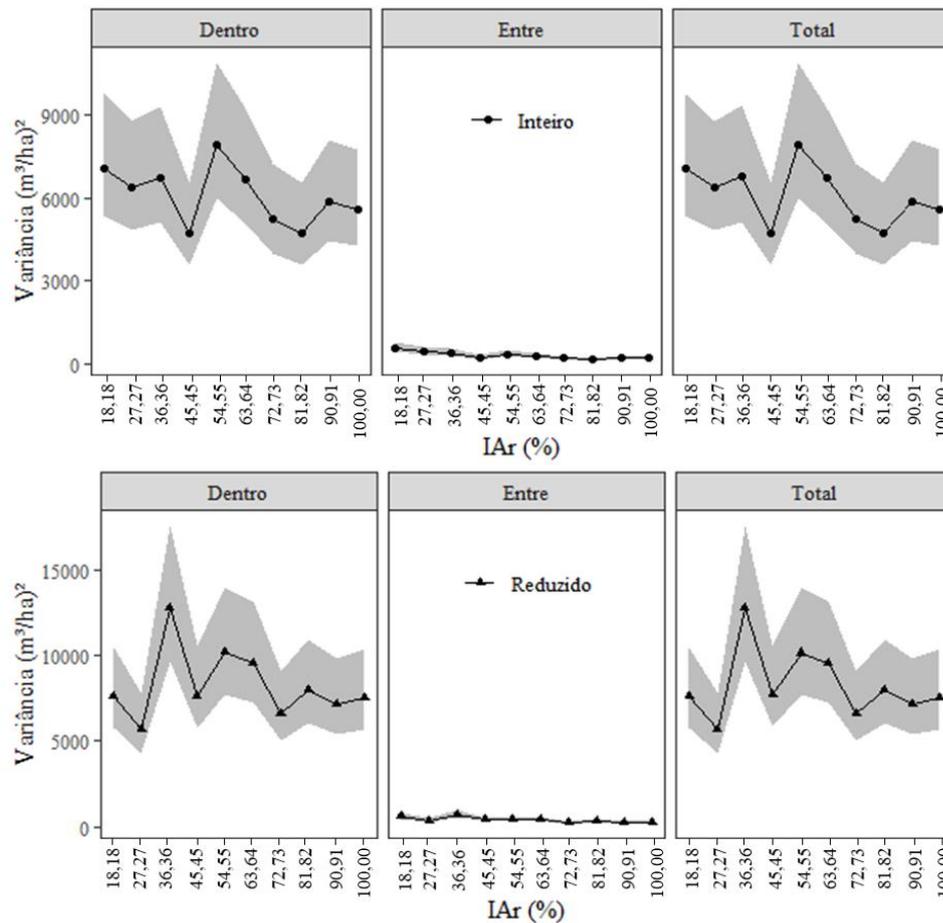


Figura 5. Intervalo de confiança das variâncias entre, dentro e totais do Produto 2, para diferentes tamanhos amostrais de conglomerado nos dois sentidos de redução.

Assim como para os conglomerados inteiros, as médias das variâncias entre os conglomerados reduzidos variaram de $248,66 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ a $676,62 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$. As médias das variâncias dentro dos conglomerados reduzidos variaram de $5.683,49 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ a $12.741,70 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$. As médias das variâncias totais dos conglomerados reduzidos variaram de $5.687,11 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ a $12.750,23 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$.

Os ICs das médias das variâncias entre os conglomerados em função da redução do tamanho amostral de conglomerados reduzidos, apresentaram menor amplitude no LI de $54,31 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ e a maior foi de $112,07 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$, a menor amplitude no LS foi de $85,25 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ e a maior foi de $175,91 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$. Para o IC das médias das variâncias dentro os conglomerados, a menor amplitude no LI foi de $1.252,02 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ e a maior foi de $2.024,76 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$, a menor amplitude no LS foi de $1.965,23 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ e a maior foi de $3.178,17 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$. Para o IC das médias das variâncias totais dos conglomerados, a menor amplitude no LI foi de $1.253,97 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ e a maior foi de $2.024,51 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$, a menor amplitude no LS foi de $1.968,30 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ e a maior foi de $3.177,77 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$.

Os coeficientes de assimetria e curtose para as médias e variâncias do volume, em função da redução do tamanho amostral de conglomerados inteiros do Produto 2, estão retratados na Figura 6. Tais coeficientes de assimetria das médias variaram de 0,13 a 0,35 para conglomerados inteiros e de 0,16 a 0,41 para conglomerados reduzidos. Os coeficientes de assimetria das variâncias para o Produto 2 variaram de 0,70 a 1,47 para conglomerados inteiros e de 0,91 a 2,48 para conglomerados reduzidos. Os coeficientes de curtose das médias variaram de 2,89 a 3,23 para conglomerados inteiros e de 3,00 a 3,31 para conglomerados reduzidos. Os coeficientes de curtose das variâncias variaram de 3,69 a 6,43 para conglomerados inteiros e de 4,73 a 17,30 para conglomerados reduzidos.

