

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

MISAEEL FREITAS DOS SANTOS

MODELAGEM DA OCORRÊNCIA E DO DIÂMETRO DE OCOS EM ÁRVORES DE UMA
FLORESTA MANEJADA NA AMAZÔNIA ORIENTAL BRASILEIRA

CURITIBA

2024

MISAEEL FREITAS DOS SANTOS

MODELAGEM DA OCORRÊNCIA E DO DIÂMETRO DE OCOS EM ÁRVORES DE UMA
FLORESTA MANEJADA NA AMAZÔNIA ORIENTAL BRASILEIRA

Tese apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, Área de Concentração em Manejo Florestal, Departamento de Ciências Florestais, Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial para a obtenção do título de Doutor em Engenharia Florestal.

Orientador: Prof. Dr. Afonso Figueiredo Filho

Coorientadores: Prof. Dr. Allan Pelissari e Prof. Dr. Rodrigo Geroni Mendes Nascimento

CURITIBA

2024

Ficha catalográfica elaborada pela
Biblioteca de Ciências Florestais e da Madeira - UFPR

Santos, Misael Freitas dos

Modelagem da ocorrência e do diâmetro de ocos em árvores de uma floresta manejada na Amazônia Oriental brasileira / Misael Freitas dos Santos. - Curitiba, 2024.

1 recurso on-line : PDF.

Orientador: Prof. Dr. Afonso Figueiredo Filho

Coorientadores: Prof. Dr. Allan Libanio Pelissari

Prof. Dr. Rodrigo Geroni Mendes Nascimento

Tese (Doutorado) - Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Agrárias, Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal. Defesa: Curitiba, 21/10/2024.

1. Florestas - Medição - Amazônia. 2. Árvores - Medição - Amazônia. 3. Florestas - Medição - Modelos matemáticos. 4. Florestas - Manejo - Amazônia. 5. Equações. I. Figueiredo Filho, Afonso. II. Pelissari, Allan Libanio. III. Nascimento, Rodrigo Geroni Mendes. IV. Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Agrárias. V. Título.

CDD – 634.9

CDU – 634.0.524(811)

Bibliotecária: Berenice Rodrigues Ferreira – CRB 9/1160

TERMO DE APROVAÇÃO

Os membros da Banca Examinadora designada pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação ENGENHARIA FLORESTAL da Universidade Federal do Paraná foram convocados para realizar a arguição da tese de Doutorado de **MISAEL FREITAS DOS SANTOS** intitulada: **Modelagem da ocorrência e do diâmetro de ocos em árvores de uma floresta manejada na Amazônia Oriental brasileira**, sob orientação do Prof. Dr. AFONSO FIGUEIREDO FILHO, que após terem inquirido o aluno e realizada a avaliação do trabalho, são de parecer pela sua APROVAÇÃO no rito de defesa.

A outorga do título de doutor está sujeita à homologação pelo colegiado, ao atendimento de todas as indicações e correções solicitadas pela banca e ao pleno atendimento das demandas regimentais do Programa de Pós-Graduação.

CURITIBA, 21 de Outubro de 2024.

Assinatura Eletrônica

23/10/2024 15:55:15.0

AFONSO FIGUEIREDO FILHO
Presidente da Banca Examinadora

Assinatura Eletrônica

21/10/2024 16:02:02.0

LIA DE OLIVEIRA MELO

Avaliador Externo (UNIVERSIDADE FEDERAL DO OESTE DO PARÁ)

Assinatura Eletrônica

21/10/2024 17:33:07.0

RAFAEL RODE

Avaliador Externo (UNIVERSIDADE FEDERAL DO OESTE DO PARÁ)

Assinatura Eletrônica

21/10/2024 14:03:04.0

FABIANE APARECIDA RETSLAFF GUIMARÃES

Avaliador Externo (UNIVERSIDADE ESTADUAL DO CENTRO-OESTE)

Assinatura Eletrônica

21/10/2024 16:09:17.0

THIAGO AUGUSTO DA CUNHA

Avaliador Externo (UNIVERSIDADE FEDERAL DO ACRE)

A toda minha família.
Ao amigo e orientador Prof. Dr. João Ricardo Vasconcellos Gama (*in memoriam*).

Dedico.

AGRADECIMENTOS

A Deus, pela vida e saúde.

A minha querida esposa, Daniele Lima, pelo companheirismo, apoio e compreensão.

Aos meus pais, Francisco Miranda e Maria Sueli, e irmãos, Samuel, Raquel, Adonias e Leandro, por todo apoio e incentivo.

Ao meu orientador, Prof. Dr. Afonso Figueiredo Filho, que, desde a minha graduação, dedicou parte do seu tempo a mim com suas valiosas orientações, correções dos textos e seu incentivo profissional e pessoal.

Ao meu coorientador, saudoso Prof. Dr. João Ricardo Vasconcellos Gama (*in memoriam*), por ter me incentivado a fazer um intercâmbio quando eu ainda estava na graduação, o que abriu portas para o Mestrado e, posteriormente, a este Doutorado. Seu direcionamento certamente foi decisivo para meu crescimento pessoal e profissional. Suas orientações profissionais e, principalmente, de vida serão sempre lembradas por mim e guardadas com muito carinho.

Aos meus coorientadores, Prof. Dr. Allan Pelissari e Prof. Dr. Rodrigo Geroni Mendes Nascimento, pelas valiosas orientações e contribuições nas análises dos dados e escrita da tese.

Ao Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal (PPGEF) – UFPR e seus Professores, pela oportunidade e pelo aprendizado.

À Cooperativa Mista da Flona do Tapajós (Coomflona), pelo apoio na obtenção e disponibilização dos dados que compuseram esta pesquisa.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), pelo apoio financeiro na forma da bolsa de estudos.

RESUMO

A predição da ocorrência de ocos e do diâmetro do espaço vazio (diâmetro de oco) em árvores em pé é uma operação onerosa, mas é essencial para a tomada de decisão sobre a colheita nas áreas sob manejo na Amazônia. O teste de oco utilizado atualmente possui fortes limitações para prever corretamente a presença e o diâmetro de ocos em uma árvore de interesse comercial. Neste contexto, o objetivo geral deste estudo foi avaliar o desempenho de modelos lineares generalizados e modelos de regressão linear, ajustados e validados para estimar, respectivamente, a ocorrência e o diâmetro de ocos em árvores comerciais manejadas na Floresta Nacional do Tapajós (FNT), na Amazônia Oriental brasileira. O trabalho foi estruturado em dois capítulos, visando a modelagem da ocorrência (Capítulo I) e do diâmetro (Capítulo II) de ocos. Para o primeiro capítulo, utilizou-se uma base de dados composta por 27.380 árvores, manejadas em doze Unidades de Produção Anual (UPAs) na FNT. Diâmetro à altura do peito (DAP), altura comercial estimada visualmente (h_c) e a qualidade de fuste (QF) foram variáveis obtidas em inventários florestais a 100%, e densidade da madeira (DM) foi obtida em bases disponíveis na internet. A identificação e mensuração dos ocos ocorreu na operação de cubagem das toras. A identificação dos modelos apropriados teve como base o método *Stepwise*. A avaliação dos ajustes foi realizada por meio dos testes de Wald e de Hosmer e Lemeshow, Qui-Quadrado de Pearson, Critério de Informação de Akaike (AIC), gráficos *half-normal* para GLM e análise *deviance* para GLMs. Para validação das equações selecionadas, calculou-se a acurácia e obteve-se curvas ROC (*Receiver Operating Characteristic Curve*), com respectivas Áreas sobre a Curva ROC, considerando-se uma amostra independente de 9.915 árvores. A partir de uma amostra de 9.368 árvores, também se comparou a eficiência das equações logísticas com o teste de oco. As variáveis DAP, h_c e QF foram preditoras importantes da ocorrência de ocos nas árvores, enquanto a DM não gerou ganhos significativos nos modelos. As espécies florestais são determinantes na probabilidade de uma árvore possuir oco. A partir de um DAP de aproximadamente 100 cm, a probabilidade de ocorrência de oco nas árvores alcança cerca de 80% para *Manilkara bidentata* (A. DC.) A. Chev., sendo que para *Mezilaurus itauba* (Meisn.) Taub. ex Mez e *Astronium lecointei* Ducke, por exemplo, ocorre em diâmetros de cerca de 120 cm. As equações logísticas são mais eficientes na predição da presença de oco quando uma árvore realmente contém oco, em comparação com o teste de oco. Para o segundo capítulo, uma amostra de 4.912 árvores ocas, envolvendo 29 espécies, foi utilizada para modelar o diâmetro médio de oco (\bar{d}_o) em nível de árvore e outra composta por 3.867 árvores ocas, pertencentes a 28 espécies, para modelar o diâmetro médio de oco da primeira tora do fuste comercial (\bar{d}_{o1}) e o diâmetro de oco na base da árvore (d_{ob}). Além das variáveis DAP, h_c e QF, também foram utilizadas nesta análise o diâmetro da tora na base da árvore (Db). A seleção dos modelos apropriados também foi realizada por meio do *Stepwise*. Para validação das equações, utilizou-se o teste t pareado e as estatísticas Viés e Raiz do quadrado médio do erro, considerando-se 30% das duas amostras. Os modelos apresentaram em geral baixos coeficientes de determinação ajustados e altos erros padrão de estimativa. Apesar disso, a validação indicou que as equações podem gerar estimativas acuradas. Verificou-se que é mais eficiente, em termos de precisão, estimar o \bar{d}_{o1} , embora seja mais apropriado estimar o \bar{d}_o . Em comparação com as equações genéricas (todas as espécies), as equações específicas (por espécie) podem gerar estimativas mais acuradas, com ganhos médios em precisão de 8,4%, 9,1% e 5,4% para \bar{d}_o , \bar{d}_{o1} e d_{ob} , respectivamente. A partir dos resultados deste estudo, é possível predizer com precisão a ocorrência de ocos em árvores comerciais, o que pode ser uma alternativa ao atual teste de oco utilizado em áreas manejadas na Amazônia brasileira. Além disso, o diâmetro de oco em árvores comerciais pode ser estimado em função de variáveis obtidas no inventário florestal, sendo que a melhor estratégia é a utilização de equações específicas por espécie para estimativa do diâmetro médio de oco na porção inicial do fuste comercial.

Palavras-chave: Árvores ocas; Árvores comerciais; Modelos lineares generalizados; Regressão logística; Predição do diâmetro do oco; Manejo florestal; Floresta amazônica.

ABSTRACT

The prediction of the occurrence of hollows and the diameter of the void space (hollow diameter) in standing trees is an expensive operation, but it is essential for decision-making about harvesting in the areas under management in the Amazon. The hollow test that is currently used has strong limitations for correct prediction of the presence of hollows in a tree of commercial interest. In this context, the general objective of this study was to evaluate the performance of generalized linear models and linear regression models, adjusted and validated to estimate, respectively, the occurrence and diameter of hollows in commercial trees managed in the Tapajós National Forest (TNF), in the Eastern Brazilian Amazon. The work was structured in two chapters, aiming at modeling the occurrence (Chapter I) and diameter (Chapter II) of hollows. For the first chapter, a database of 27,380 trees was used, managed in twelve Annual Production Units (APUs) at TNF. Diameter at breast height (DBH), visually estimated commercial height (h_c) and stem quality (SQ) were variables obtained in 100% forest inventories, and wood density (WM) was obtained in databases available on the internet. The identification and measurement of the hollows occurred in the operation of cubing the logs. The identification of the appropriate models was based on the *Stepwise* method. The evaluation of the fits was performed using the Wald and Hosmer and Lemeshow tests, Pearson's chi-square, Akaike's Information Criterion (AIC), *half-normal* plots for GLM and *deviance* analysis for GLMs. To validate the selected equations, the accuracy was calculated, and ROC curves (Receiver *Operating Characteristic Curve*) were obtained), with respective Areas on the ROC Curve, considering an independent sample of 9,915 trees. From a sample of 9,368 trees, the efficiency of the logistic equations was also compared with the hollow test. DBH, h_c and SQ were important predictors of the occurrence of tree hollows, while WD did not generate significant gains in the models. Species are determinants of the probability of a tree being hollow. From a DBH of approximately 100 cm, the probability of occurrence of hollow in the trees reaches about 80% for *Manilkara bidentata* (A. DC.) A. Chev., and for and *Mezilaurus itauba* (Meisn.) Taub. ex Mez and *Astronium lecointei* Ducke, for example, occurs in diameters of about 120 cm. Logistic equations are more efficient in predicting the presence of hollow when a tree actually contains hollow, compared to the hollow test. For the second chapter, a sample of 4,912 hollow trees, involving 29 species, was used to model the mean hollow diameter (\bar{d}_o) at the tree level and another composed of 3,867 hollow trees, belonging to 28 species, to model the mean hollow diameter of the first log of the commercial shaft (\bar{d}_{o_1}) and the hollow diameter at the base of the tree (d_{ob}). In addition to the DBH, h_c and SQ variables, the diameter of the log at the base of the tree (Db) was also used in this analysis. The selection of the appropriate models was also carried out using *Stepwise*. To validate the equations, we used the paired t-test and the Bias and Root mean square statistics of error, considering 30% of the two samples. Despite this, validation indicated that the equations could generate accurate estimates. It has been found that it is more efficient, in terms of accuracy, to estimate the \bar{d}_{h_1} , although it is more practical to estimate the d_{hb} . Compared to generic (all species) equations, specific (by species) equations can generate more accurate estimates, with average gains in accuracy of 8.4%, 9.1%, and 5.4% for \bar{d}_h , \bar{d}_{h_1} and d_{hb} , respectively. From the results of this study, it is possible to accurately predict the occurrence of hollows in commercial trees, which may be an alternative to the current hollow test used in managed areas in the Brazilian Amazon. In addition, the hollow diameter in commercial trees can be estimated as a function of variables obtained from the forest inventory, and the best strategy is the use of species-specific equations to estimate the average hollow diameter in the initial portion of the commercial stem.

Keywords: Hollow trees; Commercial trees; Generalized Linear Models; Logistic regression; Hollow diameter prediction; Forest management; Amazon Forest.

LISTA DE FIGURAS

Revisão de literatura

Figura 1. Gráfico de sensibilidade (ou sensibilidade) e especificidade versus todos os pontos de corte possíveis para determinado conjunto de dados. Fonte: adaptado de Hosmer et al. (2013). 32

Capítulo I

Figura 1. Distribuição percentual de árvores ocas por (a) Centro de classe de DAP, (b) Centro de classe de altura comercial, (c) classe de Qualidade do Fuste (QF) e (d) relação entre o percentual de árvores ocas e a densidade média da madeira entre as espécies avaliadas. 52

Figura 2. Probabilidades de ocorrência de oco estimadas para quinze espécies comerciais manejadas na Floresta Nacional do Tapajós, Amazônia Oriental, Brasil. 57

Figura 3. Gráfico de distribuição dos resíduos em função de *quantis* teóricos para o Modelo Linear Generalizado selecionado. 70

Capítulo II

Figura 1. Relação do diâmetro médio de oco em nível de árvore (*do*), do diâmetro médio de oco da primeira tora (*do1*) e do diâmetro de oco na base da árvore (*dob*) com o diâmetro à altura do peito (DAP), altura comercial (h_c) e diâmetro da tora na base do fuste comercial (Db). 83

Figura 2. Relação da variável categórica Qualidade de Fuste (QF) com o (a) diâmetro médio de oco em nível de árvore - *do*, (b) diâmetro médio de oco da primeira tora - *do1* e (c) diâmetro de oco na base da árvore - *dob*. 84

Figura 3. Distribuição dos resíduos padronizados das equações selecionadas para estimar o diâmetro médio de ocos em nível de árvore (*do*), o diâmetro médio de oco da primeira tora (*do1*) e o diâmetro de oco na base da árvore (*dob*). 87

Figura 4. Relação entre os valores de diâmetro médio de ocos em nível de árvore (*do*), diâmetro médio de oco da primeira tora (*do1*) e diâmetro de oco na base da árvore (*dob*) observados e estimados para os dados de validação, empregando-se as dezoito equações selecionadas. 89

Figura 5. Gráficos Quantil-Quantil para avaliação da normalidade dos resíduos das selecionadas para estimativa do diâmetro médio de ocos em nível de árvore (*do*), do diâmetro médio de oco da primeira tora (*do1*) e do diâmetro de oco na base da árvore (*dob*).....97

LISTA DE TABELAS

Revisão de literatura

Tabela 1. Tabela de classificação ou matriz de confusão para duas classes (observações e estimativas).	31
---	----

Capítulo I

Tabela 1. Características da amostra utilizada para o ajuste e validação do modelo de regressão logística para cada uma das quinze espécies da Floresta Nacional do Tapajós, Amazônia Oriental, Brasil.	47
Tabela 2. Amostra utilizada na avaliação da eficiência dos Modelos Lineares Generalizados logísticos em relação ao teste de oco, para quinze espécies manejadas na Floresta Nacional do Tapajós, Amazônia Oriental, Brasil.....	50
Tabela 3. Coeficientes estimados e estatísticas de ajuste utilizadas para avaliação dos modelos lineares generalizados testados para estimar a probabilidade de ocorrência de oco em árvores de quinze espécies manejadas na Floresta Nacional do Tapajós, Amazônia Oriental, Brasil.	53
Tabela 4. Acurácia e valor da área sobre a curva ROC (AUC), utilizados para medir a capacidade de predição das equações logísticas, e pontos de corte (PC), utilizados como limiar para classificação das árvores quanto à presença ou ausência de oco.....	56
Tabela 5. Comparação da capacidade de prever a ocorrência de ocos em árvores por meio do teste de oco e das equações logísticas, ambos em comparação com a observação de ocos em árvores derrubadas.	58
Tabela 6. Análise de <i>deviance</i> para Modelos Lineares Generalizados, aplicada às equações logísticas selecionadas para quinze espécies comerciais manejadas na Floresta Nacional do Tapajós, Amazônia Oriental, Brasil.	71

Capítulo II

Tabela 1. Amostra utilizada no ajuste e validação das equações selecionadas para estimar o diâmetro médio de oco em nível de árvore (<i>do</i>), para vinte e nove espécies manejadas na Floresta Nacional do Tapajós, Pará, Brasil.....	79
Tabela 2. Amostra utilizada no ajuste e validação das equações selecionadas para estimar o diâmetro médio de oco da primeira tora do fuste (<i>do1</i>) e o diâmetro de oco na base da árvore (<i>dob</i>), para vinte e oito espécies manejadas na Floresta Nacional do Tapajós, Pará, Brasil.	81
Tabela 3. Coeficientes estimados e estatísticas de ajuste e precisão das equações selecionadas para estimar o diâmetro médio de ocos em nível de árvore (<i>do</i>), o diâmetro médio de oco da primeira tora (<i>do1</i>) e o diâmetro de oco na base da árvore (<i>dob</i>).	85
Tabela 4. Estatísticas de validação das equações selecionadas para estimar o diâmetro médio de ocos em nível de árvore (<i>do</i>), do diâmetro médio de oco da primeira tora (<i>do1</i>) e do diâmetro de oco na base da árvore (<i>dob</i>).	88

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO GERAL.....	13
2 OBJETIVOS.....	16
3 REVISÃO DE LITERATURA	17
3.1 Biodeterioração do cerne em árvores vivas e sua influência na formação de ocos.....	17
3.2 Detecção de ocos em árvores comerciais na Amazônia	22
3.3 Impactos da colheita de árvores ocas	23
3.4 Estimativa da ocorrência e do diâmetro de ocos em árvores.....	25
3.5 Modelos Lineares Generalizados.....	26
3.6 Critérios para avaliar a qualidade do ajuste para equação de regressão logística binária	29
3.6.1 Teste de Wald	30
3.6.2 Teste de Hosmer-Lemeshow.....	30
3.6.3 Critério de Informação de Akaike (AIC).....	30
3.6.4 Curva ROC.....	30
3.6.5 Matriz de confusão e definição de ponto de corte para classificação	31
4 REFERÊNCIAS	33
5 CAPÍTULO I – Modelos preditivos da ocorrência de ocos em árvores comerciais na Amazônia brasileira: uma comparação com o teste de oco	41
5.1 Introdução.....	43
5.2 Material e Métodos.....	45
5.2.1 Área de estudo e obtenção dos dados	45
5.2.2 Modelagem da regressão logística binária.....	47
5.2.3 Avaliação da qualidade do modelo de regressão	48
5.2.4 Comparação das estimativas em relação ao teste do oco.....	49
5.3 Resultados.....	51
5.4 Discussão.....	59

5.5 Conclusões.....	63
5.6 Referências	64
5.7 Apêndices	70
6 CAPÍTULO 2 – O diâmetro de oco em árvores pode ser predito? Estudo em árvores comerciais nativas na Amazônia oriental brasileira	73
6.1 Introdução.....	75
6.2 Material e métodos	76
6.2.1 Área de estudo e obtenção dos dados	76
6.2.2 Amostra para a modelagem do diâmetro médio de oco em nível de árvore (<i>do</i>)	78
6.2.3 Amostra para a modelagem do diâmetro médio de oco da primeira tora (<i>do1</i>) e do diâmetro de oco na base da árvore (<i>dob</i>)	79
6.2.4 Modelagem de diâmetro médio de oco em nível de árvore (<i>do</i>), diâmetro médio de oco da primeira tora (<i>do1</i>) e diâmetro de oco na base da árvore (<i>dob</i>).....	82
6.3 Resultados.....	83
6.4 Discussão.....	88
6.5 Conclusões.....	92
6.6 Referências	92
6.7 Apêndice.....	97
7 CONSIDERAÇÕES FINAIS	98
8 REFERÊNCIAS GERAIS.....	100

1 INTRODUÇÃO GERAL

A presença de ocos em árvores é uma característica marcante das florestas tropicais nativas, os quais se desenvolvem principalmente devido à ação de fungos e insetos (GIBBONS; LINDENMAYER, 2002), com auxílio de fatores abióticos e estocásticos, como fogo, vento, topografia, precipitação e danos no fuste (LINDENMAYER et al., 1993; HARPER et al., 2005; LIU et al., 2018; SALMONA et al., 2018).

Em áreas de manejo florestal sustentável na Amazônia, a presença de oco nas árvores comerciais e passíveis de corte representa alguns desafios importantes, como: i) a redução do volume de madeira explorado e conseqüentemente impacto financeiro negativo (ALMEIDA et al., 2022); ii) o aumento do número de árvores demandado para alcançar o volume de madeira previsto, embora na prática o volume a ser colhido está restrito aquele autorizado (DANIELLI et al., 2016); iii) a redução do rendimento em madeira processada e o aumento do desperdício com a geração de resíduos (APOLINÁRIO; MARTIUS 2004; BIASI; ROCHA 2007); iv) a superestimativa do volume comercial, o que pode interferir no planejamento (BROWN et al., 1995; NOGUEIRA et al., 2006) e v) a redução de habitats da fauna dependente de ocos em árvores (COCKLE et al., 2010; GOUGH et al., 2014).

A ocorrência de árvores ocas gera também um relevante custo adicional ao manejo florestal, observado na fase do corte. Isso se deve principalmente à necessidade de substituição de árvores ocas por outras passíveis de colheita, o que reduz a produtividade das equipes de colheita e aumenta o custo operacional da atividade. Como destacado por Almeida et al. (2022), para todas as árvores não colhidas por motivo de oco, o empreendimento florestal teve um custo inicial no inventário, custo para realizar o teste do oco e o custo para substituí-las por árvores que atendessem aos mesmos critérios de seleção para a colheita, aumentando o tempo e o custo da atividade exploratória.

Os empreendimentos florestais na região amazônica dependem essencialmente do teste de oco e do conhecimento empírico dos manejadores para prever a presença de ocos nas árvores. O teste de oco é realizado ao introduzir o sabre de uma motosserra no tronco da árvore na posição vertical, de forma que o operador possa avaliar os indicadores como serragem escura, existência de lama ou água, nível de resistência da árvore ao corte, entre outros (NOGUEIRA et al., 2011). Alguns empreendimentos florestais estipulam um diâmetro de oco aceitável, os quais podem variar de 15 a 25% do diâmetro da árvore para espécies de serraria e aproximadamente 8% para espécies de laminação, podendo haver uma proporção maior no caso de espécies com alto valor comercial (NOGUEIRA et al., 2011).

Embora o teste de oco possibilite a tomada de decisões com alto grau de acerto quando o manejador (operador de motosserra) é experiente, a utilização do teste pode resultar em equívocos na detecção de ocos (MEDEIROS et al., 2017; ELEUTÉRIO et al., 2020; MEDEIROS et al., 2021; SANTOS et al., 2023). A própria atividade de teste de oco contribui na composição do tempo e consequentemente custo do manejo florestal, especialmente em função do tempo e recursos empregados para realizar o teste em uma árvore que eventualmente vem a ser substituída por possuir oco no fuste (BATISTA, 2008). Além do mais, o teste de oco é um procedimento invasivo e capaz de ocasionar danos irreversíveis à árvore (SECCO, 2011), de modo que as árvores testadas e não derrubadas ficam sujeitas ao ataque de agentes deterioradores a partir do ferimento causado, o que pode maximizar a biodeterioração da madeira.

Nesse contexto, a aplicação de métodos probabilísticos a partir de variáveis obtidas no inventário florestal podem representar uma metodologia alternativa ou complementar para a predição da ocorrência de ocos em árvores comerciais e, consequentemente, auxiliar no processo de seleção de árvores para a colheita.

A modelagem linear generalizada logística é uma das abordagens usualmente utilizada quando se deseja modelar uma variável binária (WARTON; HUI, 2011), como é o caso da presença ou ausência de oco em árvores. Os modelos logísticos foram testados com esse objetivo por diversos pesquisadores em diferentes tipologias florestais (HOLLOWAY et al., 2007; FOX et al., 2008; ZHENG et al., 2009; LIU et al., 2018; WOOLLEY et al., 2018). Entretanto, na Amazônia brasileira, os métodos de predição da ocorrência de ocos em árvores não foram investigados, tampouco a eficiência do teste de oco, com exceção do estudo de Santos (2020). As pesquisas existentes visaram avaliar, por exemplo, a influência da presença de ocos nas árvores sobre o volume e a biomassa (NOGUEIRA et al., 2006); a presença de espécies de cupins que colonizam o cerne de árvores vivas e a influência das dimensões das árvores e características da madeira sobre a probabilidade de decomposição do cerne (ELEUTERIO et al., 2020); e o efeito da ocorrência de árvores ocas sobre o rendimento volumétrico e financeiro da exploração (ALMEIDA et al., 2022).

Adicionalmente, a estimativa do diâmetro de oco, considerado o diâmetro do espaço vazio no interior do fuste, por meio de modelos estatísticos que utilizem variáveis obtidas no inventário, pode auxiliar no processo de seleção de árvores para a colheita. Indo além e considerando que a modelagem do diâmetro de oco não é uma tarefa estatística simples, faz-se importante testar equações para diferentes cenários, como a estimativa do diâmetro médio de oco ao longo do fuste comercial, o diâmetro médio de oco apenas na parte inicial do fuste e o diâmetro de oco na altura de corte da árvore. Com exceção do estudo de Santos (2020), que avaliou a estimativa do diâmetro de oco utilizando a variável diâmetro à altura do peito (DAP) para quinze espécies comerciais amazônicas, não há relatos

de pesquisas que objetivaram testar métodos estatísticos para árvores comerciais nativas na Amazônia brasileira.

As estimativas da ocorrência de oco, a partir de equações de regressão, pode apoiar na tomada de decisão do manejador resultando em maior similaridade entre o volume de madeira autorizado pelo órgão ambiental e o volume efetivamente explorado. Acrescente-se ainda que a redução da derruba de árvores ocas pode diminuir os custos operacionais resultado do movimento da equipe de corte para essas árvores, além de influenciar positivamente na valoração e venda da madeira em tora (HOLMES et al., 2002; MACPHERSON et al., 2012).

Neste sentido, esta pesquisa tem como base a hipótese de que a ocorrência e o diâmetro médio de oco em árvores comerciais exploradas em áreas de manejo florestal na Flona Nacional do Tapajós podem ser estimadas com precisão e acurácia a partir do uso de equações de regressão, sendo mais eficientes que o teste de oco atualmente aplicado com motosserra nas árvores.

2 OBJETIVOS

Avaliar o desempenho de modelos de regressão linear generalizada e ordinária, para estimar a ocorrência e o diâmetro de ocos para quinze espécies comerciais exploradas na Floresta Nacional do Tapajós, na Amazônia Oriental brasileira, objetivando a proposição de parâmetros para o diagnóstico de árvores ocas em Planos de Manejo Florestal na Amazônia.

Especificamente, buscou-se:

- I. Ajustar, selecionar e validar modelos lineares generalizados logísticos para estimar a ocorrência de ocos em árvores em função das variáveis DAP, altura comercial, qualidade de fuste e densidade da madeira para quinze espécies comerciais, bem como realizar uma análise comparativa da eficiência das equações logísticas em relação ao teste de oco; e
- II. Ajustar, selecionar e validar equações para estimar três diferentes medidas de diâmetro de oco em árvores comerciais amazônicas.

3 REVISÃO DE LITERATURA

3.1 Biodeterioração do cerne em árvores vivas e sua influência na formação de ocos

Sabe-se que os fatores responsáveis pela incidência de ocos nas árvores são diversos. Contudo, a deterioração microbiana e fúngica da madeira interna e o ataque de insetos, principalmente cupins e besouros que se alimentam da madeira, desempenham um papel importante nesse processo (APOLINÁRIO; MARTIUS, 2004).

Brazolin (2009) apresentou uma importante revisão e explicação sobre a ação desses agentes no processo de degradação do lenho de árvores. Como ressaltado por este autor, sendo um material orgânico, o lenho das árvores pode ser atacado e decomposto por insetos, fungos e bactérias, processo denominado de biodeterioração e caracterizado pela colonização das suas células e tecidos, causando alterações na estrutura anatômica e propriedades químico-físico-mecânicas.

Normalmente, a biodeterioração do lenho causado por fungos apodrecedores ocorre por meio de três formas de apodrecimento, dependendo da atividade enzimática dos fungos, denominados de podridão branca, parda e mole (BRAZOLIN, 2009). Sabe-se que a colonização do lenho de uma árvore pelos fungos ocorre em diversos microambientes que inibem ou favorecem o seu estabelecimento (RAYNER; BODDY, 1988).

Em sua revisão, Brazolin (2009) relatou que a colonização de fungos de podridão branca, parda e/ou mole pode ser descrita em cinco estratégias, que consideram a distribuição da água e sua relação com a aeração, sendo:

- a) Apodrecimento de cerne: é a maior causa da deterioração do lenho das árvores;
- b) Oportunismo não especializado: envolve a deterioração do alburno não suscetível, exposto por injúria ou morte da casca, resultando na descoloração do lenho e eventual apodrecimento;
- c) Oportunismo especializado: os fungos se estabelecem em porções do tronco das árvores que estão sob condições micro-ambientais estressantes;
- d) Patogenia ativa: ocorre por meio da ação de alguns fungos apodrecedores que podem colonizar o alburno sadio por mecanismos patogênicos conhecidos, sendo o ataque considerado necrotrófico, quando ocorre a destruição das células vivas do lenho; e
- e) Tolerância ao dessecamento: nesse caso, a parte superior de uma árvore pode tornar-se sujeita ao dessecamento ou a flutuações drásticas do teor de umidade do lenho, seja por doença ou atividade fisiológica alterada.

Duas estratégias distintas foram propostas para o processo de colonização e apodrecimento de cerne, gerando lesões e ocos. O primeiro é o apodrecimento no topo (*top rot*), o qual origina-se na copa e propaga-se em direção ao interior da árvore. O segundo é denominado de apodrecimento na base (*butt rot*), o qual se origina no sistema radicular ou na base da árvore e propaga-se em direção às partes superiores (RAYNER; BODDY, 1988).

Com base nos relatos de Rayner e Boddy (1988), Brazolin (2009) listou as principais rotas de infecção/colonização do cerne por fungos apodrecedores em árvores, as quais podem ser: A) grandes injúrias que expõem o cerne provenientes, normalmente, de quebra de galhos (ou podas, quando for o caso); B) pequenos galhos secos e podres, sem cerne formado, mas cujo apodrecimento pode atingir o cerne do tronco; C) galhos ou raízes com cerne formado, cujo processo de deterioração pode iniciar-se no alburno, propagando-se para o cerne e depois para o tronco; D) infecção ectotrófica de raízes; e E) contato entre raízes sadias e afetadas pelos fungos.

Brazolin (2009) relatou, com base em outros autores, que apesar das diversas rotas, o apodrecimento do cerne está mais associado às injúrias causadas no sistema radicular, tronco e/ou galhos, que expõem o cerne. As outras rotas possuem, normalmente, especificidade com fungos patogênicos e/ou oportunistas seletivos. Contudo, a seletividade e capacidade de colonização do lenho pelos fungos que causam o apodrecimento do cerne estão relacionados, principalmente, às condições micro ambientais nesta porção da madeira.

Além dos fungos, espécies de cupins são grandes responsáveis pela deterioração do lenho das árvores e, conseqüentemente, formação de ocos. Em algumas espécies a ocorrência de cupim na árvore só ocorre após a ação de fungos degradadores (BERTI FILHO; FONTES, 1995). A celulose do lenho é o alimento básico dos cupins xilófagos, sendo que a maioria das espécies não causa prejuízos e se alimenta da madeira parcial ou intensamente apodrecida (BRAZOLIN, 2009).

A madeira de árvores vivas é usada principalmente como recurso alimentar pelos cupins inferiores, principalmente por espécies dos gêneros *Zootermopsis* (Termopsidae), *Heterotermes*, *Schedorhinotermes*, *Reticulitermes*, *Coptotermes* (Rhinotermitidae) e por membros dos Mastotermitidae e Kalotermitidae (LEE; WOOD, 1971).

Em um estudo realizado na Amazônia, Apolinário e Martius (2004) verificaram que 70% das árvores ocas possuíam *Coptotermes*, indicando que esse gênero desempenha um papel importante na formação inicial das cavidades. Segundo estes autores, a maioria das outras espécies de cupins encontradas nos troncos ocos das árvores eram humívoras e provavelmente se alimentam da matéria orgânica acumulada pelos *Coptotermes* nos troncos.

Existem poucas informações sobre a resistência de árvores vivas à deterioração do cerne, mas acredita-se que depende da variabilidade genética das espécies e diferentes condições físicas da madeira (BOYCE, 1961). Normalmente, o ataque do cerne por fungos apodrecedores e insetos

xilófagos é restringido por extrativos do lenho, pelo teor de umidade (RAYNER; BODDY, 1988; LELIS et al., 2001; BRAZOLIN, 2009) e pela densidade.

A madeira densa pode limitar a propagação de fungos (CHOAT et al., 2008), e a densidade da madeira também pode afetar a umidade e o oxigênio disponíveis para a atividade fúngica, o que influencia indiretamente a decomposição da madeira (DIX; WEBSTER, 1995). Considerando-se o fato de que as espécies florestais são diversas em relação à quantidade de extrativos, aos teores de umidade e à densidade, presume-se que as mesmas respondem de maneira diferente ao ataque dos agentes deterioradores.

A formação de ocos é um processo lento dependente de vários eventos abióticos e bióticos (ADKINS, 2006). Ocorre quando áreas de tecido suscetível (particularmente cerne) dentro da árvore se tornam acessíveis para agentes deterioradores, como fungos e cupins. Apesar de o desenvolvimento de ocos em árvores dever-se principalmente a esses agentes, diversos fatores podem causar a formação de ocos ou propiciar as condições necessárias, gerando portas de entrada para organismos decompositores.

A exposição do tecido suscetível a esses organismos ocorre pela criação de feridas associadas a galhos e raízes mortas, pontas de galhos ou cicatrizes causadas por fogo, vento, queda de galhos, escavações por vertebrados, como pica-paus, e outras injúrias causadas no tronco, além do próprio ataque de cupins. Outras formas de fraqueza fisiológica são a senescência das árvores e a competição, que podem predispor as árvores a se deteriorarem (ADKINS, 2006).

O fogo certamente é um agente que pode influenciar a formação de ocos (GIBBONS; LINDENMAYER, 2002), o que já foi comprovado em diversos estudos (MCLEAN et al. 2015; SALMONA et al., 2018; WOOLLEY et al., 2018). A ocorrência de incêndios florestais podem auxiliar na formação de oco ao criar feridas que permitem a entrada de organismos causadores da deterioração, afetando o sistema de defesa da árvore e, portanto, sua capacidade de cicatrização e ampliando as cavidades existentes (INIONS et al., 1989; ADKINS, 2006).

As árvores danificadas pelo fogo podem, por sua vez, abrigar insetos ou fungos (NEUMANN; MARKS, 1976). As árvores queimadas têm maior propensão a colapsar e à queda acelerada de galhos (LINDENMAYER et al., 1990). A queda de árvores pode atingir e danificar as árvores vizinhas e, assim, promover o desenvolvimento de cavidades nas árvores circundantes (LINDENMAYER et al., 1993).

Em resumo, o fogo pode ter uma grande influência no processo de formação dos ocos de duas maneiras principais: (i) criando locais, como cicatrizes ou galhos mortos, que permitem a entrada de organismos causadores de cáries, e/ou (ii) aumentando a área de tecido suscetível a ataques de cupins ou fungos, diminuindo a resistência do cerne ou criando áreas de alburno morto (ADKINS, 2006).

Danos causados pelo vento também podem contribuir para a formação de cavidades, devido a maior frequência de quebra de galhos (HARPER et al., 2005). Nesses casos, pode ocorrer a exposição do cerne deteriorado (MACKOWSKI, 1984) ou a exposição do cerne à umidade, fungos e fogo (PERRY et al., 1985). As árvores altas em floresta densas estão mais expostas a danos causados pelo vento no topo da copa, enquanto as árvores em áreas abertas da floresta têm a copa inteira exposta (HARPER et al., 2005). Em ambos os casos ocorre a quebra de galhos em função de fortes ventos. Quando uma ramificação é eliminada, o local da lesão é ocluído pela árvore. Entretanto, se o dano atingir o cerne, a árvore terá menos sucesso e um oco se desenvolverá.

A topografia pode ser considerada um importante indicador das tendências da presença de ocos em florestas tropicais (LIU et al., 2018). Em seu estudo desenvolvido na China, estes autores verificaram que a presença de ocos mudou significativamente ao longo do gradiente topográfico, onde árvores em vales eram mais propensas a possuírem ocos do que as árvores no topo de morros.

A topografia está fortemente ligada à umidade do solo e à disponibilidade de nutrientes (BALVANERA et al., 2011). Como o crescimento das plantas está intimamente relacionado aos recursos do solo, as árvores cultivadas em locais com poucos recursos do solo (por exemplo, umidade e nutrientes) geralmente apresentam uma taxa de crescimento reduzida e maior densidade de madeira (CARRASCO et al., 2015; DONG et al., 2016), o que pode diminuir a taxa de decomposição da madeira e diminuir a formação de cavidades (MORI et al., 2014; ZHENG et al., 2016). Por outro lado, conforme Fox et al. (2009), as florestas com maior índice de qualidade de sítio apresentaram menos árvores com oco por hectare, porque em locais melhores as árvores estarão menos estressadas, resultando em melhor forma, copas mais regulares e menor suscetibilidade a agentes de formação de ocos, como fogo, insetos e podridão.

Segundo Lindenmayer et al. (1993), uma série de explicações possíveis podem justificar a influência da topografia sobre a incidência de ocos, como histórico de incêndios, produtividade do local, prevalência de organismos em decomposição e exposição ao vento. As árvores em áreas de topografia suavemente ondulada podem sofrer menos danos, resultando em menos ocos, em comparação com caules em encostas íngremes, onde é provável que os incêndios sejam mais intensos.

As árvores localizadas em áreas íngremes podem ser expostas ao aumento da turbulência dos ventos predominantes. Movimentos de árvores por ventos fortes podem influenciar os processos de desenvolvimento de cavidades, comprimindo o material deteriorado dentro de uma árvore (MACKOWSKI, 1987) e/ou promovendo a perda de galhos.

As características intrínsecas de determinadas espécies de árvores também desempenham um papel importante na influência da distribuição e abundância de ocos de árvores (BLAKELY et al., 2008). Por exemplo, a densidade da madeira é o fator mais importante na determinação da resistência à ruptura mecânica. A densidade da madeira pode ser altamente variável em diferentes espécies de

árvores e, sem dúvida, influencia a queda de galhos e o subsequente ataque fúngico e podridão. Da mesma forma, diferentes espécies de árvores têm respostas específicas a danos, com reações próprias de crescimento a quebra e cicatrização de galhos, deixando algumas espécies mais suscetíveis à podridão do que outras (BLAKELY et al., 2008).

De modo geral, a fisiologia e a morfologia de diferentes espécies de árvores são importantes na formação de ocos, pois determinam a extensão da queda de galhos, a capacidade de sobreviver a eventos de incêndio e influenciam as propriedades da madeira que determinam a suscetibilidade a uma variedade de agentes causadores de ocos (LINDENMAYER et al., 1993; BENNETT et al., 1994; LINDENMAYER et al., 2000).

As árvores senescentes têm uma maior probabilidade de serem ocos do que as árvores mais jovens (GIBBONS et al., 2000; RAYNER et al., 2013) e árvores com diâmetros maiores, têm maior probabilidade de apresentar oco do que as árvores de diâmetro menor (FOX et al., 2008; KOCH, 2008).

É comumente presumido que ocos ocorram em árvores grandes, velhas e senescentes (GIBBONS; LINDEMAYER, 1997), as quais foram fisicamente danificadas e mais capazes de suportar ocos (SALMONA et al., 2018). Embora existam muitos fatores responsáveis pela distribuição e desenvolvimento de ocos em árvores, o fator predominante é o tamanho da árvore (LINDENMAYER et al., 1993; LINDENMAYER et al., 2000).

Os processos bióticos e abióticos que levam à formação de ocos nas árvores têm mais tempo para produzir efeito (e produzir ocos maiores) em troncos mais velhos, mais grossos e mais curtos (mais deteriorados pela quebra de galhos) (LINDENMAYER et al., 2000; GIBBONS; LINDENMAYER, 2002).

Quanto maior o tempo que a árvore permanece em pé, maiores os riscos de eventos estocásticos (incêndios, ventos, etc.) que promovem o desenvolvimento de ocos (LINDENMAYER et al., 2000). Assim, árvores maiores e mais velhas, com menores alturas devido a deterioração do fuste, provavelmente contêm mais ocos e estes são cada vez maiores (INIONS et al., 1989).

Além disso, a maior probabilidade de um oco estar presente em árvores de grande diâmetro é em parte explicada pela perda de resistência à deterioração com o envelhecimento, o que limita sua capacidade de ocultar feridas como cicatrizes de incêndio, buracos perfurados por insetos e perda de galhos (AMBROSE, 1982; WILKES, 1982). Árvores mais velhas possuem menor quantidade de substâncias químicas (normalmente extrativos) de resistências a fungos e cupins, notadamente no cerne (ADKINS, 2006).

As árvores com saúde fisiológica deficiente são mais suscetíveis a danos e irão ocluir tocos de ramos e feridas mais lentamente do que árvores saudáveis (ADKINS, 2006). Para árvores de

mesmo diâmetro e espécie, é mais provável que uma árvore deficiente contenha cavidades em relação a uma árvore saudável (GIBBONS et al., 2000).

A forma da copa também é um indicador de maior ou menor grau de ocorrência de ocos. Árvores com copas irregulares têm maior probabilidade de conter cavidades, pois geralmente são árvores senescentes ou estão sob estresse (FOX et al., 2009).

3.2 Detecção de ocos em árvores comerciais na Amazônia

A presença de ocos nas árvores nem sempre é fácil de ser detectada e os métodos (visuais e mecânicos) utilizados para isto são bastante subjetivos, dependendo fundamentalmente da análise e experiência do operador de motosserra, resultando em baixa eficiência (ULIANA, 2010). Em áreas de extração de madeira nas florestas amazônicas a identificação de ocos é realizada essencialmente por meio do teste de oco, que é uma operação voltada a detectar a existência e a dimensão de ocos e podridões.

O teste de oco é realizado ao introduzir o sabre da motosserra na posição vertical no tronco da árvore, a uma altura de 10 a 50 cm a partir do solo, de forma que o operador possa avaliar os indicadores de que a árvore esteja oca (serragem escura, existência de lama ou água e nível de resistência da árvore ao corte) e estimar o diâmetro do oco (NOGUEIRA et al., 2011). De acordo com esses autores, o teste define se a árvore será derrubada ou descartada, dependendo dos padrões de aproveitamento de cada empreendimento florestal. Tipicamente, os empreendimentos toleram como oco o equivalente a 15% - 25% do diâmetro da árvore testada, podendo haver uma proporção maior no caso de espécies com alto valor comercial. Em muitos casos, árvores ocas estão com o cerne completamente deteriorado, o que se percebe pela cor da serragem que é liberada do tronco no teste do oco (ULIANA, 2010).

Para se avaliar uma árvore pelo teste do oco, é necessário que o operador de motosserra que o realizou possua uma elevada experiência no quesito, uma vez que este é o responsável por informar se a árvore está adequada ou não para o corte (LIRA, 2016). Este autor ressaltou que o teste do oco não é capaz de produzir uma qualificação do tronco com a segurança e a eficiência necessária para indicar o descarte daquela árvore em função da presença de oco. Além disso, Secco (2011) afirmou ainda que o teste do oco é um processo bastante invasivo e pode provocar danos irreversíveis à árvore.

Além do teste do oco, outros testes empíricos são empregados pelos manejadores, como a técnica que consiste em encostar o ouvido na árvore e bater no tronco com um martelo. Se o som emitido fizer um eco o operador conclui que a árvore está oca (AMARAL et al., 1998). Essa avaliação é muito subjetiva e dependente da experiência do operador, apresentando, portanto, grande índice de erros (SECCO, 2011).

Árvores com oco no tronco comumente apresentam algumas características que auxiliam na sua identificação, o que depende da experiência e conhecimento empírico do identificador. Segundo Amaral et al. (1998), as indicações normalmente consideradas para prever a presença de ocos são ocorrência de lesões, como cupinzeiros, a presença de secreções escuras ao longo do tronco e a ocorrência de galhos quebrados.

Contudo, todos os testes para avaliação das árvores quanto à presença ou não de oco não possuem grande precisão, resultando naturalmente em erros de identificação. Em um estudo piloto realizado em florestas tropicais manejadas em Sabah, na Malásia, Trockenbrodt et al. (2002) concluíram não ser confiável a determinação de presença de ocos com base no teste do oco empregando-se a motosserra. Os autores verificam relevantes equívocos devido à subjetividade do método. Com isso, muitas árvores ocas são colhidas, seccionadas e, algumas vezes, têm suas toras descartadas ainda na floresta (ULIANA, 2010; SECCO, 2011). Em outros casos, as toras são transportadas para as serrarias onde acabam abandonadas nos pátios como resíduo (AMARAL et al., 1998; ULIANA, 2010).

Nos últimos anos, algumas tentativas de aprimorar os processos de detecção de ocos estão sendo testados. Uliana (2010) e Secco (2011) realizaram estudos avaliando a viabilidade da aplicação de tecnologias como termografia de impulso e propagação de ondas ultrassônicas para a detecção de lesões e ocos para aplicação no manejo florestal, com objetivo de auxiliar as atividades de identificação da presença de ocos. Contudo, tais métodos são relativamente caros e de difícil operacionalização em atividades de manejo florestal comercial. Com isso, o teste de oco ainda tem sido o método mais utilizado para identificação de ocos em áreas de manejo na Amazônia, especialmente pela praticidade de sua execução em campo.

3.3 Impactos da colheita de árvores ocas

A colheita de árvores ocas certamente resulta em relevantes impactos econômicos, ambientais, ecológicos e até mesmo sociais. Como ressaltado por Apolinário e Martius (2004), uma das restrições para a indústria madeireira baseada na exploração de florestas tropicais é a existência de ocos nos troncos de muitas árvores vivas, o que geralmente reduz consideravelmente o rendimento de madeira de uma determinada árvore.

Como relatado por Danielli et al. (2016), a presença de ocos em algumas espécies amazônicas pode implicar na necessidade de um volume maior de madeira em toras para atender a uma certa demanda em madeira serrada, dificultando as estimativas de rendimento e produtividade. Estes autores cubaram 71 árvores de *Manilkara* spp. (Maçaranduba) em uma serraria no município de Rorainópolis no Estado de Roraima, e identificaram que 31 estavam ocas. Os autores constataram

que as toras com diâmetro da ponta fina superior a 80 cm apresentaram uma tendência de decréscimo no rendimento, notadamente devido a presença de ocos, já que 75% das toras dessa classe estavam ocas.

Avaliando o rendimento em madeira serrada de três espécies tropicais (*Erisma uncinatum* Warm., *Qualea albiflora* Warm. e *Mezilaurus itauba* (Meisn.) Taub. ex Mez.), Biasi e Rocha (2007) relataram que a maior incidência de defeitos nas toras, como ocos, ocorreu na classe diamétrica (61 a 70 cm). Em duas das espécies avaliadas, essa classe de DAP foi responsável por reduzir o rendimento em relação às classes anteriores, conseqüentemente gerando maior quantidade de resíduos. Segundo esses autores, muitas vezes, a aparência das toras pode não demonstrar um defeito interno na mesma, o qual só será evidenciado no momento do desdobro, conseqüentemente reduzindo o rendimento em madeira serrada.

Ao analisar o rendimento em madeira serrada de três espécies tropicais (*Astronium lecointei* Ducke, *Brosimum rubescens* Taub. e *Hymenaea courbaril* Hayne), Marchesan (2012) também observou redução do rendimento com o aumento do diâmetro, relatando que a presença dos defeitos é mais comum em toras com diâmetros acima de 50 cm, em função da ocorrência de ocos causados por podridão e/ou ataque de organismos xilófagos, o que reduz o aproveitamento da madeira. Avaliando a eficiência técnica no desdobro de toras das três espécies citadas, Marchesan et al. (2014) observaram menor eficiência para as espécies com maior quantidade de defeitos, incluindo a presença de ocos.

Ecologicamente falando, os ocos das árvores fornecem recursos importantes para uma gama diversificada de espécies animais em todo o mundo (LINDENMAYER et al., 1996; GIBBONS; LINDENMAYER, 2002; KOCH et al., 2008). Na Austrália, por exemplo, os ocos das árvores fornecem locais de ninhos, esconderijos e abrigos para mais de 300 espécies de vertebrados, das quais pelo menos 100 são consideradas raras ou ameaçadas (GIBBONS; LINDENMAYER, 2002).

Estimou-se que, entre 9% e 18% das espécies de aves em diferentes continentes (NEWTON, 1998), bem como muitas espécies de mamíferos, insetos e outros animais habitam em ocos de árvores (GIBBONS; LINDENMAYER, 2002; RANIUS; JANSSON, 2000). Nas florestas tropicais da Amazônia não se tem informações sobre a utilização e dependência de ocos pela fauna, notadamente pela falta de estudos sobre o tema. Contudo, certamente diversas espécies são dependentes de árvores ocas para sobreviver.

A retirada constante das árvores maiores e mais velhas para comercialização da madeira tem reduzido a disponibilidade de ninhos e abrigos para a vida selvagem (GIBBONS et al., 2000). Logo, manter na floresta as grandes árvores ocas pode ser uma alternativa estratégica, tanto para redução de impactos ambientais, quanto para a proteção de habitats para a fauna local.

A retirada de árvores ocas se torna um custo ambiental, uma vez que a floresta perde um indivíduo que estava desempenhando um papel ecológico no local (ULIANA, 2010). As árvores com troncos classificados como sendo de baixo valor comercial por apresentarem ocos e, conseqüentemente, rendimento insuficiente na indústria, deveriam ser preservadas, pois são importantes como fonte de alimentos, abrigo para animais e preservação da floresta, podendo fazer parte, portanto, do montante que não deve ser explorado (SECCO, 2011).

Além do mais, grande parte dos acidentes graves no momento da derrubada das árvores, podem estar diretamente relacionados à presença de ocos nas árvores selecionadas para colheita, pois as árvores ocadas, seja pelo corte incorreto ou pela previsão de localização e dimensão do oco incorreta, tende a cair rapidamente e em uma direção imprevisível (AMARAL et al., 1998), representando um impacto social negativo.

3.4 Estimativa da ocorrência e do diâmetro de ocos em árvores

Em diversas partes do mundo, vários estudos demonstraram relações entre as características das árvores e a capacidade de formação de ocos, tanto no nível individual como no nível da floresta. Conseqüentemente, várias pesquisas examinaram a distribuição de ocos em níveis individuais de árvores ou florestas para fornecer estimativas mais precisas da disponibilidade de ocos em vários locais (LINDENMAYER et al., 1991a; 1993; 2000; BENNETT et al., 1994; FAN et al., 2003a).