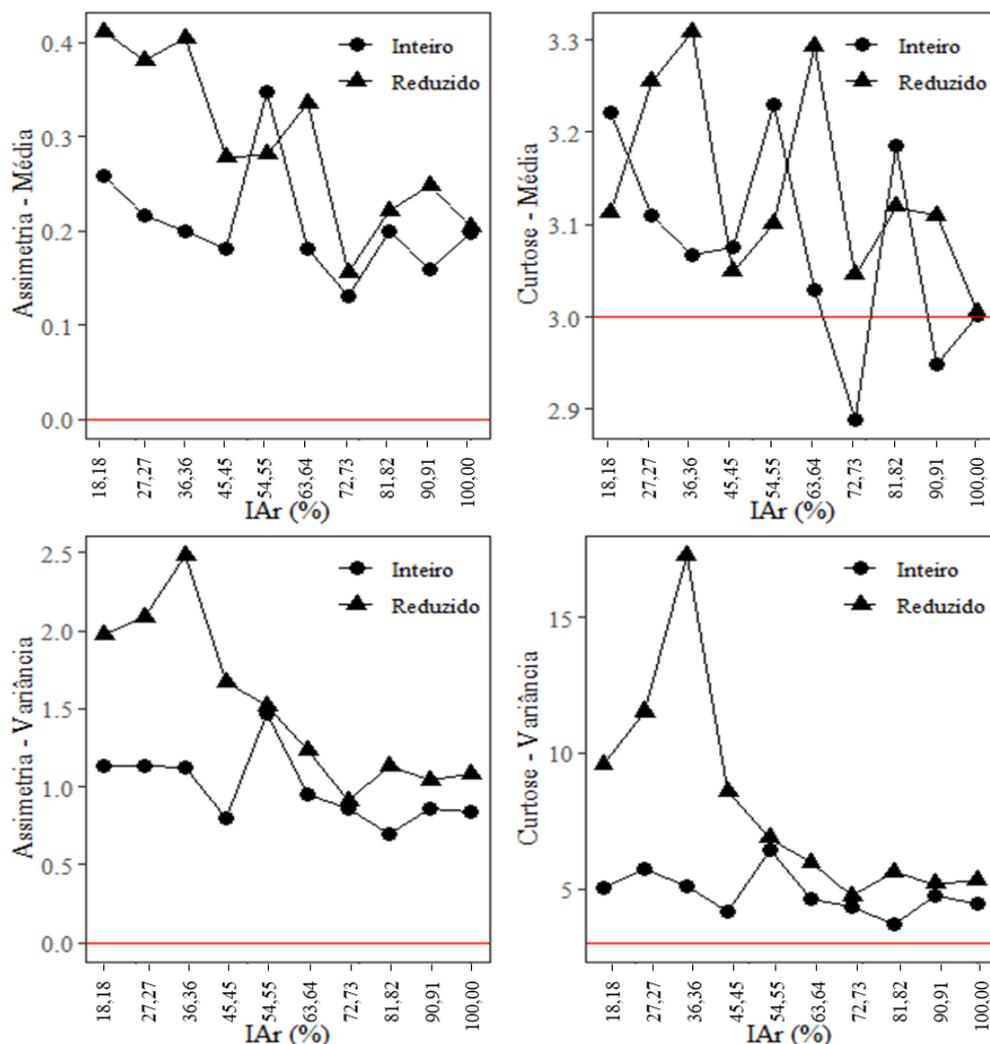


Figura 6. Assimetria e curtose das médias e variâncias totais do volume para o Produto 2.

4.3 Produto 3: Volume de árvores com DAP ≥ 50 , com alta qualidade de fuste.

As médias simuladas para o Produto 3 e seus respectivos IC, LS e LI em função da redução do tamanho amostral de conglomerados inteiros e reduzidos, estão apresentados na

Tabela 5 e Figura 7. Com a redução do tamanho amostral de conglomerados inteiros, as médias variaram de 67,62 m³ ha⁻¹ a 84,58 m³ ha⁻¹ e com a redução do tamanho amostral de conglomerados reduzidos, as médias variaram de 64,04 m³ ha⁻¹ a 96,44 m³ ha⁻¹. Assim como nos Produtos 1 e 2, o comportamento das médias de volume não seguiu uma tendência inversa de redução/aumento frente aos tamanhos amostrais simuladas. No entanto, um alargamento do IC foi observado à medida em que tamanho amostral de conglomerados inteiros e reduzidos foram reduzidos. A menor amplitude foi de 3,21 m³ ha⁻¹ (0,0176%) e a maior foi de 10,45 m³ ha⁻¹ (0,0032%) para conglomerados inteiros e para conglomerados reduzidos a menor foi de 3,78 m³ ha⁻¹ (0,0123%) e a maior foi de 21,51 m³ ha⁻¹ (0,0022%).

Tabela 5. Intervalo de confiança para as médias do volume (m³ ha⁻¹) para o Produto 3.