Muitos estudos avaliaram atributos determinantes da ocorrência de ocos (presença ou ausência) no nível individual da árvore usando modelos lineares generalizados logísticos, também chamados de modelos de regressão logística binária (LINDENMAYER et al., 1991b; BENNETT et al., 1994; LINDENMAYER et al., 2000; FAN et al., 2003a; FAN et al., 2003b; HARPER et al., 2005; HOLLOWAY et al., 2007; FOX et al., 2008; RANIUS et al., 2009; LINDENMAYER et al., 2012; KIKUCHI et al., 2013; ONODERA et al., 2013; LIU et al., 2018; SALMONA et al., 2018). Esses estudos demonstraram que as probabilidades de ocorrência de ocos aumentam com o tamanho da árvore e diferem por espécies de árvores, o que permitiu a construção de modelos adequados para prever a ocorrência de ocos nas árvores.

Estudos investigaram a adaptação de uma grande base de dados de medições em árvores em pé aos modelos lineares generalizados (FOX et al., 2008), ao método de árvores de classificação e de regressão (FAN et al., 2003a; FAN et al., 2003b) e outros modelos estatísticos (FAN et al., 2004; FAN et al., 2005), para examinar as características de árvores com ocos. Esses estudos identificaram diversas variáveis relacionadas à ocorrência de ocos, incluindo DAP, idade e área basal, entre outras, embora a influência de medidas individuais tenha sido altamente variável entre diferentes espécies de árvores.

Salmona et al. (2018) modelaram a abundância de árvores ocas em dois tipos de eucalipto no sudeste da Austrália, incluindo nas previsões os efeitos da história do fogo nas referidas florestas, identificando que, além de outras variáveis, a incidência de fogo afeta a ocorrência de ocos. Em uma floresta tropical no sudoeste da China, Liu et al. (2018) desenvolveram modelos preditivos da abundância de árvores ocas e identificaram que, assim como o DAP, a topografia é um bom estimador da presença de ocos em florestas tropicais. Esses autores mencionaram ainda que a densidade de árvores ocas encontrada foi muito maior do que comumente se observa em florestas temperadas. Onodera et al. (2013), por sua vez, empregaram a regressão logística binária na estimativa de probabilidades de ocorrência de ocos de diferentes tamanhos em nível da árvore individual, a partir do DAP, e obtiveram modelos adequados para oito florestas de folhosas decíduas em Hokkaido, Japão.

Notadamente, muitos estudos foram desenvolvidos no intuito de prever a ocorrência de ocos em árvores em diversas florestas, especialmente em florestas temperadas. Em florestas tropicais, por outro lado, as pesquisas ainda são escassas (BOYLE et al., 2008; ALTAMIRANO et al., 2017; LIU et al., 2018), principalmente na Amazônia, onde se destaca até o momento o estudo realizado por Santos (2020). Este autor desenvolveu equações logísticas específicas para quinze das principais espécies manejadas na Floresta Nacional do Tapajós, no estado do Pará, Brasil. Embora tenha desenvolvido equações logísticas apenas para quinze espécies comerciais e empregado somente o diâmetro à altura do peito (DAP) como variável preditora, os resultados encontrados pelo autor indicaram a eficiência e a validade das equações para prever a ocorrência de ocos nas árvores na área de estudo.

Além de modelos preditivos da ocorrência de ocos em árvores, em alguns estudos também desenvolveram modelos para a estimativa do diâmetro do oco a partir do DAP, com base na correlação positiva entre estas variáveis (LINDENMAYER et al., 2000; FOX et al., 2008; MONDA et al., 2018). Tanto o estudo de Lindenmayer et al. (2000), quanto o estudo de Fox et al. (2008) foram desenvolvidos em florestas de eucalipto na Austrália. Já o estudo de Monda et al. (2018) foi realizado em uma área de floresta tropical na Malásia. Contudo, não foram encontrados estudos com a finalidade de testar e desenvolver modelos de estimativa do diâmetro oco para árvores das florestas tropicais da Amazônia brasileira.

3.5 Modelos Lineares Generalizados

Os modelos lineares generalizados (*Generalized Linear Models* - GLM), introduzidos por Nelder e Wedderburn (1972), caracterizam-se por serem uma classe de modelos que envolve uma variável resposta univariada, variáveis explicativas e n observações independentes, levando em

consideração uma distribuição de probabilidade que pertença à família exponencial. Esta classe é caracterizada por 3 componentes (LINDSEY, 1997; SCHABENBERGER; PIERCE, 2002):

i) Componente Aleatório (Distribuição da variável resposta)

É a especificação da distribuição de probabilidade da variável resposta Y , que deve pertencer à família exponencial de distribuições.

ii) Componente Estrutural ou Sistemático (Preditor linear)

Especifica as variáveis explicativas (x_1, \dots, x_k), por meio de uma combinação linear, denominada preditor linear, que é dada por:

$$\alpha + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k$$

Como no modelo linear, os regressores X_i são funções pré-especificadas das variáveis explicativas e, portanto, podem incluir variáveis explicativas quantitativas, transformações de variáveis explicativas quantitativas, regressores polinomiais, regressores dummy, interações e outras.

iii) Função de Ligação

Especifica a função $g(\cdot)$, monótona e diferenciável, que transforma a esperança da variável, $\mu = E(Y)$, no preditor linear, isto é, conecta os componentes aleatório e sistemático:

$$g(\mu) = \alpha + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k$$

Os GLM permitem explicar a resposta Y em função de variáveis explicativas e são muito flexíveis devido à possibilidade da utilização de diferentes distribuições para a variável resposta e diferentes formas para a função de ligação.

O modelo de regressão logística é um dos casos mais importante dos GLMs, quando se pretende modelar uma variável resposta categórica com dois valores possíveis, dado um conjunto de variáveis explicativas (AGRESTI, 2002). A principal diferença entre um GLM logístico e um modelo de regressão linear é a distribuição da variável resposta, uma vez que no GLM logístico substitui-se a distribuição Normal da variável resposta pela distribuição de Bernoulli (HOSMER et al., 2013).

De acordo com Field (2009), a regressão logística binária pode ser descrita como uma regressão múltipla, mas com uma variável dependente categórica dicotômica e variáveis independentes contínuas ou categóricas. Isso quer dizer que se pode prever a qual de duas categorias (oca ou não oca, no caso deste estudo) é provável que uma árvore pertença, a partir de certas informações.

Por meio do GLM logístico pode-se identificar variáveis independentes que explicam a variação de uma variável dependente e a magnitude dessa explicação (HOSMER et al., 2013). Assim, é possível classificar fenômenos ou indivíduos em categorias específicas e ainda prever a probabilidade de ocorrência de determinado evento (DIAS FILHO; CORRAR, 2007), como a presença de ocos em árvores.

Em uma regressão linear simples, a variável de saída Y é prevista a partir da equação da reta ($Y = b_0 + b_1X + \varepsilon$). Em um GLM logístico, em vez de se prever o valor da variável Y a partir de uma variável explicativa X ou diversas variáveis explicativas (X_s), estima-se a *probabilidade* de Y ocorrer conhecidos os valores de X ou X_s (FIELD, 2009). A equação de regressão logística apresenta várias semelhanças com a equação de regressão linear, mas é menos afetada pela não satisfação de normalidade dos dados (pois o termo de erro da variável discreta segue a distribuição binomial) e foi elaborada para que seja prevista a probabilidade de determinado evento ocorrer (HAIR et al., 2009). Na sua forma mais simples, o modelo de regressão logística pode ser representado conforme a Expressão (1). A função apresentada nessa expressão é uma função de distribuição, a função de distribuição logística. O valor resultante da equação é uma probabilidade e, como tal, varia sempre entre 0 e 1. Um valor próximo de 0 significa que a ocorrência de Y é bastante improvável e um valor próximo de 1, que ela é bem provável (FIELD, 2009).

$$p(Y_i) = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_n X_n}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_n X_n}} \quad (1)$$

em que: $p(Y_i)$ = probabilidade de Y ocorrer; X_n = variáveis preditoras; e = base dos logaritmos naturais; e β_0 , β_1 e β_n = coeficientes a serem estimados.

Na regressão logística, os valores dos parâmetros do modelo são estimados utilizando a estimação de máxima verossimilhança, que seleciona os coeficientes que tornam os valores observados mais prováveis de terem ocorrido (FIELD, 2009; HOSMER et al., 2013). Na regressão logística binária a relação entre a variável dependente e as variáveis independentes é linearizada por meio de uma função de ligação. No caso do GLM logístico, em que a distribuição de erros utilizada é a binomial, a função de ligação é denominada *logit* (logaritmo da chance), que é o logaritmo da razão entre a probabilidade de sucesso e a probabilidade de insucesso (Expressão 2).

$$\text{logit}[p(Y_i)] = \ln \left[\frac{p(Y_i)}{1 - p(Y_i)} \right] = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_n X_n \quad (2)$$

em que: $p(Y_i)$ = probabilidade de Y ocorrer; X_n = variáveis preditoras; β_0 , β_1 e β_n = coeficientes a serem estimados; \ln = logaritmo natural.

Isso mantém a forma do relacionamento linear enquanto o próprio relacionamento em si é não-linear (assim, é um modo de expressar um relacionamento não-linear em uma maneira linear) (FIELD, 2009). Contudo, o uso da função *logit* faz com que o GLM logístico traga os resultados dos

estimadores na forma logaritma, ou seja, o *log* da chance de a variável dependente ocorrer, em função da variação linear das variáveis independentes. No entanto, para uma interpretação mais adequada da relação entre as variáveis é necessária a transformação deste coeficiente, ou seja, que seja efetuada a exponenciação da(s) variável(eis) da regressão. Assim, obtém-se a razão das chances (OR - *Odds Ratio* em inglês) para as variáveis independentes.

A razão de chance mede o quanto uma chance é proporcionalmente diferente de outra, geralmente comparando com um nível controle. Ou seja, mede a proporção de mudança na chance de um tratamento em relação a chance do controle. No caso das probabilidades estimadas, a razão de chance é relacionada à chance de $x+1$ comparada com x , ou seja, qual a proporção de mudança na chance com o aumento de uma unidade da variável contínua preditora. Portanto, uma forma de interpretar os coeficientes do GLM logístico é exponenciar e interpretar como razão de chance, sendo o intercepto a chance do nível basal da variável categórica ou a chance quando a variável contínua é zero (LABTROP, 2022).

Como citado anteriormente, em um GLM logístico é possível incluir variáveis preditoras contínuas ou categóricas. Isso possibilita, por exemplo, a inclusão da espécie como variável preditora categórica no modelo, já que a ocorrência de ocos nas árvores pode variar de acordo com a espécie. No estudo realizado por Santos (2020), na Floresta Nacional do Tapajós, no estado do Pará, identificou-se que as espécies comerciais apresentam diferentes percentuais de árvores ocas, considerando-se as árvores colhidas. Isso indica que algumas espécies são mais suscetíveis que outras a conterem ocos no fuste. Por exemplo, *Cedrelinga cateniformis* (Ducke) Ducke (Cedrorana), *Mezilaurus itauba* (Meisn.) Taub. ex Mez (Itaúba), *Handroanthus impetiginosus* (Mart. ex DC.) Mattos (Ipê roxo) e *Astronium lecointei* Ducke (Muiracatiara) apresentaram percentual de árvores colhidas com oco de 67%, 53%, 40% e 39%, respectivamente. Por outro lado, para *Hymenolobium* sp. (Angelim), *Bagassa guianensis* Aubl. (Tatajuba), *Vatairea paraensis* Ducke (Fava amargosa) e *Pouteria bilocularis* (H.Winkl.) Baehni (Goiabão) os percentuais de ocorrência de oco observados pelo autor foram de 5,7%, 5,9%, 7,1% e 8,8%, respectivamente.

Os fatores que causam essa variação podem ser os mais diversos, mas ainda não estão esclarecidos para as árvores amazônicas. Desse modo, é essencial que se considere as características de cada espécie ao tentar desenvolver modelos preditivos da ocorrência de ocos. Isso pode ser feito, por exemplo, adicionando-se as espécies como variáveis categóricas preditivas nos modelos GLM, de modo que cada espécie possua coeficientes estimados específicos, preservando-se as diferenças no grau de incidência de ocos nas predições.

3.6 Critérios para avaliar a qualidade do ajuste para equação de regressão logística binária

3.6.1 Teste de Wald

No ajuste do GLM logístico, o teste de Wald normalmente é utilizado para verificar a significância dos coeficientes estimados (HOSMER et al., 2013). A estatística do teste é obtida pela razão entre o coeficiente estimado e seu respectivo erro padrão (Expressão 3).

$$W = \frac{\hat{\beta}_j}{SE(\hat{\beta}_j)} \quad (3)$$

em que: W = estatística do teste de Wald; $\hat{\beta}_j$ = coeficiente estimado; $SE(\hat{\beta}_j)$ = erro padrão do coeficiente estimado $\hat{\beta}_j$.

3.6.2 Teste de Hosmer-Lemeshow

Utilizado para avaliar a qualidade do ajuste, o teste Hosmer-Lemeshow possui caráter de avaliação geral, consistindo em dividir o número de observações em cerca de dez classes e, em seguida, comparar as frequências preditas com as observadas com a estatística do qui-quadrado. A hipótese nula H_0 do qui-quadrado ($p=0,01$) deste teste é a de que as proporções observadas e esperadas são as mesmas ao longo da amostra (HOSMER et al., 2013). Sugere-se um tamanho de amostra de pelo menos 50 casos para a realização deste teste (HAIR et al., 2009)

3.6.3 Critério de Informação de Akaike (AIC)

O Critério de Informação de Akaike (AIC) foi desenvolvido por Hirotugu Akaike, pioneiro no campo da modelagem de dados estatísticos e identificação de modelos estatísticos. Originado da minimização da informação de Kullback-Leibler (KULLBACK; LEIBLER, 1951) e proposto em Akaike (1974), o AIC auxilia principalmente na identificação da simplicidade do modelo. É uma estatística que leva em conta, além da verossimilhança, o número de parâmetros do modelo, sendo construída de tal forma que para dois modelos ajustados para o mesmo conjunto de dados o melhor modelo será aquele como o menor valor de AIC.

3.6.4 Curva ROC

A Curva ROC (*Receiver Operating Characteristic Curve*) associada ao modelo logístico mensura a capacidade de predição do modelo proposto, por meio das predições da sensibilidade e da

especificidade. Segundo Fawcett (2006) esta técnica serve para visualizar, organizar e classificar o modelo com base na performance preditiva. Para a construção da curva ROC, o GLM logístico é rodado randomicamente e a predição resultante é comparada com o valor real da variável dependente. O ponto de corte (PC) padrão utilizado para a construção da Curva ROC é o valor de 0,5: maior ou igual a esse valor, a predição é classificada como 1 e, abaixo dele classifica-se como 0 (FAWCETT, 2006).

Adicionalmente à curva ROC, calcula-se a Área sobre a Curva ROC (AUC - *Area Under the ROC Curve*), que objetiva comparar os classificadores a partir da performance da curva em um único valor escalar (FAWCETT, 2006). Este indicador representa a probabilidade de que o classificador efetue predições randômicas na instância positiva melhor do que na instância negativa. O indicador AUC sempre terá seu valor entre 0 e 1, sendo que quanto maior melhor e nunca um classificador realístico deve estar abaixo de 0,5. Hosmer et al. (2013) recomendaram a utilização de AUC acima de 0,7 como aceitável.

3.6.5 Matriz de confusão e definição de ponto de corte para classificação

Uma maneira prática de qualificar o ajuste do modelo de regressão logístico é pela projeção do modelo na tabela de classificação (ou Matriz de Confusão). Para isto, precisa-se criar uma tabela com o resultado da classificação cruzada da variável resposta, de acordo com uma variável dicotômica em que os valores se derivam das probabilidades logísticas estimadas na regressão (HOSMER et al., 2013) (Tabela 1). Seja $\hat{Y} = 1$ se um indivíduo selecionado na população em estudo for classificado como acontecimento de interesse e $\hat{Y} = 0$ se classificado como não acontecimento. Para esta classificação, é necessário estabelecer um ponto de corte que determina a probabilidade de um dado indivíduo ser classificado em uma determinada classe (0 ou 1).

Tabela 1. Tabela de classificação ou matriz de confusão para duas classes (observações e estimativas).

		Observação		
		Classe = 1	Classe = 0	Total
Estimativa	Classe = 1	vp	fp	$vp + fp$
	Classe = 0	fn	vn	$b + d$
Total		$vp + fn$	$fp + vn$	N

vp = verdadeiros positivos; fn = falsos negativos; fp = falsos positivos; vn = verdadeiros negativos

O ponto de corte mais utilizado é o $PC = 0,5$, o que significa que para um valor \hat{Y} maior ou igual a 0,5 o indivíduo será classificado na classe 1, caso contrário será classificado na classe 0 (HOSMER et al., 2013). Contudo, em determinados casos, o $PC = 0,5$ pode não ser o mais adequado, sendo necessário definir pontos de corte específicos para cada situação. Para isso, é possível escolher um PC que maximiza simultaneamente a sensibilidade e a especificidade. Ambas as medidas podem ser representadas por meio de um gráfico (Figura 1) que permite estudar sua variação para todos os possíveis PCs entre 0 e 1 (HOSMER et al., 2013). Assume-se que o melhor PC é aquele que maximiza ambas as curvas, indicado no gráfico pelo cruzamento delas. Este método fornece um PC ideal para cada situação ou conjunto de dados no qual o modelo GLM é testado (ROBERTSON et al., 2004). Desta forma, cada modelo GLM pode gerar um PC diferente.

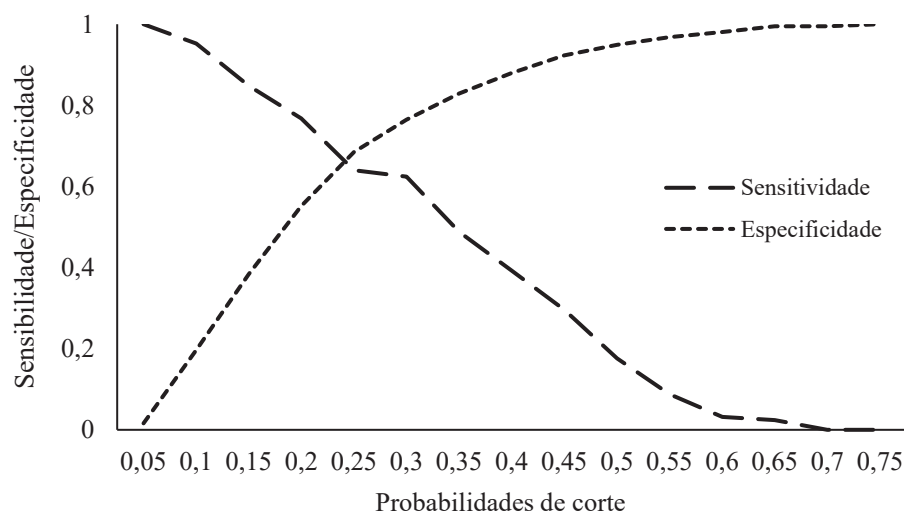


Figura 1. Gráfico de sensibilidade (ou sensibilidade) e especificidade versus todos os pontos de corte possíveis para determinado conjunto de dados. Fonte: adaptado de Hosmer et al. (2013).

A partir da tabela de classificação, a capacidade preditiva do modelo de regressão logística é avaliada por meio das seguintes medidas de desempenho: (i) sensibilidade - probabilidade de classificar o evento como presente quando este realmente ocorreu (Expressão 4); (ii) especificidade - probabilidade de classificar o evento como ausente quando este realmente não ocorreu (Expressão 5) e; (iii) acurácia - percentual total de acertos (Expressão 6) (Hosmer et al. 2013).

$$S = \frac{vp}{vp + fn} \quad (4)$$

$$E = \frac{vn}{fp + vn} \quad (5)$$

$$A = \frac{vp + vn}{N} 100 \quad (6)$$

em que: S = sensibilidade; E = especificidade; A = acurácia; a = número de verdadeiros positivos; b = número de falsos negativos; c = número de falsos positivos; d = número de verdadeiros negativos.

4 REFERÊNCIAS

- ADKINS, M. L. A burning issue: using fire to accelerate tree hollow formation in Eucalyptus species. **Australian Forestry**, v. 69, n. 2, p. 107-113, 2006.
- AGRESTI, A. **Categorical Data Analysis**. 3 ed. New York: John Wiley & Sons. 2002. 752p.
- ALMEIDA, V. B.; SILVA, J. N. M.; STEINBRENNER, M. K. A. Impacto da ocorrência de árvores ocas no rendimento da colheita de madeira na Floresta Nacional de Saracá-Taquera, Pará. **Pesquisa Florestal Brasileira** v. 42, p. 1-12, 2022. <https://doi.org/10.4336/2022.pfb.42e201902058>
- ALTAMIRANO, T. A.; IBARRA, J. T.; MARTIN, K.; BONACIC, C. The conservation value of tree decay processes as a key driver structuring tree cavity nest webs in South American temperate rainforests. **Biodivers Conserv**, v. 26, p. 2453-2472, 2017. <https://doi.org/10.1007/s10531-017-1369-x>
- AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. **IEEE Transactions on Automatic Control**, v. 19, n. 6, p. 717-723, 1974.
- AMARAL, P.; VERÍSSIMO, A.; BARRETO, P.; VIDAL, E. **Floresta para Sempre: um Manual para Produção de Madeira na Amazônia**. Belém: Imazon, 1998. 130p.
- AMBROSE, G. J. **An ecological and behavioural study of vertebrates using hollows in eucalypt branches**. 1982. 447 f. Tese (Doutorado em Zoologia), LaTrobe University, Melbourne, 1982.
- APOLINÁRIO, F. E.; MARTIUS, C. Ecological role of termites (Insecta, Isoptera) in tree trunks in central Amazonian rain forests. **Forest Ecology and Management**, v. 194, p. 23-28, 2004.
- BALVANERA, P.; QUIJAS, S.; PÉREZ-JIMÉNEZ, A. Distribution patterns of tropical dry forest trees along a mesoscale water availability gradient. **Biotropica**, p. 43, p. 414-422, 2011.
- BATISTA, H. L. P. **Estudo de tempo e rendimento da motosserra considerando fatores ergonômicos numa exploração florestal na Amazônia Central**. 2008. 101 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais), Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia, Manaus, 2008.
- BENNETT, A. F.; LUMSDEN, L. F.; NICHOLLS, A. O. Tree hollows as a resource for wildlife in remnant woodlands: spatial and temporal patterns across the northern plains of Victoria, Australia. **Pacific Conservation Biology**, v. 1, p. 222-235, 1994.
- BERTI FILHO, E.; FONTES, L. R. **Alguns aspectos atuais da biologia e controle de cupins**. Piracicaba: FEALQ, 1995. 184p.
- BIASI, C. P.; ROCHA, M. P. Rendimento em madeira serrada e quantificação de resíduos para três espécies tropicais. **Floresta**, v. 37, n. 1, p. 95-108, 2007.
- BLAKELY, T. J.; JELLYMAN, P. G.; HOLDAWAY, R. J.; YOUNG, L.; BURROWS, B.; DUNCAN, P.; THIRKETTLE, D.; SIMPSON, J.; EWERS, R. M.; DIDHAM, R. K. The abundance,

distribution and structural characteristics of tree-holes in Nothofagus forest, New Zealand. **Austral Ecology**, v. 33, p. 963-974, 2008.

BOYCE, I. J. **Forest Pathology**. 3 ed. Ney Work: McGraw-Hill, 1961. 572p.

BOYLE, W. A.; GANONG, C. N.; CLARK, D. B.; HAST, M. A. Density, Distribution, and Attributes of Tree Cavities in an Old-Growth Tropical Rain Forest. **BIOTROPICA**, v. 40, n. 2, p. 241-245, 2008.

BRAZOLIN, S. **Biodeterioração, anatomia do lenho e análise de risco de queda de árvores de tipuana, *Tipuana tipu* (Benth.) O. Kuntze, nos passeios públicos da cidade de São Paulo, SP.** 2009. 207 f. Tese (Doutorado em Recursos Florestais) – ESALQ, USP, São Paulo. 2009.

BROWN, I. F.; MARTINELLI, L. A.; THOMASD, W. W.; MOREIRA, M. Z.; FERREIRA, C. A. C.; VICTORIA, R. A. Uncertainty in the biomass of Amazonia Forest: an example from Rondônia, Brazil. **Forest Ecology and Management**, v. 75, p. 175-189, 1995. [https://doi.org/10.1016/0378-1127\(94\)03512-U](https://doi.org/10.1016/0378-1127(94)03512-U)

CARRASCO, L.; BUCCI, S. J.; DI FRANCESCANTONIO, D.; LEZCANO, O. A.; CAMPANELLO, P. I.; SCHOLZ, F. G.; RODRÍGUEZ, S.; MADANES, N.; CRISTIANO, P. M.; HAO, G. Y.; HOLBROOK, N. M.; GOLDSTEIN, G. Water storage dynamics in the main stem of subtropical tree species differing in wood density, growth rate and life history traits. **Tree Physiol**, v. 35, p. 354-365, 2015.

CHOAT, B.; COBB, A. R.; JANSEN, S. Structure and function of bordered pits: new discoveries and impacts on whole-plant hydraulic function. **New Phytologist**, v. 177, p. 608-626, 2008.

COCKLE, K. L.; MARTIN, K.; DREVER, M. C. Supply of tree-holes limits nest density of cavity-nesting birds in primary and logged subtropical Atlantic Forest. **Biological Conservation**, v. 143, n. 11, p. 2851-2857, 2010. <https://doi.org/10.1016/j.biocon.2010.08.002>

DANIELLI, F. E.; GIMENEZ, B. O.; OLIVEIRA, C. K. A.; SANTOS, L.; HIGUCHI, N. Modelagem do rendimento no desdobro de toras de *Manilkara* spp. (Sapotaceae) em serraria do estado de Roraima, Brasil. **Scientia Forestalis**, v. 44, n. 111, p. 641-651, 2016.

DIAS FILHO, J. M.; CORRAR, L. J.; Regressão Logística. pp. 281-323. In: CORRAR, L. J. et al. (coord.). **Análise Multivariada: para os cursos de administração, ciências contábeis e economia**. São Paulo: Atlas. 2007. 540p.

DIX, N. J.; WEBSTER, J. **Fungal Ecology**. Chapman & Hall, London. 1995. 549p.

DONG, T.; DUAN, B.; ZHANG, S.; KORPELAINEN, H.; NIINEMETS, U.; LI, C. Growth, biomass allocation and photosynthetic responses are related to intensity of root severance and soil moisture conditions in the plantation tree *Cunninghamia lanceolata*. **Tree Physiol**, v. 36, p. 807-817, 2016.