IAr (%)	IA (%)	Inteiro			IA (%)	Reduzido		
		LI	Média	LS		LI	Média	LS
18,18	0,0032	60,33	70,78	81,24	0,0022	74,94	96,44	117,95
27,27	0,0048	59,76	67,62	75,49	0,0034	60,67	72,72	84,77
36,36	0,0064	76,63	84,58	92,53	0,0045	55,18	64,04	72,89
45,45	0,0080	64,80	70,50	76,20	0,0056	72,87	84,15	95,43
54,55	0,0096	74,59	79,28	83,97	0,0067	70,47	78,26	86,04
63,64	0,0112	77,90	81,94	85,98	0,0078	69,07	74,41	79,75
72,73	0,0128	77,47	81,24	85,02	0,0090	76,42	81,25	86,08
81,82	0,0144	71,96	75,42	78,89	0,0101	75,67	80,01	84,35
90,91	0,0160	71,96	75,29	78,62	0,0112	73,35	77,57	81,78
100,00	0,0176	74,90	78,10	81,31	0,0123	74,74	78,52	82,29

LI: Limite inferior. LS: Limite superior

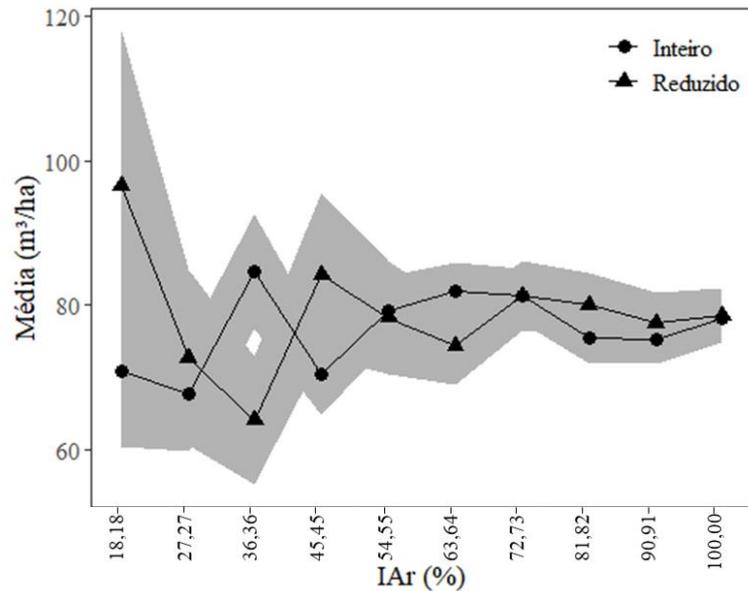


Figura 7. Intervalo de confiança das médias do Produto 3, em função da redução da do tamanho amostral de conglomerados inteiros e reduzidos.

Tabela 6. Intervalo de confiança para variâncias entre, dentro e totais em $(m^3 ha^{-1})^2$ do Produto 3.

	IAr (%)	IA (%)	Inteiro			IA (%)	Reduzido		
			LI	Média	LS		LI	Média	LS
Entre	18,18	0,0032	226,93	299,16	412,54	0,0022	180,87	238,44	328,80
	27,27	0,0048	230,70	304,14	419,41	0,0034	151,16	199,27	274,79
	36,36	0,0064	317,26	418,25	576,76	0,0045	148,88	196,27	270,65
	45,45	0,0080	203,04	267,68	369,12	0,0056	351,84	463,83	639,63
	54,55	0,0096	161,34	212,69	293,30	0,0067	241,20	317,98	438,50
	63,64	0,0112	142,38	187,70	258,84	0,0078	153,74	202,67	279,49
	72,73	0,0128	134,76	177,66	244,99	0,0090	155,67	205,22	283,00
	81,82	0,0144	114,83	151,38	208,75	0,0101	160,01	210,94	290,88
	90,91	0,0160	117,92	155,46	214,38	0,0112	174,44	229,96	317,11
	100,00	0,0176	120,42	158,75	218,92	0,0123	161,27	212,60	293,18
Dentro	18,18	0,0032	2.864,73	3.776,60	5.207,92	0,0022	2.303,73	3.037,02	4.188,05
	27,27	0,0048	3.786,82	4.992,21	6.884,23	0,0034	2.351,20	3.099,61	4.274,35
	36,36	0,0064	5.942,96	7.834,67	10.803,98	0,0045	2.699,06	3.558,19	4.906,73
	45,45	0,0080	4.221,63	5.565,41	7.674,69	0,0056	7.502,35	9.890,42	13.638,86
	54,55	0,0096	3.588,83	4.731,19	6.524,29	0,0067	5.501,50	7.252,68	10.001,42
	63,64	0,0112	3.246,90	4.280,42	5.902,68	0,0078	3.650,58	4.812,59	6.636,54
	72,73	0,0128	3.348,91	4.414,91	6.088,14	0,0090	3.877,04	5.111,14	7.048,25
	81,82	0,0144	3.257,55	4.294,46	5.922,05	0,0101	4.085,71	5.386,23	7.427,59
	90,91	0,0160	3.368,85	4.441,19	6.124,39	0,0112	4.958,03	6.536,22	9.013,42
	100,00	0,0176	3.593,85	4.737,81	6.533,42	0,0123	4.811,66	6.343,26	8.747,33
Total	18,18	0,0032	2.867,18	3.779,84	5.212,38	0,0022	2.308,66	3.043,52	4.197,01
	27,27	0,0048	3.790,99	4.997,70	6.891,81	0,0034	2.357,00	3.107,25	4.284,89
	36,36	0,0064	5.947,30	7.840,39	10.811,87	0,0045	2.703,49	3.564,04	4.914,79
	45,45	0,0080	4.222,47	5.566,53	7.676,22	0,0056	7.507,78	9.897,58	13.648,73
	54,55	0,0096	3.589,52	4.732,09	6.525,54	0,0067	5.497,91	7.247,95	9.994,90
	63,64	0,0112	3.242,40	4.274,48	5.894,50	0,0078	3.651,69	4.814,06	6.638,57

72,73	0,0128	3.346,89	4.412,24	6.084,46	0,0090	3.871,33	5.103,62	7.037,87
81,82	0,0144	3.272,21	4.313,78	5.948,69	0,0101	4.076,14	5.373,62	7.410,20
90,91	0,0160	3.365,67	4.436,99	6.118,60	0,0112	4.948,59	6.523,78	8.996,26
100,00	0,0176	3.594,71	4.738,94	6.534,98	0,0123	4.812,63	6.344,54	8.749,10

LI: Limite inferior. LS: Limite superior.

As variâncias do volume entre, dentro e totais dos conglomerados e seus respectivos IC, LS e LI, em função da redução do tamanho amostral de conglomerados inteiros e reduzidos, estão exibidos na Tabela 6 e ilustrados na Figura 8. As médias das variâncias entre os conglomerados inteiros variaram de 151,38 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² a 418,24 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)². As médias das variâncias dentro dos conglomerados inteiros variaram de 3.779,84 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² a 7.840,39 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)². As médias das variâncias totais dos conglomerados inteiros variaram de 3.776,60 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² a 7.834,67 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)².

Os ICs das médias das variâncias entre os conglomerados em função da redução do tamanho amostral de conglomerados inteiros, apresentaram menor amplitude no LI de 36,55 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 100,99 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)², a menor amplitude no LS foi de 57,37 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 158,51 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)². Para o IC das médias das variâncias dentro os conglomerados, a menor amplitude no LI foi de 911,87 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 1.891,70 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)², a menor amplitude no LS foi de 1.431,32 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 2.969,31 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)². Para o IC das médias das variâncias totais dos conglomerados, a menor amplitude no LI foi de 912,65 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 1.893,08 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)², a menor amplitude no LS foi de 1.432,55 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)² e a maior foi de 2.971,48 ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)².