- ELEUTERIO, A. A.; JESUS, M. A.; PUTZ, F. E. Stem Decay in Live Trees: Heartwood Hollows and Termites in Five Timber Species in Eastern Amazonia. **Forests**, v. 11, n. 10, p. 1-12, 2020. <https://doi.org/10.3390/f11101087>
- FAN, Z.; LARSEN, D. R.; SHIFLEY, S. R.; THOMPSON, F. R. Estimating cavity tree abundance by stand age and basal area, Missouri, USA. **Forest Ecology and Management**, v. 179, p. 231-242, 2003a.
- FAN, Z.; SHIFLEY, S. R.; SPETICH, M. A.; THOMPSON, F. R. III; LARSEN, D. R. Distribution of cavity trees in midwestern old-growth and second-growth forests. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 33, p. 1481-1494, 2003b.
- FAN, Z. F.; LEE, S. S.; SHIFLEY, S. R.; THOMPSON, F. R.; LARSEN, D. R. Simulating the effect of landscape size and age structure on cavity tree density using a resampling technique. **Forest Science**, v. 50, p. 603-609, 2004.
- FAN, Z. F.; SHIFLEY, S. R.; SPETICH, M. A.; THOMPSON, F. R.; LARSEN, D. R. Abundance and size distribution of cavity trees in second-growth and old-growth central hardwood forests. **Northern Journal of Applied Forestry**, v. 22, p. 162-169, 2005.
- FAWCETT, T. 2006. An introduction to ROC analysis. **Pattern Recognition Letters**, v. 27, p. 861-74. <https://doi.org/10.1016/j.irbm.2014.09.001>
- FIELD, A. **Descobrimos a estatística usando SPSS**. 2 ed. Tradução Lorí Viali. Porto Alegre: Artmed. 2009. 688p.
- FOX, J. C.; HAMILTON, F.; ADES, P. K. Models of tree-level hollow incidence in Victorian state forests. **Forest Ecology and Management**, v. 255, p. 2846-2857, 2008.
- FOX, J. C.; HAMILTON, F.; OCCHIPINTI, S. Tree hollow incidence in Victorian state forests. **Australian Forestry**, v. 72, p. 39-48, 2009.
- GIBBONS, P.; LINDENMAYER, D. B. Developing tree retention strategies for hollow-dependent arboreal marsupials in the wood production eucalypt forests of eastern Australia. **Australian Forestry**, v. 60, p. 29-45, 1997.
- GIBBONS, P.; LINDENMAYER, D. B.; BARRY, S. C.; TANTON, M. T. Hollow formation in eucalypts from temperate forests in southeastern Australia. **Pacific Conservation Biology**, v. 6, p. 218-228, 2000.
- GIBBONS, P.; LINDENMAYER, D. B. **'Tree Hollows and Wildlife Conservation in Australia.'** (CSIRO Publishing: Melbourne.) 2002. 203p.
- GOUGH, L. A.; BIERKEMOE, T.; SVERDRUP-THYGESON, A. Reactive Forest management can also be proactive for wood-living beetles in hollow oak trees. **Biological Conservation**, v. 180, p. 75-83, 2014. <https://doi.org/10.1016/j.biocon.2014.09.034>

- HAIR, J.F., BLACK, W. C., BABIN, B.J., TATHAM, R.L. 2009. **Análise Multivariada de Dados**. 6a ed. São Paulo: Bookman.
- HARPER, M. J.; MCCARTHY, M. A.; VAN DER REE, R. The abundance of hollow-bearing trees in urban dry sclerophyll forest and the effect of wind on hollow development. **Biological Conservation**, v. 122, p. 181-192, 2005.
- HOLLOWAY, G. L.; CASPERSEN, J. P.; VANDERWEL, M. C.; NAYLOR, B. J. Cavity tree occurrence in hardwood forests of central Ontario. **Forest Ecology and Management**, v. 239, p. 191-199, 2007.
- HOLMES, T. P.; BLATE, G. M.; ZWEEDE, J. C.; PEREIRA, R. J. R.; BARRETO, P.; BOLTZ, F.; BAUCH, R. Financial and ecological indicators of reduced impact logging performance in the eastern Amazon. **Forest Ecology and Management**, v. 163, p. 93-110, 2002. [https://doi.org/10.1016/S0378-1127\(01\)00530-8](https://doi.org/10.1016/S0378-1127(01)00530-8)
- HOSMER, D. W.; LEMESHOW. S.; STURDIVANT, R. X. **Applied logistic regression**, 3 ed. New York: John Wiley & Sons, 2013. 503p.
- INIONS, G. B., TANTON, M. T., AND DAVEY, S. M. The effect of fire on the availability of hollows in trees used by the common brushtail possum, *Trichosurus vulpecula* Kerr, 1792, and ringtail possum, *Pseudocheirus peregrinus* Boddaerts, 1785. **Australian Wildlife Research**, v. 16, p. 449-458, 1989.
- KIKUCHI, K.; AKASAKA, T.; YAMAURA, Y.; NAKAMURA, F. Abundance and use of cavity trees at the tree- and stand-levels in natural and plantation forests in Hokkaido, Japan. **Journal of Forest Research**, v. 18, p. 389-397, 2013.
- KOCH, A. J. Errors associated with two methods of assessing tree hollow occurrence and abundance in *Eucalyptus obliqua* forest, Tasmania. **Forest Ecology and Management**, v. 255, p. 674-685, 2008.
- KOCH, A.; MUNKS, S.; DRISCOLL, D. The use of hollow-bearing trees by vertebrate fauna in wet and dry *Eucalyptus obliqua* forest, Tasmania. **Wildlife Res**, v. 35, n. 8, p. 727-746, 2008. <https://doi.org/10.1071/WR08007>
- KULLBACK, S.; LEIBLER, R. On information and sufficiency. **Annals of Mathematical Statistics**, v. 22, n. 1, pp. 79-86, 1951. <https://doi.org/10.1214/aoms/1177729694>
- LABTROP - Laboratório de Ecologia de Florestas Tropicais. **Modelos Lineares Generalizados: binomial**. Disponível em: <http://labtrop.ib.usp.br/doku.php?id=cursos:planeco:roteiro:10-glmbinomial> Acesso em: 12 de julho de 2023.
- LEE, K. E., WOOD, T. G. **Termites and Soils**. London: Academic Press. 1971. 251p.
- LELIS, A. T.; BRAZOLIN, S.; FERNANDES, J. L. G.; LOPEZ, G. A. C.; MONTEIRO, M. B. B.; ZENID, G. J. **Manual de biodeterioração de madeiras em edificações**. São Paulo: IPT. 2001. 54p.

- LINDENMAYER, D. B.; CUNNINGHAM, R. B.; TANTON, M. T.; SMITH, A. P. The conservation of arboreal marsupials in the montane ash forests of the Central Highlands of Victoria, south-east Australia. II. The loss of trees with hollows and its implications for the conservation of Leadbeater's possum *Gymnobelideus leadbeateri* McCoy (Marsupialia: Petauridae). **Biological Conservation**, v. 54, p. 133-145, 1990.
- LINDENMAYER, D. B.; CUNNINGHAM, R. B.; NIX, H. A.; TANTON, M. T.; SMITH, A. P. Predicting the abundance of hollow-bearing trees in montane forests of southeastern Australia. **Australian Journal of Ecology**, v. 16, p. 91-98, 1991a.
- LINDENMAYER, D. B.; CUNNINGHAM, R. B.; TANTON, M. T.; SMITH, A. P.; NIX, H. A. Characteristics of hollow-bearing trees occupied by arboreal marsupials in the montane ash forests of the Central Highlands of Victoria, south-east Australia. **Forest Ecology and Management**, v. 40, p. 289-308, 1991b.
- LINDENMAYER, D. B.; CUNNINGHAM, R. B.; DONNELLY, C. F.; TANTON, M. T.; NIX, H. A. The abundance and development of cavities in *Eucalyptus* trees: a case study in the montane forests of Victoria, southeastern Australia. **Forest Ecology and Management**, v. 60, p. 77-104, 1993.
- LINDENMAYER, D. B.; WELSH, A.; DONNELLY, C. F.; CUNNINGHAM, R. B. Use of nest trees by the mountain brushtail possum (*Trichosurus caninus*) (Phalangeridae: Marsupialia). II. Characteristics of occupied trees. **Wildlife Research**, v. 23, n. 5, p. 531-545, 1996.
- LINDENMAYER, D. B.; CUNNINGHAM, R. B.; POPE, M. L.; GIBBONS, P.; DONNELLY, C. F. Cavity sizes and types in Australian eucalypts from wet and dry forest types: a simple rule of thumb for estimating size and number of cavities. **Forest Ecology and Management**, v. 137, p. 139-150, 2000.
- LINDENMAYER, D. B.; BLANCHARD, W.; MCBURNEY, L.; BLAIR, D.; BANKS, S.; LIKENS, G. E.; FRANKLIN, J. F.; LAURANCE, W. F.; STEIN, J. A. R.; GIBBONS, P. Interacting Factors Driving a Major Loss of Large Trees with Cavities in a Forest Ecosystem. **Plos One**, v. 7, n. 10, e41864, 2012.
- LINDSEY, J. K. **Applying Generalized Linear Models**. Springer, New York, USA. 1997. p. 256.
- LIRA, J. N. **Qualidade do lenho de duas espécies amazônicas com base na densidade básica, anatomia e por método não destrutivo de ondas de tensão em área de manejo florestal**. 2016. 86f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais e Ambientais), Universidade Federal do Amazonas, Manaus, Amazonas, 2016.
- LIU, J.; ZHENG, Z.; XU, X.; DONG, T.; CHEN, S. Abundance and distribution of cavity trees and the effect of topography on cavity presence in a tropical rainforest, southwestern China. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 48, p. 1058-1066, 2018.

- MACKOWSKI, C. M. The ontogeny of hollows in blackbutt, *Eucalyptus pilularis*, and its relevance to the management of forest for possums, gliders and timber. In: SMITH, A.; HUME, I. D. (eds) **Possums and Gliders**. Surrey Beatty and Sons, Sydney. 1984. pp. 517-525.
- MACKOWSKI, C. M. **Wildlife hollows and timber management in blackbutt forest**. 1987. 220 f. Tese (Doutorado em Recursos Naturais). University of New England, Armidale. 1987.
- MACPHERSON, A. J.; CARTER, D. R.; SCHULZE, M. D.; VIDAL, E. The sustainability of timber production from eastern Amazonian forests. **Land Use Policy**, v. 29, n. 2, p. 339-350, 2012. <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2011.07.004>
- MARCHESAN, R. **Rendimento e qualidade de madeira serrada de três espécies tropicais**. 2012. 84 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba. 2012.
- MARCHESAN, R.; ROCHA, M. P.; SILVA, J. B.; KLITZKE, R. J. Eficiência técnica no desdobro principal de toras de três espécies tropicais. **Floresta**, v. 44, n. 4, p. 629-636, 2014.
- MCLEAN, C. M.; BRADSTOCK, R.; PRICE, O.; KAVANAGH, R. P. Tree hollows and forest stand structure in Australian warm temperate *Eucalyptus* forests are adversely affected by logging more than wildfire. **Forest Ecology and Management**, v. 341, n. 1, p. 37-44, 2015.
- MEDEIROS, R. G. S.; NASCIMENTO, C. C.; BARROS, S. V. S.; KROESSIN, A.; PAULA, E. V. C. M.; HIGUCHI, N. Tomografia de impulso na avaliação da sanidade e rendimento de *Micrandopsis scleroxylon* W. Rodr. **Nativa**, v. 5, p. 649-655, 2017. <https://doi.org/10.31413/nativa.v5i7.4514>
- MEDEIROS, S. H. S.; NASCIMENTO, C. C.; OLIVEIRA, B. R.; SOUZA, M. A. S.; BARROS, F. B. Diagnosis of hollow trees in an area of effective sustainable forest management in the Amazon Forest. **International Journal for Innovation Education and Research**, v. 9, n. 1, p. 527-539, 2021. <https://doi.org/10.31686/ijier.vol9.iss1.2926>
- MONDA, Y.; KIYONO, Y.; CHADDY, A.; DAMIAN, C.; MELLING, L. Association of growth and hollow stem development in *Shorea albida* trees in a tropical peat swamp forest in Sarawak, Malaysia. **Trees**, v. 32, p. 1357-1364, 2018.
- MORI, S.; ITOH, A.; NANAMI, S.; TAN, S.; CHONG, L.; YAMAKURA, T. Effect of wood density and water permeability on wood decomposition rates of 32 Bornean rainforest trees. **Journal of Plant Ecology**, v. 7, p. 356-363, 2014.
- NELDER, J. A.; WEDDERBURN, R. W. M. Generalized Linear Models. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 135, n. 3, p. 370-384, 1972. <https://doi.org/10.2307/2344614>
- NEUMANN, F. G. MARKS, G. V. A synopsis of important pests and diseases in Australian forests and nurseries. **Australian Forestry**, v. 39, p. 83-102, 1976.
- NEWTON, I. **Population Limitation in Birds**. London: Academic Press, 1998. 597p.

- NOGUEIRA, E. M.; NESLSON, B. W.; FEARNSTIDE, P. M. Volume and biomass of trees in central Amazonia: influence of irregularly shaped and hollow trunks. **Forest Ecology and Management**, v. 227, p. 14-21, 2006.
- NOGUEIRA, M.; VIEIRA, V.; SOUZA, A.; LENTINI, M. **Manejo de Florestas Naturais da Amazônia: corte, traçamento e segurança**. Manual Técnico 2. Instituto de Floresta Tropical, Belém, p. 144. 2011. Disponível em: https://ift.org.br/wp-content/uploads/2015/05/Manejo-de-Florestas-Naturais_02.pdf. Acesso em 15 novembro de 2023.
- ONODERA, K; TOKUDA, S; ABE, T; NAGASAKA, A. Occurrence probabilities of tree cavities classified by entrance width and internal dimensions in hardwood forests in Hokkaido, Japan. **Journal of Forest Research**, v. 18, n. 1, p. 101-110, 2013.
- PERRY, D. H.; LENZ, M.; WATSON, J. A. L. Relationship between fire fungal rots and termite damage in Australian forest trees. **Australian Forestry**, v. 48, n. 1, p. 46-53, 1985.
- RANIUS, T.; JANSSON, N. The influence of forest regrowth, original canopy cover and tree size on saproxylic beetles associated with old oaks. **Biological Conservation**, v. 95, p. 85-94, 2000.
- RANIUS, T.; NIKLASSON, M.; BERG, N. A Comparison of Methods for Estimating the Age of Hollow Oaks. **Ecoscience**, v. 16, n. 2, p. 167-174, 2009.
- RAYNER, A. D. M.; BODDY, L. (Ed.) **Fungal decomposition of wood: its biology and ecology**. Chichester: John Wiley, 1988. 587p.
- RAYNER, L.; ELLIS, M.; TAYLOR, J. E. Hollow occurrence and abundance varies with tree characteristics and among species in temperate woodland Eucalyptus. **Austral Ecology**, v. 39, p. 145-157, 2013.
- ROBERTSON, M. P., VILLET, M. H. PALMER, A. R. A fuzzy classification technique for predicting species' distributions: applications using invasive alien plants and indigenous insects. **Diversity and Distributions**, v. 10, p. 461-474, 2004.
- SALMONA, J.; DIXON, K. M.; BANKS, S. C. The effects of fire history on hollow-bearing tree abundance in montane and subalpine eucalypt forests in southeastern Australia. **Forest Ecology and Management**, v. 428, p. 93-103, 2018.
- SANTOS, M. F. **Modelagem de ocorrência de ocos e de equações de volume genéricas e específicas para espécies manejadas na Amazônia**. 2020. 152 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais), Universidade Estadual do Centro-Oeste, Irati, 2020.
- SANTOS, M. F.; FIGUEIREDO FILHO, A.; GAMA, J. R. V.; RETSLAFF, F. A. S.; COSTA, D. L. Evaluation of the Occurrence of Hollows in Trees in Managed Forest in the Eastern Brazilian Amazon. **Forest Science**, v. 69, n. 4, p. 397-414, 2023. <https://doi.org/10.1093/forsci/fxad007>
- SCHABENBERGER, O.; PIERCE, F. J. **Contemporary Statistical Models for the Plant and Soil Sciences**. CRC Press, Boca Raton, FL, USA. 2002. 738 p.

- SECCO, C. B. **Detecção de ocos em toras utilizando métodos de propagação de ondas ultrassônicas**. 2011. 115 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Agrícola) - Universidade Estadual de Campinas, Campinas. 2011.
- TROCKENBRODT, M.; IMIYABIR, Z.; JOSUE, J. Hollow logs and logging residues from Deramakot Forest Reserve, Sabah, Malaysia. **Forest Ecology and Management**, v. 165, p. 141-150, 2002.
- ULIANA, L. R. **Aplicação da tomografia de impulso na avaliação da qualidade do lenho de árvores de maçaranduba, *Manilkara huberi* (Ducke) Chavalier**. 2010. 156 f. Tese (Doutorado em Ciências: Tecnologias de Produtos Florestais) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Piracicaba. 2010.
- WARTON, D. I.; HUI, F. K. C. The arcsine is asinine: the analysis of proportions in ecology. **Ecology**, v. 92, n. 1, p. 3-10, 2011. <https://www.jstor.org/stable/29779568>
- WILKES, J. Stem decay in deciduous hardwoods: an overview. **Australian Forestry**, v. 45, p. 42-50, 1982.
- WOOLLEY, L.; MURPHY, B. P.; RADFORD, I. J.; WESTAWAY, J.; WOINARSKI, J. C. Z. Cyclones, fire, and termites: The drivers of tree hollow abundance in northern Australia’s mesic tropical savana. **Forest Ecology and Management**, v. 419-420, p. 146-159, 2018.
- ZHENG, Z.; ZHANG, S.; YANG, G.; TANG, Y.; BASKIN, J.; BASKIN, C.; YANG, L. Abundance and distribution of cavity trees in an old-growth subtropical montane evergreen broad-leaved forest. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 39, n. 11, p. 2234-2245, 2009. <https://doi.org/10.1139/X09-149>
- ZHENG, Z.; ZHANG, S.; BASKIN, C.; BASKIN, J.; SCHAEFER, D.; YANG, X.; YANG, L. Hollows in living trees develop slowly but considerably influence the estimate of forest biomass. **Functional Ecology**, v. 30, p. 830-838, 2016.

5 CAPÍTULO I – Modelos preditivos da ocorrência de ocos em árvores comerciais na Amazônia brasileira: uma comparação com o teste de oco ¹

RESUMO

Predizer a ocorrência de ocos em árvores em pé é uma operação onerosa, mas é essencial para a tomada de decisão sobre a colheita nas áreas sob manejo na Amazônia. O teste de oco utilizado atualmente possui fortes limitações para prever corretamente a presença de oco em uma árvore de interesse comercial. O objetivo desta pesquisa foi selecionar e validar modelos lineares generalizados logísticos para estimar a ocorrência de ocos em árvores de quinze espécies comerciais e comparar a eficiência dos modelos com teste de oco, na Floresta Nacional do Tapajós (FNT), estado do Pará, Brasil. Para ajuste dos modelos por espécie, utilizou-se uma base de dados composta por 27.380 árvores, manejadas em doze Unidades de Produção Anual (UPAs) na FNT nos anos de 2008 a 2017, além de duas UPAs manejadas em 2020 e 2021. Diâmetro à altura do peito (DAP), altura comercial estimada visualmente (h_c) e a qualidade de fuste (QF) foram variáveis obtidas em inventários florestais a 100%. Densidade da madeira (DM) foi obtida em bases disponíveis na internet. A identificação e mensuração dos ocos ocorreu na operação de cubagem das toras, em que se mensurou os diâmetros dos ocos nas extremidades das toras e mediu-se o comprimento. A identificação dos modelos apropriados teve como base o método *Stepwise*. A avaliação dos ajustes foi realizada por meio dos testes de Wald e de Hosmer e Lemeshow, Qui-Quadrado de Pearson, Critério de Informação de Akaike, distribuição dos resíduos em gráficos *half-normal* para GLM, e análise *deviance* para GLMs. Para validação das equações selecionadas, calculou-se a acurácia e obteve-se curvas ROC (*Receiver Operating Characteristic Curve*), além das respectivas Áreas sobre a Curva ROC (AUC - *Area Under the ROC Curve*), considerando-se uma amostra independente de 9.915 árvores. A partir de uma amostra de 9.368 árvores, comparou-se a eficiência das equações logísticas com o teste de oco. O DAP, a h_c e a QF foram preditores importantes da ocorrência de ocos nas árvores, enquanto a DM não gerou ganhos significativos nos modelos. As espécies são determinantes na probabilidade de uma árvore possuir oco, o que foi evidenciado pelos resultados dos ajustes realizados para os dados estratificados por espécie. A partir de um DAP de aproximadamente 100 cm, a probabilidade de ocorrência de oco nas árvores alcança cerca de 80% para *Manilkara bidentata* (A. DC.) A. Chev., sendo que para *Mezilaurus itauba* (Meisn.) Taub. ex Mez e *Astronium lecointei* Ducke, por exemplo, ocorre em diâmetros de cerca de 120 cm. As equações logísticas são mais eficientes na predição da presença de oco quando uma árvore realmente contém oco, em comparação com o teste de oco. Portanto, a partir de variáveis obtidas no inventário florestal, é possível prever com precisão a ocorrência de ocos em árvores comerciais, o que pode ser uma alternativa ao atual teste de oco utilizado em áreas manejadas na Amazônia brasileira.

Palavras-chave: árvores ocas; árvores comerciais; modelos lineares generalizados; regressão logística; florestas tropicais; manejo florestal.

¹ Artigo formatado e submetido à Revista Cerne (<https://cerne.ufla.br/site/index.php/CERNE/>)

ABSTRACT

The prediction of hollows in standing trees is an expensive operation, but it is essential for decision-making about harvesting in managed forests in the Amazon. The hollow test that is currently used has strong limitations for correct prediction of the presence of hollows in a tree of commercial interest. The objective of this research was to select and validate generalized linear logistic models to estimate the occurrence of hollows in trees of fifteen commercial species and to compare the efficiency of the models to the results from the traditional manual method of hollow testing in the Tapajós National Forest (TNF), state of Pará, Brazil. To adjust the models by species, we used a database composed of 27,380 trees, managed in twelve Annual Production Units (APUs) in the TNF from 2008 to 2017, in addition to two APUs managed in 2020 and 2021. Diameter at breast height (DBH), visually estimated commercial height (h_c) and stem quality (SQ) were variables obtained in 100% forest inventories. Wood density (WD) was obtained from databases available on the internet. The identification and measurement of the hollows occurred in the cubing operation of the logs, in which the diameters of the hollows at the ends of the logs were measured and the length was measured. The identification of the appropriate models was based on the *Stepwise* method. The evaluation of the fits was performed using the Wald and Hosmer and Lemeshow tests, Pearson's chi-square, Akaike's Information Criterion, distribution of residuals in *half-normal* plots for GLM, and *deviance* analysis for GLMs. To validate the selected equations, the accuracy was calculated, and ROC (*Receiver Operating Characteristic Curve*) curves were obtained, in addition to the respective Areas on the ROC Curve (AUC - *Area Under the ROC Curve*), considering an independent sample of 9,915 trees. From a sample of 9,368 trees, the efficiency of the logistic equations was compared with the hollow test. DBH, h_c and SQ were important predictors of the occurrence of tree hollows, while WD did not generate significant gains in the models. Species are determinants of the probability of a tree being hollow. From a DBH of approximately 100 cm, the probability of occurrence of hollow in the trees reaches about 80% for *Manilkara bidentata* (A. DC.) A. Chev., and for and *Mezilaurus itauba* (Meisn.) Taub. ex Mez and *Astronium lecointei* Ducke, for example, occurs in diameters of about 120 cm. Logistic equations are more efficient in predicting the presence of a hollow when a tree actually contains one, compared to the hollow test. Therefore, it is possible to accurately predict the occurrence of hollows in commercial trees, which may be an alternative to the current hollow test used in managed areas in the Brazilian Amazon.

Keywords: hollow trees; commercial trees; generalized linear models; logistic regression; tropical forests; forest management.

5.1 Introdução

A presença de ocos em árvores é uma característica predominante das florestas tropicais nativas, os quais se desenvolvem principalmente devido à ação de fungos e insetos (GIBBONS; LINDENMAYER, 2002), com auxílio de fatores abióticos e estocásticos, como fogo, vento, topografia, precipitação e danos no fuste (LINDENMAYER et al., 1993; HARPER et al., 2005; LIU et al., 2018; SALMONA et al., 2018).

Em áreas de manejo florestal madeireiro, a presença de oco nas árvores exploradas representa alguns desafios importantes, como a redução do volume de madeira explorado e conseqüentemente impacto financeiro negativo (ALMEIDA et al., 2022); o aumento do número de árvores derrubadas para alcançar o volume de madeira previsto (DANIELLI et al., 2016); a redução do rendimento em madeira processada e o aumento do desperdício com a geração de resíduos (APOLINÁRIO; MARTIUS, 2004; BIASI; ROCHA, 2007); a superestimativa do volume comercial, o que pode interferir no planejamento (BROWN et al., 1995; NOGUEIRA et al., 2006); a redução de habitats da fauna dependente de ocos em árvores (COCKLE et al., 2010; GOUGH et al., 2014); entre outros. Devido a isso, alguns desses autores sugerem que árvores ocas não deveriam ser derrubadas, o que é corroborado pela própria Norma de Execução nº 1, de 24 de abril de 2007 desde que a presença de oco inviabilize a utilização comercial (BRASIL, 2007). Portanto, os empreendimentos florestais buscam reduzir o número de árvores ocas derrubadas, o que demanda a identificação da presença de ocos.

Por outro lado, existe uma linha argumentativa que defende que as árvores ocas devem ser derrubadas para evitar o acúmulo, no longo prazo, de indivíduos sem valor econômico no estoque restante, ocupando espaço que poderia ser aproveitado para o crescimento de árvores situadas nas classes de diâmetros menores (ALMEIDA et al., 2022; LOUCHARD, 2022). Assim, outras árvores saudáveis e habilitadas para responder a novas ofertas de água, luz e nutrientes teriam mais chances de desenvolvimento (HIGUCHI, 2010). Essa vertente de pesquisa acrescenta ainda que árvores reservas (substitutas) também deveriam ser exploradas para complementar o volume autorizado. Independentemente dessa divergência de linhas de estudos e argumentos em relação à colheita de árvores com oco, o presente estudo visa, primordialmente, auxiliar no aprimoramento da metodologia de previsão da presença de ocos em árvores em pé, partindo-se do princípio de que atualmente isto é essencial para a seleção de árvores comerciais nas florestas manejadas na Amazônia brasileira.