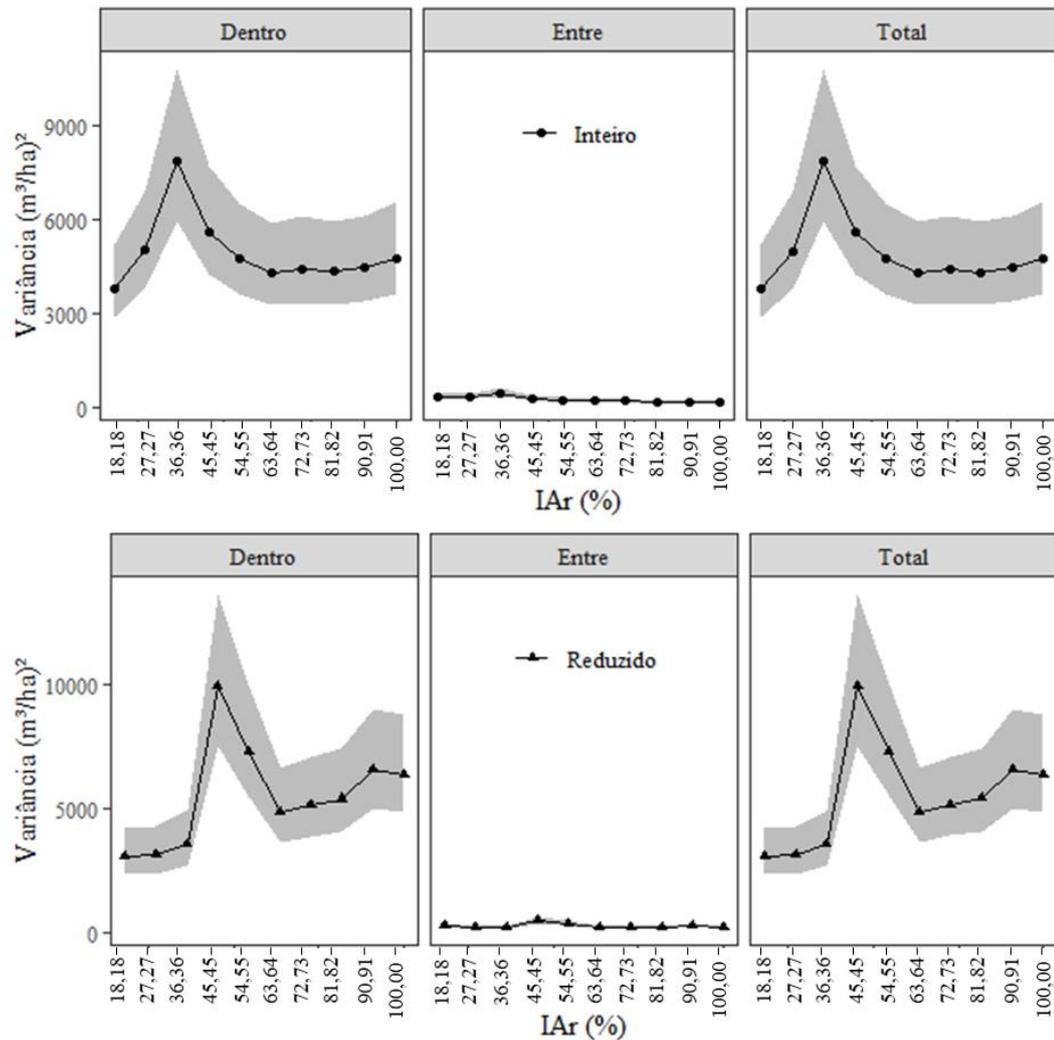


Figura 8. Intervalo de confiança das variâncias entre, dentro e totais do Produto 3, para diferentes tamanhos amostrais de conglomerado nos dois sentidos de redução.

Assim como para os conglomerados inteiros, as médias das variâncias entre os conglomerados reduzidos variaram de $196,27 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ a $463,83 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$. As médias das variâncias dentro dos conglomerados reduzidos variaram de $3.043,53 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ a $9.897,58 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$. As médias das variâncias totais dos conglomerados reduzidos variaram de $3.037,02 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ a $9.890,42 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$. Os ICs das médias das variâncias entre os conglomerados em função da redução do tamanho amostral de conglomerados reduzidos, apresentaram menor amplitude no LI de $47,39 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ e a maior foi de $111,99 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$, a menor amplitude no LS foi de $74,39 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ e a maior foi de $175,78 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$. Para o IC das médias das variâncias dentro os conglomerados, a menor amplitude no LI foi de $733,30 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ e a maior foi de $2.388,07 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$, a menor amplitude no LS foi de $1.151,02 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ e a maior foi de $3.748,44 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$. Para o IC das médias das variâncias totais dos conglomerados, a menor amplitude no LI foi

de $734,87 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ e a maior foi de $2.389,80 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$, a menor amplitude no LS foi de $1.153,48 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$ e a maior foi de $3.751,15 \text{ (m}^3 \text{ ha}^{-1})^2$.

Os coeficientes de assimetria e curtose para as médias e variâncias do volume, em função da redução do tamanho amostral de conglomerados inteiros do Produto 3, estão retratados na Figura 9. Tais coeficientes de assimetria das médias variaram de 0,16 a 0,44 para conglomerados inteiros e de 0,22 a 0,46 para conglomerados reduzidos. Os coeficientes de assimetria das variâncias para o Produto 3 variaram de 0,73 a 2,05 para conglomerados inteiros e de 0,94 a 2,49 para conglomerados reduzidos. Os coeficientes de curtose das médias variaram de 2,93 a 3,33 para conglomerados inteiros e de 2,96 a 3,36 para conglomerados reduzidos. Os coeficientes de curtose das variâncias variaram de 3,74 a 11,14 para conglomerados inteiros e de 4,55 a 16,02 para conglomerados reduzidos.