Apesar dessa importância, os empreendimentos florestais nessa região dependem essencialmente do teste de oco e do conhecimento empírico dos manejadores para prever a presença de ocos nas árvores. O teste de oco é realizado ao introduzir o sabre de uma motosserra no tronco da

árvore na posição vertical, de forma que o operador possa avaliar os indicadores como serragem escura, existência de lama ou água, nível de resistência da árvore ao corte, entre outros (NOGUEIRA et al., 2011). Alguns empreendimentos florestais estipulam um diâmetro de oco aceitável, os quais podem variar de 15 a 25% do diâmetro da árvore para espécies de serraria e aproximadamente 8% para espécies de laminação, podendo haver uma proporção maior no caso de espécies com alto valor comercial (NOGUEIRA et al., 2011).

Embora o teste de oco seja uma ferramenta importante atualmente na região Amazônica e possibilite ao manejador tomar decisões sobre o corte ou não de árvores ocas, a utilização do teste pode também resultar em erros na detecção de ocos e, com isso, prejudicar a tomada de decisão do manejador, resultando na derruba de um número relevante de árvores ocas (MEDEIROS et al., 2017; ELEUTÉRIO et al., 2020; MEDEIROS et al., 2021; SANTOS et al., 2023). A própria atividade de teste de oco contribui na composição dos custos empreendidos no manejo florestal, especialmente em função do tempo e recursos empregados para realizar o teste em uma árvore que eventualmente vem a ser substituída por possuir oco no fuste (BATISTA, 2008). Além do mais, o teste de oco é um procedimento invasivo e capaz de ocasionar danos irreversíveis à árvore (SECCO, 2011), de modo que as árvores testadas e não derrubadas ficam sujeitas ao ataque de agentes deterioradores a partir do ferimento causado, maximizando a possibilidade de biodeterioração da madeira.

Nesse contexto, a aplicação de métodos probabilísticos a partir de variáveis mensuradas durante o inventário florestal 100% pode representar uma metodologia alternativa ou complementar para a predição da ocorrência de ocos em árvores comerciais e, conseqüentemente, auxiliar no processo de seleção de árvores a serem exploradas. A modelagem linear generalizada logística é uma das abordagens usualmente utilizada quando se deseja modelar uma variável binária (WARTON; HUI, 2011), como é o caso da presença ou ausência de oco em árvores. Os modelos logísticos foram testados com esse objetivo por diversos pesquisadores em diferentes tipologias florestais (HOLLOWAY et al., 2007; FOX et al., 2008; ZHENG et al., 2009; LIU et al., 2018; WOOLLEY et al., 2018).

Na Amazônia brasileira, os métodos de predição da ocorrência de ocos em árvores não foram investigados, tampouco a eficiência do teste de oco. As pesquisas existentes visaram avaliar, por exemplo, a influência da presença de ocos nas árvores sobre o volume e a biomassa (NOGUEIRA et al., 2006); a presença de espécies de cupins que colonizam o cerne de árvores vivas e a influência das dimensões das árvores e características da madeira sobre a probabilidade de decomposição do cerne (ELEUTERIO et al., 2020); e o efeito da ocorrência de árvores ocas sobre o rendimento volumétrico e financeiro da exploração (ALMEIDA et al., 2022).

Neste sentido, considerando-se a possibilidade de predição da ocorrência de ocos em árvores por meio de modelos logísticos como alternativa ao teste de oco, objetivou-se selecionar e validar

modelos lineares generalizados logísticos para estimar a ocorrência de ocos em árvores de quinze espécies comerciais e comparar a eficiência desses modelos com os testes de oco, na Floresta Nacional do Tapajós, estado do Pará, Amazônia Oriental brasileira.

5.2 Material e Métodos

5.2.1 Área de estudo e obtenção dos dados

O estudo foi desenvolvido na Floresta Nacional do Tapajós (FNT), Unidade de Conservação (UC) federal localizada no Oeste do estado do Pará, às margens da Rodovia Santarém-Cuiabá (BR-163), abrangendo áreas dos municípios de Belterra, Aveiro, Placas e Rurópolis, entre as coordenadas geográficas 2° 45' a 4° 10' S e 54° 45' a 55° 30' W. A UC ocupa uma área de aproximadamente 544.927 ha, onde se localizam as Áreas de Manejo Florestal que estão destinadas, sob concessão não onerosa, ao manejo florestal comunitário, sendo a Cooperativa Mista da Flona do Tapajós (Coomflona) a organização concessionária.

A vegetação na UC é classificada como Floresta Ombrófila Densa, caracterizando-se pela dominância de árvores de grande porte, palmeiras e epífitas, com dossel uniforme ou com árvores emergentes (GONÇALVES; SANTOS, 2008). O clima é caracterizado como quente e úmido (Am – Köppen) com pluviosidade média anual de 2.000 mm. Há uma estação seca (agosto a novembro) com temperatura média anual de 25 °C. O tipo de solo mais comum é o Latossolo Amarelo Distrófico, caracterizado por diferentes texturas, geralmente profundo, ácido e friável (OLIVEIRA JUNIOR et al., 2015).

Os dados utilizados neste estudo foram coletados em doze Unidades de Produção Anual de madeira (UPA's) localizadas nas Áreas de Manejo Florestal (AMF) denominadas Projetos Ambé e Anambé II na FNT. Dessas UPAs, dez (numeradas de 03 a 12) estavam localizadas na AMF Projeto Ambé e foram manejadas de 2008 a 2017. As outras duas UPA's (numeradas de 01 a 02) estavam localizadas na AMF Anambé II e foram manejadas nos anos de 2020 e 2021. A área das doze UPA's variou de 521 a 2.242 ha, totalizando aproximadamente 15.596 ha manejados.

Os dados foram obtidos por meio de censos das com diâmetro à altura do peito – DAP \geq 40 cm) e pela cubagem do volume de árvores selecionadas e derrubadas durante a operação de corte. Nos censos, além da medição dos DAP e estimativa visual das alturas comerciais (h_c), as espécies foram reconhecidas por seu nome regional, sendo a atribuição dos nomes científicos realizado posteriormente a partir de bases disponíveis digitais e publicações científicas (CYSNEIROS et al., 2018; REFLORA, 2023; SFB, 2023).

Nos inventários, também se identificou a qualidade do fuste (QF) das árvores passíveis de comercialização, classificando-as em: QF 1: fuste sem a presença aparente de defeitos, como tortuosidade e podridão; QF 2: fuste com a presença de defeitos, mas que não prejudicam de forma expressiva o aproveitamento da madeira; e QF 3: fuste com grandes defeitos, os quais inviabilizam o aproveitamento da árvore, tornando-as não comerciais. Por critérios pré-definidos pelo empreendimento florestal, apenas árvores com QF 1 e QF 2 foram exploradas.

O registro de presença ou não de oco foi realizada durante a operação de pátio nas toras, após o descarte de partes defeituosas das toras (rachaduras, sapopemas, tortuosidade etc.), quando existentes. Nos casos em que o oco ocorreu em toda a extensão da tora, foram obtidas duas medidas perpendiculares do diâmetro do oco tanto na extremidade maior (D1 e D2) quanto na extremidade menor (d1 e d2) da tora, o que resultou em um diâmetro médio em cada extremidade, ou seja, D e d. Quando o oco não ocorreu em toda a extensão da tora, foi obtido o diâmetro na extremidade de ocorrência.

A densidade da madeira (DM) também foi testada neste estudo como variável preditora da ocorrência de ocos em árvores. Obteve-se valores de densidade da madeira específicos por espécie comercial com base na média dos valores relatados no *Global Wood Density Database* (ZANNE et al., 2009) e no banco de dados de Madeiras Brasileiras, do Laboratórios de Produtos Florestais do Serviço Florestal Brasileiro (SFB, 2023).

Para este estudo, foram consideradas as 15 (quinze) espécies comerciais com maior número de árvores exploradas nas doze UPA's, as quais representaram 82% do total (45.742) de árvores colhidas na área. Os dados de 11 UPA's (manejas de 2008 a 2017 e em 2020) foram utilizados para ajuste dos modelos. A fim de avaliar a capacidade de predição dos modelos em uma amostra independente, mas proveniente da mesma área de manejo florestal, os dados da UPA 02, manejada em 2021, foram destinados exclusivamente à validação das equações logísticas obtidas. Devido a esta forma de separação dos dados de validação não houve um percentual fixo de árvores destinadas ao ajuste e à validação por espécie.

A lista das espécies comerciais avaliadas neste estudo se encontra na Tabela 1, com as respectivas médias e desvios das variáveis independentes DAP e h_c , bem como a densidade média da madeira e o percentual de árvores ocas por espécie.

Além dessas informações, uma avaliação da relação entre a variável dependente (ocorrência de oco) e as variáveis independentes foi realizada previamente aos ajustes por meio de gráficos de dispersão. Uma caracterização estrutural de ocos em nível de espécie e de árvore para a mesma área do presente estudo, inclusive em termos diamétricos, pode ser encontrada em Santos et al. (2023).

Tabela 1. Características da amostra utilizada para o ajuste e validação do modelo de regressão logística para cada uma das quinze espécies da Floresta Nacional do Tapajós, Amazônia Oriental, Brasil.

Espécie	Ajuste				Validação				DM (g cm ⁻³)	Árvores acas (%)		
	n	DAP (cm)		h _c (m)		n	DAP (cm)				h _c (m)	
		\bar{x}	s	\bar{x}	s		\bar{x}	s			\bar{x}	s
<i>Apuleia leiocarpa</i> (Vogel) J. F. Macbr.	695	90,8	17,8	20,1	4,1	195	79,2	16,5	19,6	3,5	0,79	28,2
<i>Astronium lecointei</i> Ducke	1519	82,7	15,4	22,6	4,7	257	68,0	12,7	23,7	3,8	0,78	35,9
<i>Couratari</i> spp.	3711	84,9	15,4	21,2	3,9	554	77,9	16,4	21,2	3,3	0,52	14,1
<i>Dipteryx odorata</i> (Aubl.) Willd.	466	79,7	15,9	17,1	3,6	311	72,7	15,1	15,2	3,7	0,92	38,9
<i>Goupia glabra</i> Aulb.	528	75,1	12,1	14,9	2,8	221	68,9	12,1	12,2	3,0	0,73	22,8
<i>Handroanthus</i> <i>impetiginosus</i> (Mart. ex DC.) Mattos	904	96,5	21,1	22,2	4,4	239	87,6	23,2	23,7	4,0	0,91	37,6
<i>Hymenaea</i> <i>courbaril</i> L.	2051	99,8	18,4	24,4	4,3	657	84,6	18,4	25,4	3,6	0,77	16,9
<i>Hymenaea</i> <i>parvifolia</i> Huber	1226	74,8	11,4	20,7	3,8	1224	67,0	11,7	18,5	3,5	0,90	20,0
<i>Lecythis lurida</i> (Miers) S.A.Mori	3570	78,5	14,5	17,4	3,9	648	65,5	12,6	15,7	3,8	0,85	14,8
<i>Lecythis pisonis</i> Cambess.	381	90,6	16,1	16,6	3,9	80	80,3	19,8	15,2	3,5	0,86	37,3
<i>Manilkara</i> <i>bidentata</i> (A. DC.) A. Chev.	330	65,2	10,6	16,4	4,3	230	61,7	9,2	14,2	3,5	0,87	30,4
<i>Manilkara huberi</i> (Ducke) A. Chev.	8956	77,0	15,2	19,4	4,0	3093	70,9	15,7	18,3	3,7	0,87	32,7
<i>Mezilaurus itauba</i> (Meisn.) Taub. ex Mez	1912	74,6	14,0	15,9	4,7	1783	67,5	12,2	12,8	4,1	0,74	55,2
<i>Piptadenia</i> <i>suaveolens</i> (Miq)	712	80,2	12,7	16,0	3,8	237	75,0	16,7	15,0	3,5	0,68	29,5
<i>Pouteria</i> <i>oppositifolia</i> (Ducke) Baehni	419	71,0	12,3	17,8	3,8	186	67,8	11,9	15,4	3,3	0,65	19,8
Total	27380					9915						
Médias ponderadas		81,1	17,1	19,5	4,7		71,1	15,8	17,6	5,1	0,79	28,9

n = número de árvores; DAP = diâmetro à altura do peito, obtido a 1,30 m do solo; h_c = altura comercial; DM = densidade média da madeira por espécie; \bar{x} = média; e s = desvio padrão.

5.2.2 Modelagem da regressão logística binária

O modelo logístico da família binomial (Expressão 1), pertencente aos modelos lineares generalizados (*Generalized Linear Models – GLM*), foi utilizado para estimativa da variável binária

ocorrência de oco em nível de árvore para as 15 espécies, obtendo-se equações específicas por espécie.

A probabilidade para a presença (1) ou ausência (0) de oco em cada uma das quinze espécies foi estimada a partir de um modelo de regressão logística contendo quatro variáveis independentes (DAP, h_c , DM e QF) de acordo à expressão 1.

$$\text{logit}[p(Y_i)] = \ln \left[\frac{p(Y_i)}{1 - p(Y_i)} \right] = \beta_0 + \beta_1 DAP_i + \beta_2 h_{ci} + \beta_3 DM_i + \beta_4 QF_i + \varepsilon_i \quad \text{Expressão 1}$$

onde: $p(Y_i)$ é a probabilidade de ocorrência de oco para i -ésima espécie avaliada; $1-p(Y_i)$ é a probabilidade de não-ocorrência de oco para i -ésima espécie avaliada; DAP_i = diâmetro medido à 1,30 m do solo, em cm; h_{ci} = altura comercial, em metros; DM_i = densidade média da madeira por espécie; QF_i = qualidade do fuste (QF_i) para i -ésima espécie; $\beta_0, \beta_1 \dots \beta_4$ representam os coeficientes de regressão a serem estimados; *logit* é a função de ligação do modelo logístico; e *ln* é o logaritmo natural.

Após o ajuste do modelo de regressão logística realizou-se a transformação inversa utilizando exponencial (neste caso, $\exp = e^x$) para realizar interpretação dos resultados em escala de probabilidade, ou seja, valores variando de 0 a 1.

O ajuste de equações específicas justificou-se pelo fato de as espécies apresentarem variação expressiva no percentual de árvores ocas, indicando que as características das espécies podem influenciar a ocorrência de oco nas árvores e, conseqüentemente, a resposta dos GLM logísticos.

Partindo do modelo da expressão 1 contendo todas as variáveis independentes, a seleção das variáveis independentes para cada espécie foi realizada por meio do procedimento de seleção *Stepwise*, utilizando-se a alteração no Critério de Informação de Akaike (AIC) como parâmetro para a inclusão ou remoção individual de cada variável independente, abordagem semelhante a que foi utilizada por Holloway et al. (2007), Zheng et al. (2009); Liu et al. (2018) e Woolley et al. (2018), por exemplo.

A estimativa dos coeficientes dos modelos foi realizada por meio do método da máxima verossimilhança, com auxílio da função “*glm*” do *software* R (R CORE TEAM, 2023), utilizando a função de distribuição binomial e a função de ligação logit. Os coeficientes estimados na escala logarítmica foram transformados e apresentados na escala de probabilidade.

5.2.3 Avaliação da qualidade do modelo de regressão

A avaliação dos ajustes foi realizada por meio dos testes de Wald (significância dos coeficientes) e de Hosmer e Lemeshow (HOSMER et al., 2013); Qui-Quadrado de Pearson, que testa a hipótese nula de que os modelos estão adequadamente ajustados, utilizando para isto a estatística Qui-Quadrado em função dos resíduos de Pearson (ZUUR et al., 2012); Critério de Informação de Akaike – AIC (AKAIKE, 1974) para avaliação da simplicidade dos modelos; distribuição dos resíduos em gráficos *half-normal plot* para GLM para avaliação dos resíduos; e uma análise *deviance* para GLMs. A capacidade de predição (validação) dos modelos foi avaliada por meio da acurácia, que indica a capacidade que o modelo possui de prever corretamente a presença e a ausência de oco em uma árvore (percentual de todos os acertos), calculada a partir de tabelas de contingência (matrizes de confusão) (HOSMER et al., 2013).

Para construção das tabelas de contingência para cada modelo, as árvores da base de dados de validação foram classificadas em dois grupos distintos (ocas = 1 e não ocas = 0), considerando-se as probabilidades estimadas pelos modelos e os pontos de corte (PC) previamente definidos para cada espécie, conforme metodologia proposta em Hosmer et al. (2013). Os PC representam os limites nas probabilidades estimadas que melhor podem discriminar as árvores como sendo oca (probabilidade estimada \geq PC) ou não oca (probabilidade estimada $<$ PC), o que permite a classificação de novas árvores.

Adicionalmente, a predição dos modelos também foi avaliada por meio de curvas ROC (*Receiver Operating Characteristic Curve*) e das respectivas Áreas sobre a Curva ROC (AUC - *Area Under the ROC Curve*), considerando-se que AUC maiores indicam melhor desempenho do modelo (HANLEY; MCNEIL, 1982; FIELDING; BELL, 1997). Os valores da AUC geralmente variam de 0,5 (equivalente ao resultado do acaso) a 1,0 (desempenho perfeito). Valores $> 0,9$ são considerados bons, 0,7-0,9 moderados e $< 0,7$ ruins (PEARCE; FERRIER, 2000). A distribuição das probabilidades de ocorrência de oco estimadas foi apresentada graficamente em função do DAP, a fim de se avaliar eventuais tendências das chances de ocorrência de oco em função do tamanho diamétrico das árvores para cada espécie. As análises estatísticas e gráficas foram realizadas utilizando o programa computacional R (R CORE TEAM, 2023).

5.2.4 Comparação das estimativas em relação ao teste do oco

Após a seleção e validação das equações logísticas, realizou-se uma comparação da sua capacidade de predição em relação ao teste de oco, utilizando-se como parâmetro, a identificação de oco realizada no romaneio das toras arrastadas durante a operação de pátio, uma vez que nesta ocasião é possível inspecionar as árvores derrubadas.

Para essa análise, considerou-se apenas parte dos dados da UPA 02, manejada no ano de 2021. Nesta UPA, o teste de oco foi realizado após o inventário florestal 100% e antes da atividade de corte florestal, com o objetivo de embasar a seleção das árvores a serem derrubadas e orientar a atividade de corte dessas árvores, evitando-se o processo de substituição de árvores ocas por outras passíveis de extração.

Das árvores inventariadas na UPA 02 (39.174 árvores), 23.200 (59%) pertenciam às 15 espécies avaliadas neste estudo, dentre as quais 15.401 árvores foram submetidas ao teste de oco pela organização concessionária da área de manejo. O teste de oco não foi realizado em todas as árvores inventariadas devido a uma seleção prévia, em que árvores de espécies não comerciais e aquelas consideradas porta-semente, ameaçadas de extinção, dentre outros critérios, foram separadas como não passíveis de corte. Após a realização do teste de oco, 9.368 árvores das 15 espécies foram selecionadas e efetivamente derrubadas (Tabela 2), as quais foram utilizadas na presente análise.

Tabela 2. Amostra utilizada na avaliação da eficiência dos Modelos Lineares Generalizados logísticos em relação ao teste de oco, para quinze espécies manejadas na Floresta Nacional do Tapajós, Amazônia Oriental, Brasil.

Espécie	<i>n</i>	<i>n</i> _{ocas}	DAP (cm)		h _c (m)		DM (g cm ⁻³)
			\bar{x}	<i>s</i>	\bar{x}	<i>s</i>	
<i>Apuleia leiocarpa</i>	191	56	79,5	16,5	19,6	3,5	0,497
<i>Astronium lecointei</i>	246	72	68,6	12,6	23,7	3,8	0,65
<i>Couratari</i> spp.	544	83	77,8	15,8	21,2	3,3	0,48
<i>Dipteryx odorata</i>	294	129	73,6	14,7	15,4	3,7	0,912
<i>Goupia glabra</i>	194	53	69,1	11,2	12,4	3,0	0,748
<i>Handroanthus impetiginosus</i>	231	81	88,4	23,0	23,8	4,0	0,738
<i>Hymenaea courbaril</i>	641	103	84,9	18,3	25,4	3,6	0,394
<i>Hymenaea parvifolia</i>	1179	241	67,3	11,8	18,5	3,5	0,862
<i>Lecythis lurida</i>	600	85	66,1	12,5	15,7	3,9	0,643
<i>Lecythis pisonis</i>	66	23	77,6	18,8	15,5	3,6	0,476
<i>Manilkara bidentata</i>	215	53	62,0	9,1	14,3	3,5	0,713
<i>Manilkara huberi</i>	2853	1059	72,1	15,4	18,4	3,7	0,576
<i>Mezilaurus itauba</i>	1719	992	67,6	12,0	12,8	4,1	0,545
<i>Piptadenia suaveolens</i>	219	80	74,6	17,0	15,2	3,4	0,742
<i>Pouteria oppositifolia</i>	176	34	67,8	11,7	15,4	3,3	0,824
Total/Médias	9.368	3.144	71,7	15,6	17,7	5,2	-

n = número de árvores; *n*_{ocas} = número de árvores ocas; DAP = diâmetro à altura do peito, obtido a 1,30 m do solo; h_c = altura comercial; DM = densidade média da madeira por espécie; \bar{x} = média; e *s* = desvio padrão.

Para essas árvores, comparou-se a identificação da ocorrência de oco por meio dos seguintes métodos: (i) Estimativa a partir da equação de regressão logística, (ii) teste de oco e (iii) identificação

de oco no romaneio das árvores colhidas, sendo esta última a informação de referência (parâmetro). Tabelas de contingência foram geradas para comparação das estimativas geradas pelas equações e pelas previsões do teste de oco, ambas em relação à identificação de oco no romaneio, e as métricas especificidade (probabilidade de classificar o evento como ausente quando este realmente não ocorreu) e sensibilidade (probabilidade de classificar o evento como presente quando este realmente ocorreu), além da acurácia, foram calculadas para medir a eficiência dos métodos de detecção de oco.

5.3 Resultados

Verificou-se forte relação entre a ocorrência de ocos nas árvores e as variáveis disponíveis, especialmente o DAP, a altura comercial e a qualidade de fuste. Observou-se que a proporção de árvores ocas é maior nas maiores classes de DAP, com aumento progressivo da menor (50-60 cm) para maior (≥ 150 cm) classe, indicando que árvores maiores em termos de diâmetro são mais propensas a conterem oco (Figura 1a).

Importante ressaltar que a maior classe de DAP (≥ 150 cm) foi composta por 28 árvores ocas, sendo que o maior DAP foi de 245 cm. Em contrapartida, há maior proporção de árvores ocas nas menores classes de altura comercial, podendo-se inferir que a possibilidade de ocorrência de oco tende a ser maior em árvores de menor altura comercial (Figura 1b). Em relação à qualidade de fuste (QF), verificou-se que 74% das árvores ocas foram classificadas com QF2 e apenas 26% com QF1 (Figura 1c), o que indica que a classificação empírica da qualidade do fuste a partir de características visuais do fuste está fortemente relacionada com a presença de ocos nas árvores.

Por fim, também se observou uma relação positiva entre a ocorrência de oco e a densidade média da madeira entre as espécies avaliadas, havendo um aumento do percentual de árvores ocas à medida que se aumentou a densidade média da madeira, embora esta tendência não seja expressiva (Figura 1d).

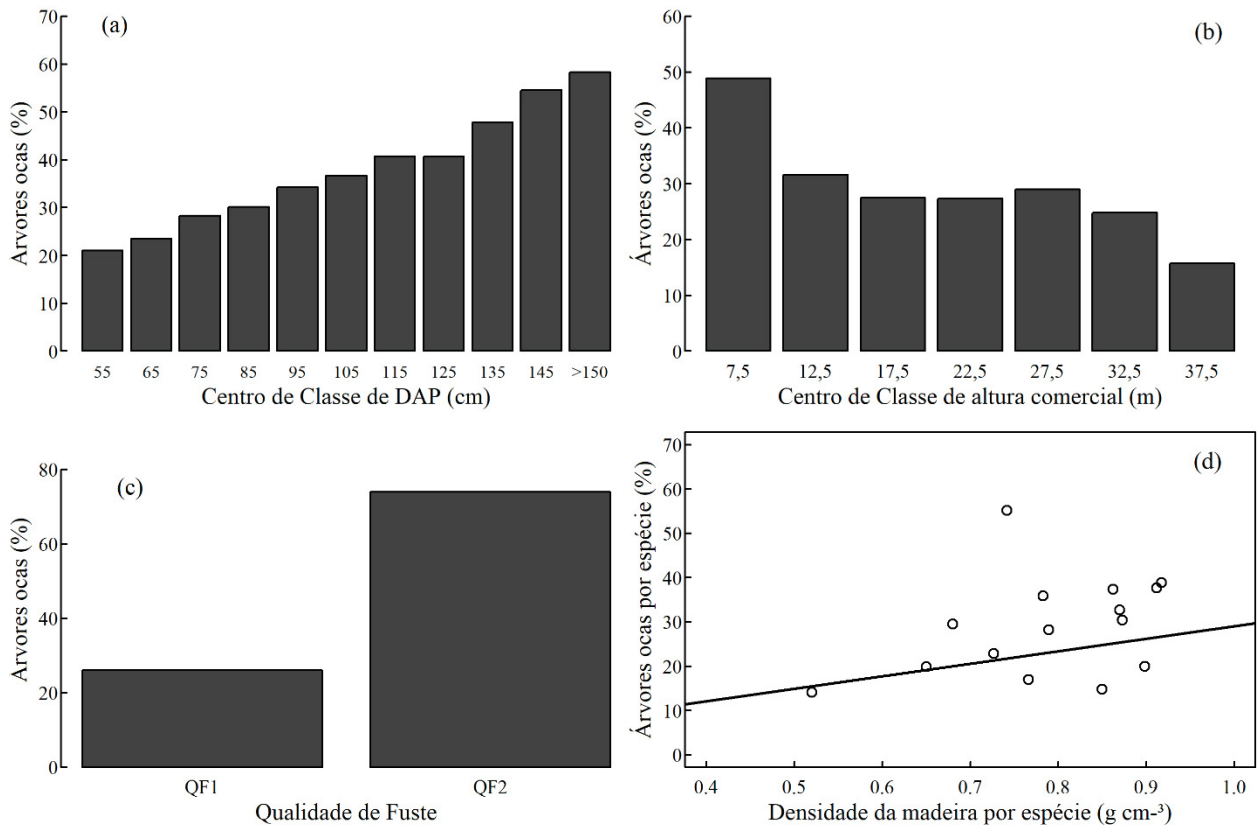


Figura 1. Distribuição percentual de árvores ocas por (a) Centro de classe de DAP, (b) Centro de classe de altura comercial, (c) classe de Qualidade do Fuste (QF) e (d) relação entre o percentual de árvores ocas e a densidade média da madeira entre as espécies avaliadas.