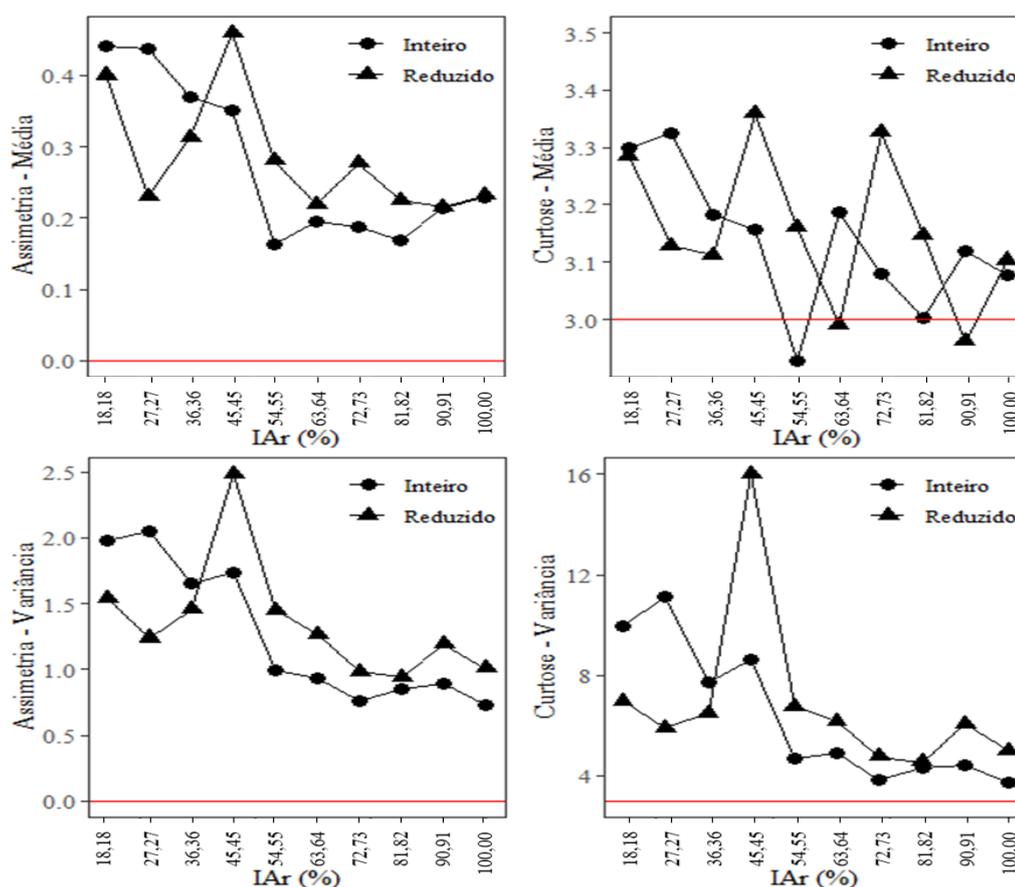


Figura 9. Assimetria e curtose das médias e variâncias totais do volume para o Produto 3.

5 DISCUSSÃO

5.1 Acurácia

As acurácias comparadas nesta seção são entre a tamanho amostral original de 22 conglomerados (0,0176% inteiros e 0,0123% para reduzidos) *versus* os tamanhos amostrais

reduzidos de conglomerados (inteiros e reduzidos), considerados precisos e acurados no Capítulo 1 (conglomerados de 0,56 hectares para os três produtos). Isto é, não há inferência sobre o volume populacional (verdadeiro). Os resultados mostraram que o tamanho amostral e acurácia das estimativas para os produtos são positivamente relacionadas, visto que enquanto o tamanho amostral diminui, a acuracidade também. Com a redução do tamanho amostral, os resultados para o Produto 1 revelam que o tamanho amostral de 0,0160% possui semelhança com o tamanho amostral de 0,0176%, no que se refere a acurácia para conglomerados inteiros. Para conglomerados reduzidos, o mesmo é observado no tamanho amostral de 0,0101% e a de referência. As reduções para os Produtos 2 e 3 indicam que o tamanho amostral de 0,0144% para conglomerados inteiros e 0,0101% para conglomerados reduzidos, possuem acurácia aproximada aos tamanhos amostrais de referência utilizada nesta pesquisa. Embora haja sobreposição do intervalo de confiança em tamanhos amostrais inferiores, tais médias revelam pouca estabilidade frente a diminuição do tamanho amostral na estimativa da variável de interesse. Assim como nesta pesquisa, Hou et al. (2015), ao buscarem o melhor *design* de amostragem no sul da China, objetivaram obter tamanhos amostrais cujas estimativas fossem imparciais e, sobretudo, definidas com base nas menores variâncias, independente do processo de amostragem, se aleatório ou em conglomerados. Os autores acrescentam ainda que a avaliação da eficiência de uma amostragem não deve ser apoiada em um único coeficiente, nem ser tomada como verdade absoluta.

A ausência de estabilidade da média na maioria dos tratamentos reflete a baixa eficiência para este tamanho amostral na estimativa do estoque de madeira nesta ocasião. Cysneiros et al. (2018) testaram diferentes tamanhos amostrais de 0,5%, 1%, 1,5%, 2% e 2,5%, (20, 40, 60, 80 e 100 conglomerados, respectivamente) na Floresta Nacional do Jamari, também em Rondônia. A área total é de 1.640 hectares e os conglomerados utilizados possuem a mesma dimensão dos aplicados nesta pesquisa. Os autores sugeriram a utilização de pelo menos o dobro de UAs (40 conglomerados) com área de 0,80 ha, para a efetiva estabilização das médias.

De acordo com Cochran (1977, p. 233), a redução do tamanho da unidade de amostra possui vantagem superior a redução da intensidade. O autor acrescenta ainda que a escolha do tamanho ideal deve ser orientada pelo tamanho de amostra que fornece a menor variância para um determinado custo e vice-versa. Tal fato foi constatado nesta pesquisa, onde a precisão das estimativas foi mais afetada do que a acurácia. Para Ogaya (1977), do ponto de vista estatístico, estratégias para a diminuição do tamanho das amostras, possuem maior benefício na busca por precisão de estimativas; afirma também que o aumento de unidades amostrais com tamanho além de um determinado limite, contribuem para a perda de precisão devido a autocorrelação.

Nesse sentido, visando estimativas seguras da variável de interesse, manter o tamanho amostral já utilizado representa a conduta mais adequada nesse contexto.

Além disso, foram identificados superestimativas e subestimativas nos menores tamanhos amostrais de amostragem. Augustynczik et al. (2013), ao testarem diferentes tamanhos amostrais em um remanescente de floresta no Paraná, verificaram superestimativas de parâmetros estruturais entre valores paramétricos e estimados por simulações a medida em que o tamanho das amostras foi diminuído.

As assimetrias das médias e variâncias não foram afetadas de maneira significativa com a redução do tamanho amostral de conglomerados inteiros e reduzidos. Em todas as ocasiões e produtos as assimetrias das médias se mantiveram positivas, com valores próximos ao tamanho amostral original, tanto para conglomerados inteiros quanto para reduzidos. No entanto, alterações nos tamanhos amostrais de conglomerados reduzidos foram ligeiramente superiores a conglomerados inteiros. As curtoses das médias e variâncias foram leptocúrticas em praticamente todos os tamanhos amostrais, com exceção das maiores intensidades revelando curtoses platicúrticas, sobretudo para curtoses das médias.

5.2 Precisão

Para os três produtos, as variâncias totais foram explicadas, próximo a sua totalidade, pelas variâncias dentro dos conglomerados. De acordo com Queiroz (1977), o processo de amostragem que indica maiores componentes de variância dentro dos conglomerados e menor entre os conglomerados, será o mais preciso em termos estatísticos, logo o mais indicado para as estimativas da variável de interesse. Para Péllico Netto e Brena (1997) esse comportamento, além de indicar o grau de homogeneidade dos volumes da floresta, indica ainda que para esta ocasião a amostragem em conglomerados foi eficiente e a necessidade de estratificação pode ser descartada. Conforme Hou et al. (2015), os processos de amostragem que sempre se sobressairão, referem-se intrinsecamente àqueles que tem a maior capacidade para capturar essa variação dentro das amostras.

Para o Produto 1, 2 e 3, a maioria dos tamanhos amostrais simulados atingiram algum grau de precisão quando comparadas com a intensidade de referência (0,0176% para conglomerados inteiros e 0,0123% para conglomerados reduzidos), confirmando que a precisão das estimativas não foi afetada com a redução do tamanho amostral. Adicionalmente, as simulações com conglomerados reduzidos forneceram variâncias consideravelmente superiores as de conglomerados inteiros, sugerindo que a estratégia de utilização de conglomerados

reduzidos não apresenta vantagem sobre conglomerados inteiros. Tal fato indica que para estimativas mais seguras, outras estratégias devem ser abordadas, tais como já indicada por Cochran (1977, p. 233), onde a diminuição do tamanho da amostra possui vantagem superior a diminuição da intensidade, na seleção do processo de amostragem ideal. Além disso, Péllico Netto e Brena (1997), mostraram que mesmo que a amostragem em conglomerados forneça variâncias ligeiramente maiores, frente a outros processos de amostragem, no final do trabalho, a redução dos custos é compensatória. Tal fato também foi observado por Hou et al. (2015), onde a amostragem conglomerada forneceu variâncias ligeiramente maiores, em contra partida, foi a abordagem com maior simplicidade em convergência.

As assimetrias das variâncias não foram afetadas de maneira significativa, com a redução do tamanho amostral de conglomerados inteiros e reduzidos, a ponto de mudar suas características quanto a forma das distribuições. Em todas as ocasiões as assimetrias das variâncias se mantiveram positivas, com valores próximos ao do tamanho amostral original, tanto para conglomerados inteiros e reduzidos. As curtoses das variâncias foram leptocúrticas em praticamente todas os tamanhos amostrais, com ligeira modificação no achatamento próximo ao tamanho amostral de referência.

6 CONCLUSÕES

Para os produtos 1, 2 e 3, recomenda-se manter o tamanho amostral (22 conglomerados) 0,0176 % para conglomerados e 0,0123% para reduzidos, considerando os conglomerados do IFN. Isso significa que, a diminuição do número de conglomerados não é recomendada para a otimização da amostragem.

REFERÊNCIAS

AUGUSTYNCZIK, A. L. D.; MACHADO, S. D. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; NETTO, S. P. Avaliação do tamanho de parcelas e de intensidade de amostragem em inventários florestais. **Sci. For.**, Piracicaba, v. 41, n. 99, p. 361-368, set. (2013).

AVERY, T.E.; BURKHART, H. E. **Forest measurements**. New York: McGraw-Hill Book Company, 330p. (1983).

COCHRAN, W. G.; SNEDECOR, G. W. **Statistics methods**. 6. ed. Ames: The Iowa State University Press, 593 p. (1977).