Os modelos por espécie, obtidos por meio do método *Stepwise*, encontram-se na Tabela 3, com os respectivos coeficientes estimados (na escala logarítmica) e as estatísticas de avaliação dos ajustes. Verificou-se que a probabilidade de uma árvore ter oco estava relacionada logisticamente ao DAP, altura comercial e qualidade do fuste. Todos os coeficientes foram significativos ($p < 0,05$) de acordo com o teste de Wald, exceto aqueles relacionados à altura comercial para as espécies *L. pisonis* e *M. itauba*. As variáveis DAP e QF foram preditores selecionados em todos os modelos e a altura comercial na maioria deles. A covariável densidade da madeira não foi significativa em nenhum dos modelos.

Invariavelmente, o coeficiente relacionado ao DAP proporciona aumento da probabilidade da ocorrência de oco à medida que se aumenta o valor do diâmetro da árvore. Por sua vez, os coeficientes relacionados à qualidade de fuste causam efeito de diminuição da probabilidade de ocorrência de ocos, contudo, os efeitos são em proporções diferentes. Árvores com QF1 possuem maior chance de não conterem oco em comparação com árvores com QF2. A variável altura comercial causa efeito diverso na probabilidade de ocorrência de oco a depender da espécie. Para as espécies *G. glabra*, *L. pisonis*, *M. huberi*, *P. suaveolens* e *P. oppositifolia*, há maior probabilidade de uma árvore possuir oco quanto maior for sua altura comercial, diferentemente do que ocorre para as demais espécies.

Tabela 3. Coeficientes estimados e estatísticas de ajuste utilizadas para avaliação dos modelos lineares generalizados testados para estimar a probabilidade de ocorrência de oco em árvores de quinze espécies manejadas na Floresta Nacional do Tapajós, Amazônia Oriental, Brasil.

Espécie	Preditor	Parâmetro	Estimativa	Hosmer e Lemeshow		<i>p</i> -valor (Qui-Quadrado de Pearson)	AIC
				χ^2	<i>p</i> -valor		
<i>Apuleia leiocarpa</i>	Intercepto	β_0	-0,94875*	8,33	0,40	0,44	818,1
	DAP	β_1	0,01311*				
	QF1	β_2	-2,72601*				
	QF2	β_3	-2,07146*				
<i>Astronium lecointei</i>	Intercepto	β_0	-0,59480*	12,84	0,12	0,57	1832,8
	DAP	β_1	0,04706*				
	h _c	β_2	-0,05407*				
	QF1	β_3	-3,26979*				
	QF2	β_4	-3,22195*				
<i>Couratari</i> spp.	Intercepto	β_0	-1,81874*	2,33	0,97	0,49	2970,1
	DAP	β_1	0,01245*				
	h _c	β_2	-0,02633*				
	QF1	β_3	-2,61649*				
	QF2	β_4	-2,19327*				
<i>Dipteryx odorata</i>	Intercepto	β_0	-0,61998*	5,62	0,69	0,46	585,7
	DAP	β_1	0,02854*				
	QF1	β_2	-3,29936*				
	QF2	β_3	-2,87903*				
<i>Goupia glabra</i>	Intercepto	β_0	-1,32360*	6,45	0,60	0,42	527,9
	DAP	β_1	0,01889*				
	h _c	β_2	0,14488*				
	QF1	β_3	-5,55688*				
	QF2	β_4	-4,94069*				
<i>Handroanthus impetiginosus</i>	Intercepto	β_0	-0,47324*	10,35	0,24	0,48	1165,6
	DAP	β_1	0,02221*				
	h _c	β_2	-0,03082*				
	QF1	β_3	-2,06880*				
	QF2	β_4	-1,86641*				
<i>Hymenaea courbaril</i>	Intercepto	β_0	-1,58104*	5,92	0,66	0,51	1737,6
	DAP	β_1	0,03580*				
	QF1	β_2	-5,59365*				
	QF2	β_3	-5,00113*				
<i>Hymenaea parvifolia</i>	Intercepto	β_0	-1,39755*	12,60	0,13	0,43	1183,6
	DAP	β_1	0,04087*				
	QF1	β_2	-4,82061*				
	QF2	β_3	-4,42351*				
<i>Lecythis lurida</i>	Intercepto	β_0	-1,74452*	4,18	0,84	0,50	2905,2
	DAP	β_1	0,02939*				
	QF1	β_2	-4,37865*				
	QF2	β_3	-3,95541*				

Continua...

Tabela 3. Continuação.

Espécie	Preditor	Parâmetro	Estimativa	Hosmer e Lemeshow		<i>p</i> -valor (Qui-Quadrado de Pearson)	AIC
				χ^2	<i>p</i> -valor		
<i>Lecythis pisonis</i>	Intercepto	β_0	-0,55450*	14,25	0,08	0,44	486,2
	DAP	β_1	0,02458*				
	h _c	β_2	0,05045 ^{ns}				
	QF1	β_3	-4,19411*				
	QF2	β_4	-3,50802*				
<i>Manilkara bidentata</i>	Intercepto	β_0	-0,67950*	6,22	0,62	0,48	397,6
	DAP	β_1	0,06148*				
	QF1	β_2	-4,57106*				
	QF2	β_3	-4,81083*				
<i>Manilkara huberi</i>	Intercepto	β_0	-0,78729*	9,95	0,27	0,39	10583,7
	DAP	β_1	0,03005*				
	h _c	β_2	0,04290*				
	QF1	β_3	-4,36718*				
	QF2	β_4	-3,83153*				
<i>Mezilaurus itauba</i>	Intercepto	β_0	0,09421*	10,48	0,23	0,47	2572,5
	DAP	β_1	0,03155*				
	h _c	β_2	-0,01969 ^{ns}				
	QF1	β_3	-2,33688*				
	QF2	β_4	-1,87770*				
<i>Piptadenia suaveolens</i>	Intercepto	β_0	-0,97504*	11,46	0,17	0,45	834,0
	DAP	β_1	0,01299*				
	h _c	β_2	0,05401*				
	QF1	β_3	-3,05248*				
	QF2	β_4	-2,86884*				
<i>Pouteria oppositifolia</i>	Intercepto	β_0	0,24702*	11,64	0,17	0,63	397,7
	DAP	β_1	1,03315*				
	h _c	β_2	1,08747*				
	QF1	β_3	0,00162*				
	QF2	β_4	0,00571*				

* = coeficiente significativo de acordo com o teste de Wald ($p < 0,05$); ^{ns} = coeficiente significativo de acordo com o teste de Wald ($p \geq 0,05$); χ^2 = estatística do Qui-quadrado do teste de Hosmer e Lemeshow; *p*-valor = valor exato da significância estatística dos Testes Hosmer e Lemeshow e Qui-Quadrado de Pearson, a 5% de probabilidade de erro; AIC = Critério de Informação de Akaike; β_0 , β_1 , β_2 , β_3 e β_4 = coeficientes estimados; DAP = diâmetro à altura do peito, obtido a 1,30 m do solo; h_c = altura comercial; QF = Qualidade de Fuste.

De acordo com o teste de Hosmer e Lemeshow, todos os modelos proporcionaram estimativas adequadas, sem indícios de diferença estatística significativa ($p \geq 0,05$) em relação aos valores observados (Tabela 3). De forma semelhante, o teste Qui-Quadrado de Pearson indicou que todos os

modelos foram adequadamente ajustados aos dados ($p \geq 0,05$). Embora não se prestem nesta avaliação para comparação de equações para um mesmo conjunto de dados, os menores valores de AIC para as equações das espécies *M. bidentata* (397,6) e *P. oppositifolia* (397,7), por exemplo, indicaram maior qualidade e simplicidade em relação às demais equações, mesmo que com número de variáveis semelhantes.

A análise de resíduos apresentou ausência de valores discrepantes e a distribuição dentro dos envelopes de confiança simulados (Figura 3 – Apêndices). De modo geral, a análise de *deviance* para GLMs mostrou que os desvios das variáveis preditoras foram significativos em todos os casos, com exceção da variável altura comercial em quatro das quinze equações (Tabela 6 – Apêndices). Além disso, para a equação da espécie *Couratari* spp., por exemplo, constatou-se uma redução de 42,4% na variância do modelo nulo (5.145) para o modelo com o todas as variáveis preditoras selecionadas (2.962). Reduções relevantes na variância também foram observadas para as equações das espécies *L. lurida*, *H. courbaril*, *P. oppositifolia*, dentre outras.

Ao serem aplicadas aos dados de validação, as equações logísticas apresentaram acurácia média de 68%, chegando a 80% para equação específica da espécie *L. lurida* (Tabela 4). Os valores de AUC mantiveram-se próximos ao que se classifica na literatura como moderados, alcançado 0,75 para a equação selecionada para *H. impetiginosus*. Os pontos de corte, também apresentados na Tabela 4, variaram expressivamente entre as espécies (de 0,141 até 0,552), confirmando-se a importância de sua definição especificamente por espécie.

Para a maioria das espécies, a probabilidade de presença de oco aumentou acentuadamente em árvores com DAP maiores que 80 cm aproximadamente, cujas espécies influenciaram fortemente a presença de ocos (Figura 2). Para *M. bidentata*, um aumento acentuado da probabilidade foi observado em árvores com DAP imediatamente maiores que 50 cm, alcançando cerca de 80% de probabilidade de ocorrência de oco em árvores com DAP aproximado de 100 cm.

Árvores de *A. lecointei* e *M. itauba*, por sua vez, alcançaram aproximadamente 80% de probabilidade de ocorrência de oco em DAPs de cerca de 120 cm. Tais espécies apresentaram maior probabilidade de conterem ocos em relação a maioria das outras espécies. Árvores das espécies *L. pisonis* e *M. huberi* tendem a alcançar maiores probabilidades de ocorrência de oco (cerca de 80%) em DAPs maiores (aproximadamente 160 cm). Por outro lado, a probabilidade de presença de oco se manteve próxima a 20 e 40% mesmo nas maiores árvores (DAP > 150 cm) de *Couratari* spp. e *P. suaveolens* (Figura 2).

Tabela 4. Acurácia e valor da área sobre a curva ROC (AUC), utilizados para medir a capacidade de predição das equações logísticas, e pontos de corte (PC), utilizados como limiar para classificação das árvores quanto à presença ou ausência de oco.

Espécie	Acurácia (%)	AUC	PC
<i>Apuleia leiocarpa</i>	65	0,63	0,282
<i>Astronium lecointei</i>	71	0,71	0,359
<i>Couratari</i> spp.	71	0,58	0,141
<i>Dipteryx odorata</i>	59	0,60	0,389
<i>Goupia glabra</i>	71	0,60	0,228
<i>Handroanthus impetiginosus</i>	69	0,75	0,376
<i>Hymenaea courbaril</i>	78	0,68	0,169
<i>Hymenaea parvifolia</i>	75	0,67	0,200
<i>Lecythis lurida</i>	80	0,61	0,148
<i>Lecythis pisonis</i>	63	0,70	0,373
<i>Manilkara bidentata</i>	66	0,67	0,304
<i>Manilkara huberi</i>	68	0,69	0,327
<i>Mezilaurus itauba</i>	53	0,62	0,552
<i>Piptadenia suaveolens</i>	60	0,55	0,295
<i>Pouteria oppositifolia</i>	71	0,62	0,198
Médias	68	0,65	0,289

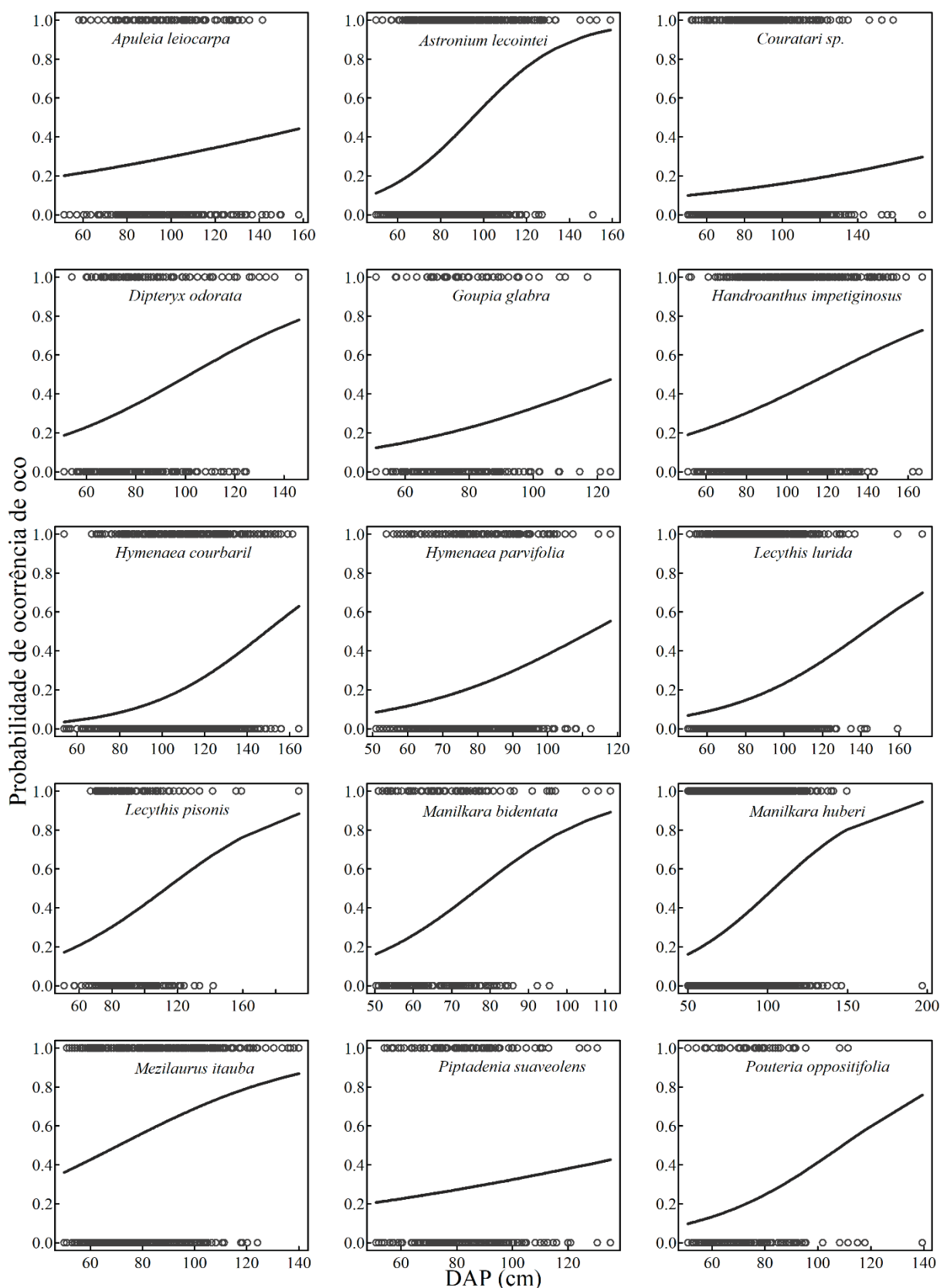


Figura 2. Probabilidades de ocorrência de oco estimadas para quinze espécies comerciais manejadas na Floresta Nacional do Tapajós, Amazônia Oriental, Brasil.

As métricas de avaliação da capacidade preditiva do teste de oco e das equações logísticas são apresentadas na Tabela 5, as quais foram geradas a partir de tabelas de contingência. Por meio do

teste de oco, a especificidade foi superior a 97% para todas as espécies, indicando um elevado grau de acerto na definição da ausência de oco quando as árvores realmente não possuem oco. Todavia, a sensibilidade foi em média 4,7% considerando-se as quinze espécies, indicando ser baixa a capacidade do teste em prever a presença de oco quando as árvores efetivamente possuem oco.

As equações logísticas, por outro lado, apresentaram valores de sensibilidade mais expressivos, indicando que possuem maior capacidade de prever corretamente a presença de oco. Dentre as 3.144 árvores ocas das quinze espécies avaliadas, foi possível prever por meio do teste de oco a presença de oco em 5,0% (158 árvores), enquanto por meio das equações logísticas essa previsão foi correta para 31,1% das árvores (977 árvores). Além de apresentarem maior sensibilidade, as equações logísticas também apresentaram alto grau de especificidade (em média 84%). De modo geral, a acurácia foi semelhante para ambos os métodos, embora com valores maiores para o teste de oco (Tabela 5), o que foi influenciado pelo maior grau de acerto na previsão da ausência de oco (especificidade).

Tabela 5. Comparação da capacidade de prever a ocorrência de ocos em árvores por meio do teste de oco e das equações logísticas, ambos em comparação com a observação de ocos em árvores derrubadas.

Espécie	Teste de oco			Equações logísticas		
	E (%)	S (%)	A (%)	E (%)	S (%)	A (%)
<i>Apuleia leiocarpa</i>	97,8	5,4	70,7	78,5	30,4	64,4
<i>Astronium lecointei</i>	98,3	4,2	70,7	92,0	19,4	70,7
<i>Couratari spp.</i>	99,8	1,2	84,7	77,2	32,5	70,4
<i>Dipteryx odorata</i>	99,4	8,5	59,5	88,5	24,0	60,2
<i>Goupia glabra</i>	100,0	11,3	75,8	90,8	15,1	70,1
<i>Handroanthus impetiginosus</i>	99,3	1,2	64,9	84,0	43,2	69,7
<i>Hymenaea courbaril</i>	99,8	2,9	84,2	87,9	29,1	78,5
<i>Hymenaea parvifolia</i>	99,5	3,3	79,8	84,5	34,0	74,2
<i>Lecythis lurida</i>	99,2	2,4	85,5	88,5	24,7	79,5
<i>Lecythis pisonis</i>	100,0	8,7	68,2	81,4	26,1	62,1
<i>Manilkara bidentata</i>	99,4	3,8	75,8	69,1	50,9	64,7
<i>Manilkara huberi</i>	98,8	6,3	64,5	86,7	34,4	67,3
<i>Mezilaurus itauba</i>	99,3	4,3	44,5	85,8	28,7	52,9
<i>Piptadenia suaveolens</i>	99,3	7,5	65,8	79,1	25,0	59,4
<i>Pouteria oppositifolia</i>	99,3	0,0	80,1	80,3	29,4	70,5

E = Especificidade; S = Sensibilidade; e A = Acurácia.

5.4 Discussão

Todas as covariáveis testadas apresentaram alta capacidade de predição da ocorrência de oco nas árvores da área do estudo, com exceção da densidade da madeira. Verificou-se que árvores de maior DAP (aproximadamente 80 cm ou mais) possuem maior probabilidade de conterem ocos, existindo forte relação logística entre essas variáveis. É comumente presumido que ocos ocorram em árvores grandes, velhas e senescentes (GIBBONS; LINDEMAYER, 1997), as quais foram fisicamente danificadas e mais capazes de suportar ocos (SALMONA et al., 2018). Embora existam muitos fatores responsáveis pela distribuição e desenvolvimento de ocos em árvores, o tamanho da árvore tende a ser um fator predominante (LINDENMAYER et al., 1993; LINDENMAYER et al., 2000).

Os processos bióticos e abióticos que levam à formação de ocos nas árvores têm mais tempo para produzir efeito (e produzir ocos maiores) em troncos mais velhos, mais grossos e mais curtos (mais deteriorados pela quebra de galhos) (LINDENMAYER et al., 2000; GIBBONS; LINDENMAYER, 2002). Quanto maior o tempo que a árvore permanece em pé, maiores os riscos de eventos estocásticos (incêndios, ventos, entre outros) que promovem o desenvolvimento de ocos (LINDENMAYER et al., 2000). Assim, árvores maiores e mais velhas, com partes da copa perdidas em função da deterioração, provavelmente contêm mais ocos e estes são cada vez maiores (INIONS et al., 1989).

Por outro lado, constatou-se que árvores de menor altura comercial possuem maior incidência de oco. Fox et al. (2008) também observaram comportamento semelhante ao avaliar a relação entre a proporção de árvores com oco e as variáveis DAP e altura comercial em florestas estaduais no centro e leste de Victoria, Austrália. De acordo com esses autores, altura comercial menor pode indicar, por exemplo, uma árvore com má forma ou com a copa morta ou quebrada, além de outros defeitos como tronco oco ou tortuoso, presença de galerias de cupins, podridão ou infecção fúngica e cicatrizes de fogo, entre outros. Nesse contexto e apoiados na literatura, Fox et al. (2008) relataram que é plausível que árvores com altura comercial pequenas sejam mais propensas à formação de ocos do que árvores saudáveis com grandes alturas. Considerando que as árvores comerciais de menor altura, em geral, podem se encontrar em posições intermediárias na floresta, abaixo do dossel, supõe-se que podem estar mais suscetíveis aos efeitos negativos da competição. Isso pode causar, por exemplo, o desprendimento de galhos, gerando meios de entrada para agentes deterioradores e infiltração de água, bem como a ocorrência de lesões em árvores presentes na parte inferior do dossel e a redução do potencial de combate a agentes deterioradores, entre outras consequências, que podem maximizar a incidência de ocos (HOLLOWAY et al., 2007; VANCLAY, 2022; SANTOS et al., 2023).

A classificação das árvores quanto à qualidade do fuste também se mostrou uma informação importante na predição da ocorrência de ocos. Árvores ocas com qualidade de fuste inferior (QF2) foram mais de 70% quando comparadas com aquelas com melhor qualidade de fuste (QF1). Portanto, pode-se inferir que fustes comerciais mais tortuosos e afilados e com indícios da presença de oco (como ocorrência de lesões, cupinzeiros, presença de secreções escuras ao longo do tronco, galhos quebrados) são mais propensos a conterem ocos. Em relação a forma do fuste, estudos indicam ser uma variável determinante da incidência de ocos e fustes com forma inferior (e alturas totais geralmente menores) possuem muito mais probabilidade de conter ocos do que fustes com maior qualidade de forma (LINDENMAYER et al., 1993; GIBBONS, 1999).

O método *Stepwise* indicou que o DAP e a QF foram essenciais em todos os modelos, e a altura comercial na maioria deles. Embora a formação de ocos seja um evento intrinsecamente estocástico e de difícil modelagem estatística (FOX et al., 2008; 2009), confirmou-se a eficiência dessas três covariáveis para a predição da probabilidade de ocorrência de oco. Resultados semelhantes foram verificados por Zheng et al. (2009) em modelos logísticos específicos para 16 espécies nativas na China e por Fox et al. (2008), que indicaram principalmente o DAP como uma das variáveis mais importantes para prever a presença ou ausência de oco em árvores de uma floresta nativa em Victoria, na Austrália.

A maioria das equações geradas pelo procedimento *Stepwise* apresentou alto grau de acurácia e valores de AUC moderados, indicando que são adequadas e podem gerar predições precisas da ocorrência de oco em árvores comerciais. Deve-se ressaltar que a capacidade de predição das equações foi testada em dados provenientes de uma área independente, embora na mesma região, o que tornou a validação um teste rigoroso. Verificou-se para todas as espécies uma tendência de aumento da probabilidade estimada de ocorrência de oco à medida que se aumentou o DAP (Figura 2), semelhante às constatações de Zheng et al. (2009), Onodera et al. (2013), Salmona et al. (2018) e Liu et al. (2018), por exemplo. Em um estudo realizado na Reserva Natural Nacional de Xishuangbanna, sudoeste da China, verificou-se que a probabilidade de presença de oco aumentou de 4,4% na árvore de menor DAP (5 cm) para 99,1% naquela de maior DAP (254,78 cm) (LIU et al., 2018).

Conforme observado na Figura 2, as espécies possuem diferentes graus de probabilidades de ocorrência de ocos nas árvores. Isso evidencia a chance de uma árvore conter oco está diretamente atrelada à espécie arbórea. Conseqüentemente, há uma necessidade de considerar as características de cada espécie na definição de critérios para o manejo de árvores ocas.

Os resultados encontrados são importantes para o aprimoramento das práticas de manejo florestal na região Amazônica, além de auxiliarem no entendimento da ocorrência de ocos em árvores nativas nesta região. Conforme Almeida et al. (2022), na seleção das árvores para colheita, não só as

espécies com maior ocorrência de oco merecem atenção especial, mas também os diâmetros em que esse defeito mais ocorre.

Nesse sentido, Eleuterio et al. (2020) também sugeriram que, nas florestas manejadas, os critérios de seleção de árvores devem considerar a suscetibilidade das espécies arbóreas ao desenvolvimento de oco no caule. Esses autores constataram que a área oca do cerne aumenta com a área transversal do tronco da árvore e, por isso, indicaram que um DAP máximo (além do DAP mínimo aplicado) deve ser considerado na seleção de árvores para exploração madeireira. Isso possibilitaria a redução da perda de árvores ocas, que são importantes para a biodiversidade, além de reduzir as perdas econômicas devido ao desperdício de corte (MACPHERSON et al., 2012). Na mesma linha, Almeida et al. (2022) sugeriram evitar a colheita de árvores acima de 95 cm de DAP, onde há maior probabilidade de ocorrência desse defeito, o que deveria ser embasado em estudos que considerassem o padrão de ocorrência de oco por espécie e por classe diamétrica.

Na presente pesquisa, verificou-se que a partir de um DAP aproximado de 80 cm a probabilidade de ocorrência de oco aumenta acentuadamente para a maioria das espécies avaliadas. Pressupõe-se que a partir desse diâmetro a probabilidade de uma árvore conter oco pode ser relevante para a maioria das espécies (maior que 60%), indicando a necessidade de maior atenção na seleção de árvores a partir dessas dimensões diamétricas. Essa informação é essencial para a tomada de decisão na seleção de árvores a serem exploradas. Os empreendimentos florestais podem utilizar tanto as probabilidades estimadas de ocorrência de oco em nível de árvore quanto a própria classificação das árvores como ocas ou não ocas.

Obviamente, além da presença e tamanho dos ocos, outros fatores podem influenciar a decisão de corte de uma árvore, notadamente o diâmetro de máxima produção volumétrica. Entretanto, visando a maior sustentabilidade do manejo florestal na Amazônia, a definição de diâmetros ótimos de corte por espécie pode considerar tanto os critérios de máxima produção volumétrica (SCHÖNGART, 2008; BRAZ et al., 2012; MIRANDA et al., 2018; ANDRADE et al., 2019; CANETTI et al., 2021) quanto as probabilidades de ocorrência de ocos nas árvores. São critérios complementares, tendo em vista que, quanto maior o diâmetro, menor será o incremento volumétrico e maior será a chance de ocorrência de ocos.