CORTE, A. P. D.; SANQUETTA, C. R.; FIGUEIREDO FILHO, A.; PEREIRA, T. K.; BEHLING, A. Desempenho de métodos e processos de amostragem para avaliação de

diversidade em Floresta Ombrófila Mista. **Floresta**, v. 43, n. 4, p. 579-582, (2013). <http://dx.doi.org/10.5380/rf.v43i4.30526>.

CYSNEIROS, V. C.; PEREGO, D.; DALLA CORTE, A. P.; PELISSARI, A. L.; SANQUETTA, C. R. Timber stock inventory in Amazon: simulations of cross-malt conglomerates sampling intensities. **Rev. Bras. Cienc. Agrar.**, Recife, v.13, n.4, e5578, (2018).

FISCHER, C.; KLEINN, C.; FEHRMANN, L.; FUCHS, H.; PANFYOROV, O. A national level forest resource assessment for Burkina Faso – A field based forest inventory in a semiarid environment combining small sample size with large observation plots. **Forest Ecology and Management**. 262. 1532-1540. (2011). DOI: 10.1016/j.foreco.2011.07.001.

GREGG, T.; HUMMEL, S. Assessing sampling uncertainty in FVS projections using a *bootstrap* resampling method. P. 164–167 in **Proc. of second forest vegetation simulator conference, Crookston, N., and R. Havis (eds.)**. USDA For. Serv., Proc. RMRS-P-25, Rocky Mountain Research Station, Ogden, UT. (2002).

HOU, Z., XU, Q.; HARTIKAINEN, S.; ANTILLA, P.; PACKALEN, T.; MALTAMO, M.; TOKOLA, T. Impact of Plot Size and Spatial Pattern of Forest Attributes on Sampling Efficacy. **For. Sci.** 61(5):847–860. (2015). <http://dx.doi.org/10.5849/forsci.14-197>.

HUMMEL, S.; CUNNINGHAM P. Estimating variation in a landscape simulation of forest structure. **For. Ecol. Manage.** 228(1–3): 135–144. (2006).

KATILA, M.; TOMPPO, E. Sampling simulation on multi-source output forest maps— An application for small areas. P. 614–623 in **Proc. of 7th international symposium on spatial accuracy assessment in natural resources and environmental sciences**, Caetano, M., and M. Painho (eds.). Instituto Geográfico Português, Lisboa, Portugal. (2006).

KOIVUNIEMI, J. **The accuracy of the compartment wise forest inventory based on stands and located sample plots**. Doctoral thesis, Univ. of Helsinki, Helsinki, Finland. 160 p. (2003).

OGAYA, N. **Sobre a influência del tamanho de las parcelas em los errores de muestreo em inventário florestales tropicales**. Universidad de Los Andes. Facultad de Ciências Forestales. Centro de Estudos Forestales de Pós-graduação, (1977).

PÉLLICO NETTO, S.; BRENA, D. A. **Inventário Florestal**. Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 316p. (1997).

PESONEN, A. **Comparison of field inventory methods and use of airborne laser scanning for assessing coarse woody debris**. Doctoral thesis, Univ. of Eastern Finland, Joensuu, Finland. 56 p. (2011).

PESONEN, A.; KANGAS A.; MALTAMO, M.; PACKALEN, P. Effects of auxiliary data source and inventory unit size on the efficiency of sample-based coarse woody debris inventory. **For. Ecol. Manage.** 259(10):1890–1899. (2010).

QUEIROZ, W. T. **Efeitos da variação estrutural em unidades amostrais na aplicação do processo de amostragem por conglomerados nas florestas do Planalto do Tapajós.** 109f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, (1977).

QUEIROZ, W. T.; PÉLLICO NETTO, S.; VALENTE, M. D. R.; PINHEIRO, J. G. Análise estrutural da unidade Conglomerada Cruz de Malta na Floresta nacional do Tapajós, estado do Pará, Brasil. **Revista Floresta**, 4: 9-18. (2011).

SCHILLING, A. C. E.; BATISTA, J. L. F. Curva de acumulação de espécies e suficiência amostral em florestas tropicais. **Revista Brasileira de Botânica**, v.31, n. 1, p.179-187, 2008. <https://doi.org/10.1590/S0100-84042008000100016>.

SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M. **Inventário florestal.** Lavras: UFLA/Faepe, 561 p. (2006).

TOMPPO, E. The Finnish national forest inventory. P. 179–194 in **Forest inventory—Methodology and applications.** Kangas, A., and M. Maltamo (eds.). Springer, Dordrecht, The Netherlands. (2006).

THOMPSON, S. K. **Sampling.** 3rd ed. John Wiley & Sons, Hoboken, NJ. 472 p. (2012).

UBIALLI, J. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; MACHADO, S. DO A.; ARCE, J. E. Comparação de métodos e processos de amostragem para estimar a área basal para grupos de espécies em uma floresta ecotonal da região norte mato-grossense. **Acta Amazônica.** vol. 39(2) 305 – 314, (2009). <http://dx.doi.org/10.1590/S0044-59672009000200009>.