Oportunamente, deve-se mencionar que uma vertente de pesquisa se opõe à manutenção de árvores ocas na floresta. Higuchi (2010) defende que as árvores ocas deveriam ser colhidas para dar oportunidade à outras saudáveis e habilitadas, visando responder às novas ofertas de água, luz e nutrientes. Esse autor acrescenta que árvores ocas, em geral, emitem mais do que sequestram carbono, afetando negativamente o balanço de trocas entre a biosfera e atmosfera. Argumenta-se que, no longo prazo, o processo de substituição de árvores ocas e sua manutenção na floresta pode gerar um acúmulo de árvores sem valor econômico no estoque restante (ALMEIDA et al., 2022; LOUCHARD, 2022).

Como alternativa, esses autores recomendaram o não descarte de árvores ocas na colheita, além de indicarem que deveria ser possível usar árvores reservas para completar o volume autorizado.

Em princípio, uma das alternativas pode ser a definição de critérios que proporcionem um equilíbrio entre a colheita e a manutenção de árvores ocas na floresta. Conforme observado no presente estudo, determinadas espécies possuem alta probabilidade de ocorrência de ocos em árvores de DAP maiores e esses ocos podem ser proporcionalmente maiores. Para essas espécies, deveria priorizar-se a colheita de árvores nas menores classes de diâmetro e, nas classes maiores, árvores ocas em competição com remanescentes comerciais poderiam ser exploradas. Por outro lado, algumas espécies possuem pouca chance de ocorrência de oco em suas árvores, o que permite a colheita de árvores com DAP maiores, como já realizado nos empreendimentos florestais.

Deve-se considerar também que árvores ocas são recursos essenciais para muitos animais silvestres, desempenhando importante função ecológica (LINDENMAYER et al., 1993; LINDENMAYER et al., 2000; GIBBONS; LINDENMAYER, 2002; KOCH et al., 2008). Ao comparar a abundância de ocos e ninhos de aves em ocos entre uma primária (não explorada) e uma seletivamente explorada, ambas do tipo floresta Atlântica úmida subtropical, na Argentina, Cockle et al. (2010) constataram que a floresta explorada tinha nove vezes menos ocos adequados para nidificação de pássaros e dezessete vezes menos ninhos ativos. Diante disso, os autores sugeriram a manutenção de grandes árvores vivas com ocos em áreas de manejo em floresta tropical.

Os resultados da avaliação da eficiência das equações logísticas indicaram que, na área de estudo, pode ser mais eficiente realizar a previsão de ocorrência de oco no fuste de árvores comerciais com as equações logísticas. Acredita-se que a previsão de ocorrência de oco por meio da modelagem pode resultar também em uma redução do custo operacional relacionado à atividade de teste de oco. Além disso, a não realização do teste de oco, pelo menos na maioria das árvores, reduzirá a perfuração do tronco de árvores que não serão derrubadas, o que pode minimizar a abertura de canais de acesso para agentes deterioradores da madeira.

Embora a acurácia (percentual de todos os acertos) tenha sido semelhante para ambos os métodos de previsão de oco, a análise das métricas de sensibilidade e especificidade foi essencial para indicar a eficiência das equações logísticas. Os resultados indicaram que, por meio do teste de oco, pôde-se indicar com alto grau de acerto a ausência de oco nas árvores (especificidade). Todavia, classifica a maioria das árvores como não ocas quando na realidade a ocorrência de oco é relevante. Louchard (2022) levantou essa questão em seu estudo realizado em uma área de manejo na Floresta Nacional Saracá-Taquera, estado do Pará. A partir dos resultados das suas análises, a autora indicou que o teste de oco e a avaliação do manejador fizeram com que a quantidade e frequência previstas de árvores ocas ou com grandes dimensões de oco fossem mais baixas, quando na realidade a ocorrência foi elevada em algumas repetições do seu experimento.

Em uma área de manejo florestal, onde em geral se almeja reduzir a colheita de árvores ocas, estimar acuradamente a ocorrência de oco quando a árvore realmente possui oco é um resultado especialmente importante. Estimativas corretas nesses casos podem evitar a colheita de árvores ocas, que não geram rendimento suficiente após o processamento e, na maioria das vezes, não cobrem os custos de colheita, transporte e desdobro. A não identificação de ocos de forma adequada resulta na colheita de muitas árvores ocas, as quais são seccionadas e, algumas vezes, têm suas toras descartadas ainda na floresta ou, posteriormente, nas indústrias de beneficiamento da madeira (AMARAL et al., 1998; ULIANA, 2010; SECCO, 2011).

Embora seja um método amplamente utilizado atualmente nas áreas sob manejo florestal na Amazônia, os resultados indicaram que o teste de oco possui limitações para detectar a presença de ocos nas árvores. Para a espécie *H. impetiginosus*, por exemplo, das 81 árvores derrubadas e efetivamente ocas, o teste de oco previu corretamente a presença de oco em apenas uma. A equação logística para essa espécie, por outro lado, indicou a presença de oco em 46 dessas árvores. De modo semelhante, para a espécie *M. bidentata*, que apresentou 53 árvores ocas derrubadas, o teste de oco indicou a presença de oco em duas árvores, enquanto a equação logística indicou que 27 árvores eram ocas.

A baixa eficiência do teste de oco foi ressaltada também por Trockenbrodt et al. (2002), em um estudo piloto realizado em florestas tropicais manejadas em Sabah, na Malásia. Um dos fatores que pode explicar a dificuldade de detecção de ocos por meio do teste de oco é que algumas árvores apresentam este defeito apenas na parte central (meio) e/ou superior do fuste, levando o manejador a um resultado equivocado quanto à ocorrência de oco, já que o teste é realizado na base da árvore (SANTOS et al., 2023). Além disto, os erros de detecção do teste de oco podem ser maximizados para árvores com grandes diâmetros, tendo em vista que nesses casos se torna mais difícil acessar os ocos (ELEUTERIO et al., 2020).

Importante ressaltar que parte das árvores submetidas ao teste de oco são mantidas na floresta e substituídas por outras em função da identificação da ocorrência de oco. Tais informações não foram consideradas no presente estudo, mas apenas as informações relacionadas às árvores efetivamente colhidas, tendo em vista que nestas foi possível inspecionar as árvores após seccionadas.

5.5 Conclusões

A ocorrência de oco em árvores passíveis de comercialização apresenta relação logística com o diâmetro a 1,3 m do solo (DAP), a altura comercial e a classificação da qualidade do fuste. A magnitude para a probabilidade de uma árvore possuir oco variou entre as espécies e, de modo geral, tende a aumentar acentuadamente conforme se aumenta o DAP, atingindo cerca de 80% de chance

de ocorrência de oco em DAP de cerca de 100 cm para *Manilkara bidentata* e cerca de 120 cm para *Astronium lecointei* e *Mezilaurus itauba*, por exemplo.

As equações logísticas selecionadas para as quinze espécies avaliadas neste estudo são válidas e podem ser utilizadas na área de manejo florestal para predição da probabilidade de ocorrência de ocos em novas árvores inventariadas, com indícios de desempenho superior quando comparadas aos testes de oco atualmente aplicados. As estimativas podem ser utilizadas de maneira alternativa ou complementar no processo de seleção de árvores para a exploração, visando a redução do número de árvores ocas derrubadas.

5.6 Referências

- AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. **IEEE Transactions on Automatic Control**, 19(6): 717-723, 1974.
- ALMEIDA, V.B.; SILVA, J. N. M.; STEINBRENNER, M. K. A. Impacto da ocorrência de árvores ocas no rendimento da colheita de madeira na Floresta Nacional de Saracá-Taquera, Pará. **Pesquisa Florestal Brasileira** 42: 1-12, 2022. <https://doi.org/10.4336/2022.pfb.42e201902058>
- AMARAL, P.; VERÍSSIMO, A.; BARRETO, P.; VIDAL, E. **Floresta para Sempre: um Manual para Produção de Madeira na Amazônia**. Imazon, Belém. 1998.
- ANDRADE, V. H. F.; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; BOTOSSO, P. C.; MIRANDA, B. P.; SCHÖNGART, J. Growth models for two commercial tree species in upland forests of the Southern Brazilian Amazon. **For Ecol Manage** 438: 215-223, 2019. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2019.02.030>
- APOLINÁRIO, F. E.; MARTIUS, C. Ecological role of termites (Insecta, Isoptera) in tree trunks in central Amazonian rain forests. **For Ecol Manage** 194: 23-28, 2004. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2004.01.052>
- BATISTA, H. L. P. **Estudo de tempo e rendimento da motosserra considerando fatores ergonômicos numa exploração florestal na Amazônia Central**. 2008. 105 f. Dissertação (Mestrado em Biologia Tropical e Recursos Naturais) - Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia. 2008.
- BIASI, C. P.; ROCHA, M. P. Rendimento em madeira serrada e quantificação de resíduos para três espécies tropicais. **Floresta**, v. 37, n. 1, p. 95-108, 2007.
- BRASIL. Instituto Brasileiro do Meio Ambiente e dos Recursos Naturais Renováveis. **Norma de execução nº 1, de 24 de abril de 2007**. Institui, no âmbito desta Autarquia, as Diretrizes Técnicas para Elaboração dos Planos de Manejo Florestal Sustentável - PMFS de que trata o art. 19 da Lei 4.771, de 15 de setembro de 1965. Diário Oficial da União, Brasília, 30 abri. 2007. Seção 1, p. 405.

- BRAZ, M. E.; SCHENEIDER, P. R.; MATTOS, P. P.; SELLE, G. L.; THAINES, F.; RIBAS, L. A.; VUADEN, E. Taxa de corte sustentável para manejo das florestas tropicais. **Ciência Florestal** 22(1): 137–145, 2012. <https://doi.org/10.5902/198050985086>
- BROWN, I. F.; MARTINELLI, L. A.; THOMASD, W. W.; MOREIRA, M. Z.; FERREIRA, C. A. C.; VICTORIA, R. A. Uncertainty in the biomass of Amazonia Forest: an example from Rondônia, Brazil. **Forest Ecology and Management**, 75: 175-189, 1995. [https://doi.org/10.1016/0378-1127\(94\)03512-U](https://doi.org/10.1016/0378-1127(94)03512-U)
- CANETTI, A.; BRAZ, E. M.; MATTOS, P. P.; BASSO, R. O.; FIGUEIREDO FILHO, A. A new approach to maximize the wood production in the sustainable management of Amazon Forest. **Annals of For Sc** 78(67): 1-21, 2021. <https://doi.org/10.1007/s13595-021-01079-8>.
- COCKLE, K. L.; MARTIN, K.; DREVER, M. C. Supply of tree-holes limits nest density of cavity-nesting birds in primary and logged subtropical Atlantic Forest. **Biol Cons** 143(11): 2851-2857, 2010. <https://doi.org/10.1016/j.biocon.2010.08.002>
- CYSNEIROS, V. C.; MENDONÇA JÚNIOR, J. O.; LANZA, T. R.; MORAES, J. C. R.; SAMOR, O. J. M. Espécies madeireiras da Amazônia: riqueza, nomes populares e suas peculiaridades. **Pesquisa Florestal Brasileira** 38: 1-14, 2018. <https://doi.org/10.4336/2018.pfb.38e201801567>
- DANIELLI, F. E.; GIMENEZ, B. O.; OLIVEIRA, C. K. A.; SANTOS, L.; HIGUCHI, N. Modelagem do rendimento no desdobro de toras de *Manilkara* spp. (Sapotaceae) em serraria do estado de Roraima, Brasil. **Sci For** 44(111): 641-651, 2016. <https://doi.org/10.18671/scifor.v44n111.10>
- ELEUTERIO, A. A.; JESUS, M. A.; PUTZ, F. E. Stem Decay in Live Trees: Heartwood Hollows and Termites in Five Timber Species in Eastern Amazonia. **Forests** 11(10): 1-12, 2020. <https://doi.org/10.3390/f11101087>
- FIELDING, A. H.; BELL, J. F. A review of methods for the assessment of prediction errors in conservation presence/absence models. **Environ Conserv** 24:38-49, 1997.
- FOX, J. C.; HAMILTON, F.; ADES, P. K. Models of tree-level hollow incidence in Victorian state forests. **For Ecol Manage** 255: 2846-2857, 2008. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2008.01.060>
- FOX, J. C.; HAMILTON, F.; OCCHIPINTI, S. Tree hollow incidence in Victorian state forests. **Aust For** 72(1): 39-48, 2009. <https://doi.org/10.1080/00049158.2009.10676288>
- GIBBONS, P.; LINDENMAYER, D. B. Developing tree retention strategies for hollow-dependent arboreal marsupials in the wood production eucalypt forests of eastern Australia. **Aust For** 60: 29-45, 1997. <https://doi.org/10.1080/00049158.1997.10674696>
- GIBBONS, P. **Habitat-tree retention in wood production forests**. 1999. Tese - The Australian National University, Canberra. 1999.
- GIBBONS, P.; LINDENMAYER, D. B. **Tree Hollows and Wildlife Conservation in Australia**. CSIRO Publishing. 2002. 203 p.

- GOUGH, L. A.; BIERKEMOE, T.; SVERDRUP-THYGESON, A. Reactive Forest management can also be proactive for wood-living beetles in hollow oak trees. **Biol Conserv** 180: 75-83, 2014. <https://doi.org/10.1016/j.biocon.2014.09.034>
- GONÇALVES, F. G.; SANTOS, J. R. Composição florística e estrutura de uma unidade de manejo florestal sustentável na Floresta Nacional do Tapajós, Pará. **Acta Amazonica** 38(2): 229-244, 2008. <https://doi.org/10.1590/S0044-59672008000200006>
- HANLEY, J.; MCNEIL, B. The meaning and use of the area under a receiver operating characteristic (ROC) curve. **Radiology** 143: 29–36, 1982.
- HARPER, M. J.; MCCARTHY, M. A.; VAN DER, R. E. E. R. The abundance of hollow-bearing trees in urban dry sclerophyll forest and the effect of wind on hollow development. **Biol Conserv** 122: 181-192, 2005. <https://doi.org/10.1016/j.biocon.2004.07.003>
- HIGUCHI, N. Setor madeireiro e desenvolvimento sustentável na Amazônia. In GEEA: **Grupo de Estudos Estratégicos Amazônicos**. 2010. INPA: TOMO III, Caderno de Debates. <https://antigo.inpa.gov.br/index.php/component/content/article?id=221> [accessed on 25.01.2024]
- HOLLOWAY, G. L.; CASPERSEN, J. P.; VANDERWEL, M. C.; NAYLOR, B. J. Cavity tree occurrence in hardwood forests of central Ontario. **For Ecol Manage** 239: 191-199, 2007. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2006.12.004>
- HOSMER, D. W.; LEMESHOW, J. R. S.; STURDIVANT, R. X. **Applied logistic regression**. John Wiley & Sons, New York. 2013. 508 p.
- INIONS, G. B.; TANTON, M. T.; DAVEY, S. M. Effect of fire on the availability of hollows in trees used by the common brushtail possum, *Trichosurus vulpecula* Kerr, 1792, and ringtail possum, *Pseudocheirus peregrinus* Boddaerts, 1785. **Aust Wildlife Res** 16(4): 449-458, 1989. <https://doi.org/10.1071/WR9890449>.
- KOCH, A.; MUNKS, S.; DRISCOLL, D. The use of hollow-bearing trees by vertebrate fauna in wet and dry *Eucalyptus obliqua* forest, Tasmania. **Wildlife Res** 35(8): 727-746, 2008. <https://doi.org/10.1071/WR08007>
- LINDENMAYER, D. B.; CUNNINGHAM, R. B.; DONNELLY, C. F.; TANTON, M. T.; NIX, H. A. The abundance and development of cavities in *Eucalyptus* trees: a case study in the montane forests of Victoria, southeastern Australia. **For Ecol Manage** 60: 77-104, 1993. [https://doi.org/10.1016/0378-1127\(93\)90024-H](https://doi.org/10.1016/0378-1127(93)90024-H)
- LINDENMAYER, D. B.; CUNNINGHAM, R. B.; POPE, M. L.; GIBBONS, P.; DONNELLY, C. F. Cavity sizes and types in Australian eucalypts from wet and dry forest types: a simple of rule of thumb for estimating size and number of cavities. **For Ecol Manage** 137: 139-150, 2000. [https://doi.org/10.1016/S0378-1127\(99\)00322-9](https://doi.org/10.1016/S0378-1127(99)00322-9).

- LIU, J.; ZHENG, Z.; XU, X.; DONG, T.; CHEN, S. Abundance and distribution of cavity trees and the effect of topography on cavity presence in a tropical rainforest, southwestern China. **Can J for Res** 48: 1058-1066, 2018. <https://doi.org/10.1139/cjfr-2018-0044ç>
- LOUCHARD, A. R. B. **Produção e custos da exploração florestal madeireira com a inclusão de árvores ocas, em uma floresta ombrófila densa no oeste do Pará.** 2022. 70 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal Rural da Amazônia. 2022.
- MACPHERSON, A. J.; CARTER, D. R.; SCHULZE, M. D.; VIDAL, E. The sustainability of timber production from eastern Amazonian forests. **Land Use Policy** 29(2): 339-350, 2012. <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2011.07.004>
- MEDEIROS, R. G. S.; NASCIMENTO, C. C.; BARROS, S. V. S.; KROESSIN, A.; PAULA, E. V. C. M.; HIGUCHI, N. Tomografia de impulso na avaliação da sanidade e rendimento de *Micrandopsis scleroxylon* W. Rodr. **Nativa** 5: 649-655, 2017. <https://doi.org/10.31413/nativa.v5i7.4514>
- MEDEIROS, S. H. S.; NASCIMENTO, C. C.; OLIVEIRA, B. R.; SOUZA, M. A. S.; BARROS, F. B. Diagnosis of hollow trees in an area of effective sustainable forest management in the Amazon Forest. **International Journal for Innovation Education and Research** 9(1): 527-539, 2021. <https://doi.org/10.31686/ijier.vol9.iss1.2926>
- MIRANDA, D. L. C.; HIGUCHI, N.; TRUMBORE, S. E.; LATORRACA, J. V. F.; DO CARMO, J. F.; LIMA, A. J. N. Using radiocarbon-calibrated dendrochronology to improve tree-cutting cycle estimates for timber management in southern Amazon forests. **Trees** 32: 587-602, 2018. <https://doi.org/10.1007/s00468-018-1658-3>
- NOGUEIRA, E. M.; NESLSON, B. W.; FEARNSTIDE, P. M. Volume and biomass of trees in central Amazonia: influence of irregularly shaped and hollow trunks. **For Ecol Manage** 227: 14-21, 2006. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2006.02.004>
- NOGUEIRA, M.; VIEIRA, V.; SOUZA, A.; LENTINI, M. **Manejo de Florestas Naturais da Amazônia: corte, traçamento e segurança.** Manual Técnico 2. Instituto de Floresta Tropical, Belém, 2011. 144 p. https://ift.org.br/wp-content/uploads/2015/05/Manejo-de-Florestas-Naturais_02.pdf [accessed on 15.11.2023].
- OLIVEIRA JUNIOR, R. C.; KELLER, M. M.; RAMOS, J. F. F.; BELDINI, T. P.; CRILL, P. M.; CAMARGO, P. B.; VAN HAREN, J. Chemical analysis of rainfall and throughfall in the Tapajós National Forest, Belterra, Pará, Brazil. **Ambiente e Água** 10(2): 263-285, 2015. <https://doi.org/10.4136/ambi-agua.1552>
- ONODERA, K.; TOKUDA, S.; ABE, T.; NAGASAKA, A. Occurrence probabilities of tree cavities classified by entrance width and internal dimensions in hardwood forests in Hokkaido, Japan. **J of For Res** 18(1): 101-110, 2013. <https://doi.org/10.1007/s10310-011-0327-9>

- PEARCE, J.; FERRIER, S. Evaluating the predictive performance of habitat models developed using logistic regression. **Ecol Modelling** 133(3): 225-245, 2000. [https://doi.org/10.1016/S0304-3800\(00\)00322-7](https://doi.org/10.1016/S0304-3800(00)00322-7)
- R CORE TEAM. **R: A Language and Environment for Statistical Computing**. 2023. <https://www.R-project.org/> [accessed on 17.08.2023].
- REFLORA. **Herbário Virtual** (2023) <http://reflora.jbrj.gov.br/reflora/PrincipalUC/PrincipalUC.do?lingua=pt> [accessed on 15.07.2023].
- SALMONA, J.; DIXON, K. M.; BANKS, S. C. The effects of fire history on hollow-bearing tree abundance in montane and subalpine eucalypt forests in southeastern Australia. **For Ecol Manage** 428: 93-103, 2018. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2018.06.026>
- SANTOS, M. F. **Modelagem de ocorrência de ocos e de equações de volume genéricas e específicas para espécies manejadas na Amazônia**. 2020. 139 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Estadual do Centro-Oeste. 2020.
- SANTOS, M. F.; FIGUEIREDO FILHO, A.; GAMA, J. R. V.; RETSLAFF, F. A. S.; COSTA, D. L. Evaluation of the Occurrence of Hollows in Trees in Managed Forest in the Eastern Brazilian Amazon. **For Sci** 69(4): 397-414, 2023. <https://doi.org/10.1093/forsci/xfad007>
- SCHÖNGART, J. Growth-Oriented Logging (GOL): a new concept towards sustainable forest management in Central Amazonian várzea floodplains. **For Ecol Manage** 256: 46-58, 2008. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2008.03.037>
- SECCO, C. B. **Detecção de ocos em toras utilizando métodos de propagação de ondas ultrassônicas**. 2011. 115 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Agrícola) – Universidade Estadual de Campinas.
- SFB - Serviço Florestal Brasileiro. **Espécies florestais: Espécies madeireiras de interesse comercial**. 2023. snif.florestal.gov.br. [accessed on 10.07.2023].
- TROCKENBRODT, M.; IMIYABIR, Z.; JOSUE, J. Hollow logs and logging residues from Deramakot Forest Reserve, Sabah, Malaysia. **For Ecol Manage** 165: 141-150, 2002. [https://doi.org/10.1016/S0378-1127\(01\)00656-9](https://doi.org/10.1016/S0378-1127(01)00656-9)
- ULIANA, L. R. **Aplicação da tomografia de impulso na avaliação da qualidade do lenho de árvores de maçaranduba, *Manilkara huberi* (Ducke) Chavalier**. 2010. 156 f. Tese (Doutorado em Ciências) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”.
- VANCLAY, J. K. Hollow occurrence and tree spacing in *Eucalyptus tereticornis*. **Aust for** 85(3): 105-115, 2022. <https://doi.org/10.1080/00049158.2022.2137956>
- WARTON, D. I.; HUI, F. K. C. The arcsine is asinine: the analysis of proportions in ecology. **Ecology** 92(1): 3-10, 2011. <https://www.jstor.org/stable/29779568>

WOOLLEY, L.; MURPHY, B. P.; RADFORD, I. J.; WESTAWAY, J.; WOINARSKI, J. C. Z. Cyclones, fire, and termites: The drivers of tree hollow abundance in northern Australia's mesic tropical savanna. **For Ecol Manage** 419: 146-159, 2018. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2018.03.034>

ZANNE, A.; LOPEZ-GONZALEZ, G.; COOMES, D. et al. **Data from: Towards a worldwide wood economics spectrum**, [Dataset]. Dryad. 2009. <https://doi.org/10.5061/dryad.234> [accessed on 10.02.2023].

ZHENG, Z.; ZHANG, S.; YANG, G.; TANG, Y.; BASKIN, J.; BASKIN, C.; YANGA, L. Abundance and distribution of cavity trees in an old-growth subtropical montane evergreen broad-leaved forest. **Can J Forest Res** 39(11): 2234-2245, 2009. <https://doi.org/10.1139/X09-149>

ZUUR, A. F.; SAVELIEV, A. A.; IENO, E. N. **Zero inflated models and generalized linear mixed models with R**. Highland Statistics Ltda., Newburgh. 2012. 334 p.

5.7 Apêndices

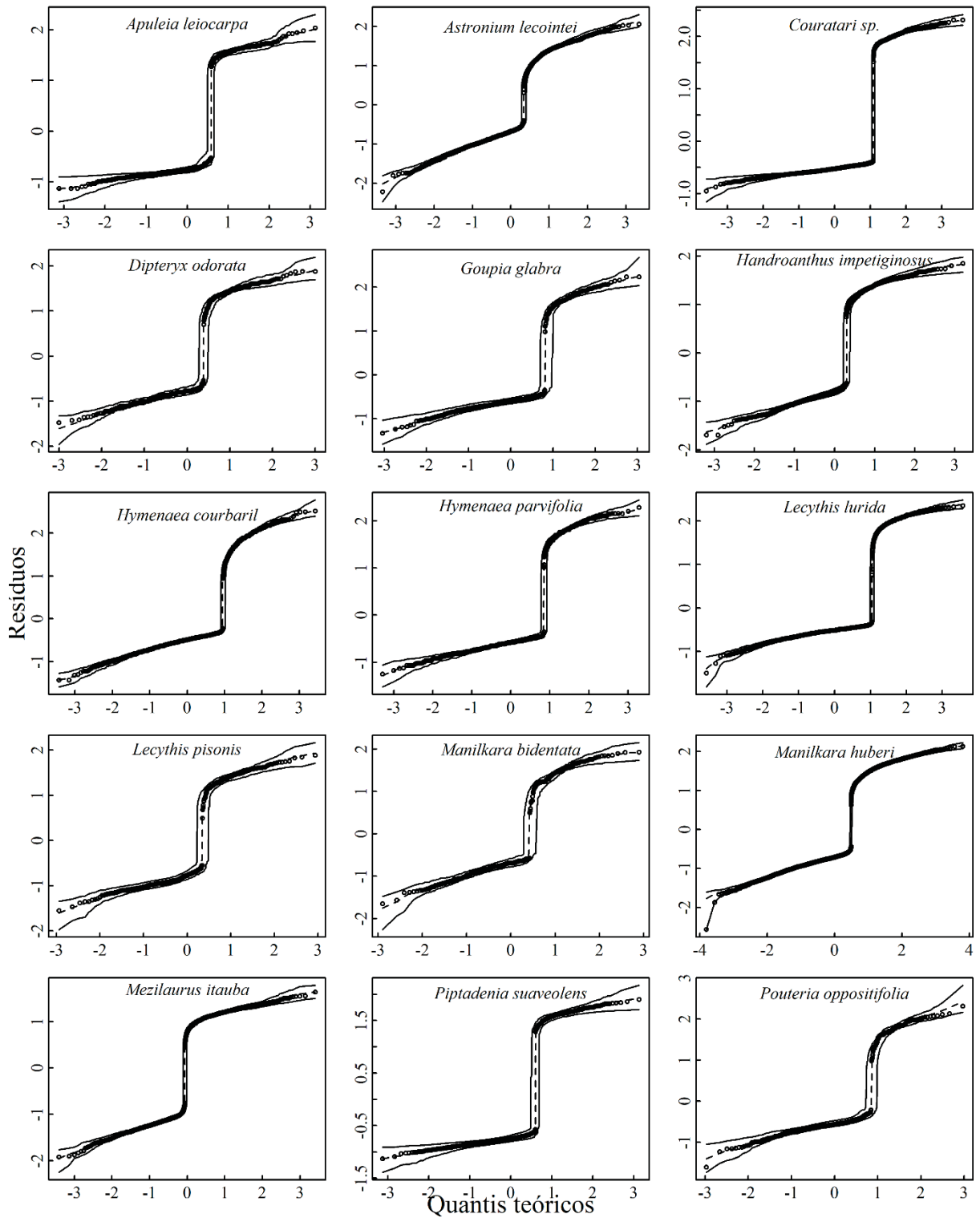


Figura 3. Gráfico de distribuição dos resíduos em função de *quantis* teóricos para o Modelo Linear Generalizado selecionado.

Tabela 6. Análise de *deviance* para Modelos Lineares Generalizados, aplicada às equações logísticas selecionadas para quinze espécies comerciais manejadas na Floresta Nacional do Tapajós, Amazônia Oriental, Brasil.

Espécie (Equação)		GL	<i>Deviance</i> (desvio)	GL resíduos	Variância residual	<i>p-valor</i>
<i>Apuleia leiocarpa</i>	Modelo Nulo			695	963	
	DAP	1	126,2	694	837	2,8E-29
	QF	2	25,2	692	812	3,3E-06
<i>Astronium lecointei</i>	Modelo Nulo			1519	2106	
	DAP	1	60,2	1518	2046	8,5E-15
	h _c	1	159,2	1517	1886	1,7E-36
	QF	2	61,6	1515	1825	4,2E-14
<i>Couratari sp.</i>	Modelo Nulo			3711	5145	
	DAP	1	2048,1	3710	3096	2,2E-16
	h _c	1	76,6	3709	3020	2,1E-18
	QF	2	57,8	3707	2962	2,9E-13
<i>Dipteryx odorata</i>	Modelo Nulo			466	646	
	DAP	1	30,4	465	616	3,6E-08
	QF	2	36,0	463	580	1,6E-08
<i>Goupia glabra</i>	Modelo Nulo			528	732	
	DAP	1	173,4	527	559	1,4E-39
	h _c	1	0,1	526	559	0,794
	QF	2	38,7	524	520	4,0E-09
<i>Handroanthus impetiginosus</i>	Modelo Nulo			904	1253	
	DAP	1	30,6	903	1223	3,2E-08
	h _c	1	46,1	902	1176	1,1E-11
	QF	2	18,9	900	1158	7,8E-05
<i>Hymenaea courbaril</i>	Modelo Nulo			2051	2843	
	DAP	1	841,3	2050	2002	5,6E-185
	QF	2	270,4	2048	1732	1,9E-59
<i>Hymenaea parvifolia</i>	Modelo Nulo			1226	1700	
	DAP	1	434,3	1225	1265	1,9E-96
	QF	2	87,8	1223	1178	8,7E-20

Continua...

Tabela 6. Continuação.

Espécie (Equação)		GL	Deviance (desvio)	GL resíduos	Variância residual	<i>p</i> -valor
<i>Lecythis lurida</i>	Modelo Nulo			3570	4949	
	DAP	1	1775,8	3569	3173	2,2E-16
	QF	2	274,1	3567	2899	3,0E-60
<i>Lecythis pisonis</i>	Modelo Nulo			381	528	
	DAP	1	21,1	380	507	4,3E-06
	h _c	1	1,4	379	506	0,229
	QF	2	27,3	377	478	1,2E-06
<i>Manilkara bidentata</i>	Modelo Nulo			330	457	
	DAP	1	25,9	329	432	3,6E-07
	QF	2	40,0	327	392	2,1E-09
<i>Manilkara huberi</i>	Modelo Nulo			8956	12416	
	DAP	1	987,7	8955	11428	8,6E-217
	h _c	1	145,4	8954	11283	1,7E-33
	QF	2	706,8	8952	10576	3,3E-154
<i>Mezilaurus itauba</i>	Modelo Nulo			1912	2651	
	DAP	1	12,2	1911	2638	4,9E-04
	h _c	1	21,6	1910	2617	3,3E-06
	QF	2	52,3	1908	2565	4,5E-12
<i>Piptadenia suaveolens</i>	Modelo Nulo			712	987	
	DAP	1	141,0	711	846	1,6E-32
	h _c	1	0,0	710	846	0,941
	QF	2	20,1	708	826	4,3E-05
<i>Pouteria oppositifolia</i>	Modelo Nulo			419	581	
	DAP	1	144,4	418	436	2,9E-33
	h _c	1	1,9	417	435	0,164
	QF	2	44,8	415	390	1,8E-10

DAP = Diâmetro à altura do peito (1,30 m); h_c = altura comercial; QF = Qualidade de Fuste; GL = grau de liberdade; *p*-valor = valor exato da significância estatística do teste Qui-Quadrado.

6 CAPÍTULO 2 – O diâmetro de oco em árvores pode ser predito? Estudo em árvores comerciais nativas na Amazônia oriental brasileira ²

RESUMO

Prever o diâmetro do espaço vazio (diâmetro de oco) existente no interior de uma árvore passível de comercialização é fundamental para a tomada de decisão sobre a colheita nas áreas sob manejo na Amazônia. O objetivo dessa pesquisa foi testar equações genéricas e específicas por espécie, selecionadas e validadas para estimar três diferentes medidas de diâmetro de oco em árvores comerciais nativas de uma floresta sob manejo no estado do Pará, Brasil. Uma amostra de 4.912 árvores ocas, envolvendo 29 espécies, foi utilizada para modelar o diâmetro médio de oco em nível de árvore (\bar{d}_o) e outra composta por 3.867 árvores ocas, pertencentes a 28 espécies, para modelar o diâmetro médio de oco da primeira tora do fuste comercial (\bar{d}_{o_1}) e o diâmetro de oco na base da árvore (d_{ob}). Ambas as amostras foram provenientes de duas Unidades de Produção Anual (UPAs), manejadas nos anos de 2020 e 2021 na Floresta Nacional do Tapajós (FNT). Os dados foram obtidos em inventários florestais a 100% e na operação de cubagem de toras. A mensuração dos ocos consistiu na obtenção de medidas de diâmetros dos ocos nas extremidades das toras, bem como a medição do seu comprimento. As variáveis diâmetro à altura do peito (DAP), altura comercial (h_c), diâmetro da tora na base da árvore (Db) e qualidade de fuste (QF) foram utilizadas para obtenção de uma equação genérica para todas as espécies e equações específicas para as espécies de maior ocorrência. O procedimento de seleção *Stepwise* foi utilizado para a identificação dos modelos apropriados para cada uma das três variáveis de interesse. A qualidade dos ajustes e a precisão das estimativas foi avaliada por meio do coeficiente de determinação ajustado, do erro padrão da estimativa, Critério de Informação de Akaike e dispersão gráfica dos resíduos padronizados. O Fator de Correção de Meyer foi usado para correção da discrepância logaritma dos modelos. Trinta por cento das duas amostras foram previamente separadas de forma aleatória para validação das equações, utilizando-se o teste t pareado e as estatísticas Viés e Raiz do Quadrado Médio do Erro. De modo geral, os modelos apresentaram baixos coeficientes de determinação ajustados (em média 0,21) e altos erros padrão de estimativa (em média 37%). Apesar disso, a validação indicou que as equações podem gerar estimativas acuradas. Verificou-se que é mais eficiente, em termos de precisão, estimar o \bar{d}_{o_1} , embora seja mais prático estimar o \bar{d}_o . Em comparação com as equações genéricas, as equações específicas podem gerar estimativas mais acuradas, com ganhos médios em precisão de 8,4%, 9,1% e 5,4% para \bar{d}_o , \bar{d}_{o_1} e d_{ob} , respectivamente. Portanto, o diâmetro de oco em árvores comerciais pode ser estimado em função de variáveis obtidas no inventário florestal, sendo que a melhor estratégia é a utilização de equações específicas por espécie para estimativa do diâmetro médio de oco na porção inicial do fuste comercial.

Palavras-chave: volume aproveitável; perdas volumétricas; predição do diâmetro do oco; floresta amazônica.

² Artigo publicado na Revista Delos (<https://ojs.revistadelos.com/>)

ABSTRACT

Predicting the diameter of the empty space (hollow diameter) inside a marketable tree is essential for decision-making about harvest in managed forest areas in the Amazon. The objective of this research was to test selected and validated generic and species-specific equations to estimate three different hollow diameter measurements in native commercial trees from a managed forest in the state of Pará, Brazil. A sample of 4,912 hollow trees, involving 29 species, was used to model the mean hollow diameter at tree level (\bar{d}_h), and another composed of 3,867 hollow trees, belonging to 28 species, was used to model the mean hollow diameter of the first log of the commercial stem (\bar{d}_{h_1}) and the hollow diameter at the base of the tree (d_{hb}). Both samples came from two Annual Production Units (APUs), managed in 2020 and 2021 in the Tapajós National Forest (TNF). The data were obtained from 100% forest inventories and from the log cubing operation. The measurement of the hollows consisted of obtaining measurements of the diameters of the hollows at the ends of the logs, as well as the measurement of their length. The variables diameter at breast height (DBH), commercial height (h_c), diameter of the log at the base of the tree (Db) and stem quality (SQ) were used in obtaining a generic equation for all species and specific equations for the most frequent species. The *Stepwise* selection procedure was used to identify the appropriate models for each of the three variables of interest. The quality of the adjustments and the precision of the estimates were evaluated by means of the adjusted coefficient of determination, the standard error of the estimate, Akaike's Information Criterion and graphical dispersion of the standardized residuals. The Meyer Correction Factor was used to correct the logarithm discrepancy of the models. Thirty percent of the two samples were previously randomly separated to validate the equations using the paired t-test and the Bias and Root Mean Square statistics of the error. In general, the models showed low adjusted coefficients of determination (on average 0.21) and high standard errors of estimation (on average 37%). Despite this, validation indicated that the equations could generate accurate estimates. It has been found that it is more efficient, in terms of accuracy, to estimate the \bar{d}_{h_1} , although it is more practical to estimate the d_{hb} . Compared to generic equations, specific equations can generate more accurate estimates, with average gains in accuracy of 8.4%, 9.1%, and 5.4% for \bar{d}_h , \bar{d}_{h_1} and d_{hb} , respectively. Therefore, the hollow diameter in commercial trees can be estimated as a function of variables obtained from the forest inventory, and the best strategy is the use of species-specific equations to estimate the average hollow diameter in the initial portion of the commercial stem.

Keywords: usable volume; volumetric losses; hollow diameter prediction; Amazon Forest.

6.1 Introdução

A ocorrência de ocos em árvores comerciais na Amazônia representa um dos vários desafios para o manejo florestal, sendo um dos principais fatores que causam superestimativa da área basal e, conseqüentemente, do volume de madeira passível de utilização previsto em inventários florestais (BROWN et al., 1995; NOGUEIRA et al., 2006). Com isso, a colheita de árvores ocas maximiza a discrepância entre o volume previsto a partir do inventário florestal e o volume efetivamente colhido, o que pode comprometer o planejamento e a viabilidade econômica do empreendimento florestal. Conforme ressaltado por Almeida et al. (2022), quanto maior for o oco, mais inviável economicamente será a exploração.

Atualmente, os empreendimentos florestais dependem essencialmente do teste de oco e do conhecimento empírico dos manejadores para identificar a presença de ocos nas árvores passíveis de colheita e, principalmente, prever o diâmetro do oco, quando presente. O teste de oco é realizado ao introduzir o sabre de uma motosserra na base do tronco da árvore (entre 10 e 50 cm de altura) na posição vertical, de forma que o operador possa avaliar os indicadores como serragem escura, existência de lama ou água e nível de resistência da árvore ao corte (NOGUEIRA et al., 2011). Alguns empreendimentos florestais estipulam um diâmetro de oco aceitável, os quais podem variar de 15 a 25% do diâmetro da árvore na altura do teste de oco para espécies de serraria e aproximadamente 8% para espécies de laminação, podendo haver uma proporção maior no caso de espécies com alto valor comercial (NOGUEIRA et al., 2011).

Comumente, a utilização do teste de oco resulta em equívocos na detecção de ocos e na estimativa de suas dimensões (ELEUTÉRIO et al., 2020; MEDEIROS et al., 2021; SANTOS et al., 2023), além de ser um procedimento invasivo e capaz de ocasionar danos irreversíveis à árvore (SECCO, 2011). Assim, diversas árvores ocas são colhidas e muitas delas com tamanho expressivo de oco, o que eleva os custos com mão de obra, maquinário e transporte, encarecendo a cadeia produtiva do setor madeireiro (MEDEIROS et al., 2017). Em última análise, a ocorrência de árvores ocas tem impacto sobre a viabilidade econômica do manejo florestal (ALMEIDA et al., 2022). A própria atividade de teste de oco representa um custo adicional relevante ao manejo florestal, especialmente em função do tempo e recursos empregados em uma árvore que eventualmente vem a ser substituída por possuir oco no fuste (BATISTA, 2008).

Neste cenário, a estimativa do diâmetro de oco, considerado o diâmetro do espaço vazio no interior do fuste, por meio de modelos estatísticos que utilizem variáveis obtidas no inventário, pode auxiliar no processo de seleção de árvores para a colheita. Indo além e considerando que a modelagem do diâmetro de oco não é uma tarefa estatística simples, faz-se importante testar equações para

diferentes cenários, como a estimativa do diâmetro médio de oco de todo o fuste comercial, o diâmetro médio de oco apenas na parte inicial do fuste (primeira tora) e o diâmetro oco na base do fuste, ou seja, na altura de corte da árvore.

Com exceção do estudo de Santos (2020), que avaliou a estimativa do diâmetro de oco utilizando a variável diâmetro à altura do peito (DAP) para quinze espécies comerciais amazônicas, não há relatos de pesquisas que objetivaram testar métodos estatísticos para árvores comerciais nativas na Amazônia brasileira. Carvalho (2023), por sua vez, avaliou a eficiência de redes neurais artificiais e modelos de regressão para estimar o volume oco em toras. Contudo, as variáveis preditoras foram obtidas em fustes derrubados e seccionados, o que restringe a aplicação do método a estas condições, inviabilizando a estimativa das dimensões do oco em árvores em pé.

Ademais, destaca-se que Santos (2020) propôs modelos de estimativa da probabilidade de ocorrência de oco em árvores comerciais amazônicas a partir dos mesmos dados da presente pesquisa. Tais modelos também são ferramentas desenvolvidas para auxiliar na seleção de árvores para a colheita, as quais devem ser aplicadas antes ou conjuntamente com a estimativa do diâmetro de oco. As previsões geradas a partir desses métodos podem contribuir para o manejo adequado de árvores com alta probabilidade de possuírem ocos e com diâmetros ocos maiores, por exemplo sua remoção da lista de árvores a serem colhidas. Ainda, a estimativa do diâmetro oco pode ser utilizada como parâmetro na modelagem do volume comercial.

O desenvolvimento desses modelos estatísticos pode acarretar maior similaridade entre o volume de madeira estimado no inventário florestal e o volume efetivamente colhido. Adicionalmente, a redução da colheita de árvores ocas pode minimizar os custos operacionais empreendidos no corte dessas árvores, além de influenciar positivamente na valoração e negociação da madeira (HOLMES et al., 2002; MACPHERSON et al., 2012), bem como na manutenção estratégica de árvores ocas na floresta, as quais possuem importância ecológica para a proteção de habitats da fauna dependente (COCKLE et al., 2010; GOUGH et al., 2014).

Nesse contexto, o objetivo deste estudo foi avaliar o desempenho de equações genéricas (para todas as espécies disponíveis) e específicas (para cada uma das cinco principais espécies comerciais), selecionadas e validadas para estimar o (i) diâmetro médio de oco em nível de árvore (\bar{d}_o); o (ii) diâmetro médio de oco da primeira tora do fuste comercial (\bar{d}_{o1}); e o (iii) diâmetro de oco na base da árvore (d_{ob}), em árvores comerciais manejadas na Amazônia brasileira.

6.2 Material e métodos

6.2.1 Área de estudo e obtenção dos dados

O estudo foi desenvolvido na Floresta Nacional do Tapajós (FNT), que é uma Unidade de Conservação (UC) federal localizada no Oeste do estado do Pará, Brasil, às margens da Rodovia Santarém-Cuiabá (BR-163). A UC abrange áreas dos municípios de Belterra, Aveiro, Placas e Rurópolis, entre as coordenadas geográficas 2° 45' a 4° 10' S e 54° 45' a 55° 30' W. A UC ocupa uma área de aproximadamente 544.927 ha, onde se localizam as Áreas de Manejo Florestal destinadas ao manejo florestal comunitário sob concessão não onerosa.

A vegetação na UC é classificada como Floresta Ombrófila Densa, caracterizando-se pela dominância de árvores de grande porte, palmeiras e epífitas, com dossel uniforme ou com árvores emergentes (GONÇALVES; SANTOS, 2008). O clima é caracterizado como quente e úmido (Am - Köppen) com pluviosidade média anual de 2.000 mm. Há uma estação seca (agosto a novembro) com temperatura média anual de 25 °C. O tipo de solo mais comum é o Latossolo Amarelo Distrófico, caracterizado por diferentes texturas, geralmente profundo, ácido e friável (OLIVEIRA JUNIOR et al., 2015).

Os dados utilizados neste estudo foram coletados em duas Unidades de Produção Anual (UPAs) localizadas na Área de Manejo Florestal (AMF) denominada Anambé II na FNT, as quais foram manejadas nos anos de 2020 (UPA 01) e 2021 (UPA 02). A área das UPAs 01 e 02 corresponde a 2.218 e 2.242 hectares, respectivamente, totalizando aproximadamente 4.460 hectares manejados. Os dados foram obtidos por meio de censos das árvores comerciais ($DAP \geq 50$ cm) e pela cubagem do volume de árvores selecionadas e colhidas. Nos censos, além da medição dos DAP e estimativa visual das alturas comerciais (h_c), as espécies foram identificadas por seu nome regional, sendo os nomes científicos identificados posteriormente em bases disponíveis digitais e publicações científicas (CYSNEIROS et al., 2018; REFLORA, 2023; SFB, 2023).

Nos inventários do tipo censo, também se identificou a qualidade do fuste (QF) das árvores passíveis de comercialização, classificando-as em: QF 1: fuste sem a presença aparente de defeitos, como tortuosidade e podridão; QF 2: fuste com a presença de defeitos, mas que não prejudicam de forma expressiva o aproveitamento da madeira; e QF 3: fuste com grandes defeitos, os quais inviabilizam o aproveitamento da árvore, tornando-as não comerciais. Por critérios pré-definidos pelo empreendimento florestal, apenas árvores com QF 1 e QF 2 foram colhidas.

A identificação e mensuração dos ocos foi realizada no procedimento de cubagem do volume comercializável das toras (romaneio), realizado no pátio após o arraste, seccionamento dos fustes e retirada de partes com defeitos (rachaduras, sapopemas, ocos, etc) nas extremidades das toras. Nos casos em que o oco ocorreu em toda a extensão da tora, foram obtidas duas medidas perpendiculares do diâmetro do oco tanto na extremidade maior (D1 e D2) quanto na extremidade menor (d1 e d2) da tora, o que resultou em um diâmetro médio em cada extremidade, ou seja, D e d. Nesses casos, o comprimento do oco foi igual ao comprimento da tora. Quando o oco não ocorreu em toda a extensão

da tora, foi obtido o diâmetro na extremidade de ocorrência. A base de dados foi composta por 16.495 árvores, pertencentes a 29 espécies comerciais.

6.2.2 Amostra para a modelagem do diâmetro médio de oco em nível de árvore (\bar{d}_o)

As medidas dos diâmetros dos ocos tomadas nas extremidades das seções possibilitaram a determinação do diâmetro médio oco por árvore (\bar{d}_o), isto é, por fuste comercializável. Considerando a variação do número de toras ocas no fuste, de modo que alguns fustes apresentaram oco em apenas uma tora, outros em algumas ou em todas as toras, calculou-se a média dos diâmetros ocos das toras nos fustes com duas ou mais toras ocas. Por sua vez, nos fustes com apenas uma tora oca, consideraram-se as medidas do diâmetro oco dessa tora para a obtenção do \bar{d}_o . Uma caracterização estrutural de ocos, inclusive em termos diamétricos, em nível de espécie e de árvore, para a mesma área do presente estudo, pode ser encontrada em Santos et al. (2023).

Para a modelagem do \bar{d}_o , foram testadas as variáveis DAP, h_c e QF, sendo esta última uma variável categórica (QF1 e QF2). Dentre as 16.495 árvores derrubadas nas duas UPAs, 5.333 (32%) possuíam oco em pelo menos uma tora do fuste comercializável.

Devido à extensão e grande variabilidade dos dados, realizou-se uma análise de consistência visando identificar valores discrepantes que indicassem, por exemplo, a ocorrência de erros não amostrais, dispostos como observações atípicas no conjunto de dados. Para isso, foi aplicado o teste de Grubbs (GRUBBS, 1969), bem como foi analisada a dispersão gráfica das variáveis de interesse.

Desta forma, a amostra utilizada para a modelagem do \bar{d}_o foi composta por 4.912 árvores-amostra (29 espécies), a qual foi aleatoriamente particionada em duas subamostras, sendo 70% do total de árvores (3.438 árvores) para o ajuste dos modelos e 30% (1.474 árvores), independentemente da espécie, para validação das equações selecionadas (Tabela 1). Valores médios por espécie da variável de interesse (\bar{d}_o) e das variáveis DAP e h_c também são apresentados na Tabela 1.

Tabela 1. Amostra utilizada no ajuste e validação das equações selecionadas para estimar o diâmetro médio de oco em nível de árvore (\bar{d}_o), para vinte e nove espécies manejadas na Floresta Nacional do Tapajós, Pará, Brasil.

Espécies	Ajuste			Validação				
	<i>n</i>	\bar{d}_o (cm)	DAP (cm)	<i>h_c</i> (m)	<i>n</i>	\bar{d}_o (cm)	DAP (cm)	<i>h_c</i> (m)
<i>Alexa grandiflora</i> Ducke	5	11,8	89,0	14,2	10	18,4	87,7	14,5
<i>Apuleia leiocarpa</i> (Vogel) J. F. Macbr.	55	15,8	83,1	19,8	16	15,9	85,8	21,1
<i>Astronium lecointei</i> Ducke	66	15,1	73,0	23,8	33	16,7	79,6	24,7
<i>Bowdichia</i> spp.	3	11,6	56,3	21,3	1	16,6	79,6	17,0
<i>Brosimum parinarioides</i> Ducke	5	11,7	83,3	16,6	1	6,8	63,7	15,0
<i>Caryocar glabrum</i> (Aubl.) Pers.	4	19,7	94,4	13,8	2	19,3	82,8	13,5
<i>Caryocar villosum</i> (Aubl.) Pers.	54	24,2	111,6	11,9	21	26,5	119,4	12,6
<i>Cedrela odorata</i> L.	11	13,3	82,8	18,7	6	16,9	94,9	19,0
<i>Couratari</i> spp.	75	17,0	84,9	22,5	35	18,0	85,5	22,3
<i>Dipteryx odorata</i> (Aubl.) Willd.	131	20,8	78,4	15,5	69	21,2	80,6	16,3
<i>Goupia glabra</i> Aubl.	52	16,2	74,1	13,4	17	20,7	76,2	14,1
<i>Handroanthus impetiginosus</i> (Mart. ex DC.) Mattos	73	22,1	103,2	24,4	33	17,9	96,0	23,5
<i>Handroanthus serratifolius</i> (A.H.Gentry)S.Grose	24	14,5	68,3	22,5	14	12,9	71,4	20,1
<i>Hymenaea courbaril</i> L.	130	23,1	94,7	25,8	42	22,6	96,1	25,4
<i>Hymenaea parvifolia</i> Huber	248	19,4	74,2	19,3	125	19,1	72,9	20,0
<i>Hymenolobium</i> spp.	2	15,8	67,0	16,5	2	21,5	83,6	16,5
<i>Lafoensia glyptocarpa</i> Koernhe	16	17,4	75,4	16,1	5	16,3	63,1	17,0
<i>Lecythis lurida</i> (Miers) S.A.Mori	71	14,2	72,5	16,7	28	12,6	73,2	17,5
<i>Lecythis pisonis</i> Cambess.	34	20,0	86,9	15,5	9	22,8	91,0	13,8
<i>Manilkara bidentata</i> (A. DC.) A. Chev.	64	16,0	66,3	15,0	23	16,1	65,0	15,7
<i>Manilkara elata</i> (Ducke) A. Chev.	1067	17,3	77,2	19,2	442	17,0	77,2	19,5
<i>Mezilaurus itauba</i> (Meisn.) Taub. ex Mez	1065	17,6	71,0	13,5	464	17,7	71,1	13,5
<i>Piptadenia suaveolens</i> (Miq)	82	18,4	74,2	16,3	37	16,9	78,0	16,5
<i>Pouteria bilocularis</i> (H.Winkl.) Baehni	17	14,0	64,2	16,5	5	13,1	69,2	18,6
<i>Pouteria oppositifolia</i> (Ducke) Baehni	36	12,7	68,3	16,1	14	15,5	75,2	15,9
<i>Qualea dinizii</i> Ducke	4	15,2	69,4	19,8	-	-	-	-
<i>Swartzia grandifolia</i> Bong. ex Benth.	1	11,6	60,8	18,0	-	-	-	-
<i>Terminalia amazonia</i> (J.F.Gmel.) Exell	42	19,4	76,4	18,7	19	19,1	75,0	19,3
<i>Vatairea paraensis</i> Ducke	1	20,5	120,0	26,0	1	8,3	91,4	26,0
Total Geral	3.438				1.474			
Médias ponderadas		17,9	76,5	17,3		17,9	76,8	17,5

n = número de árvores colhidas nas duas Unidades de Produção Anual; DAP = diâmetro à altura do peito, medido a 1,30 m do solo (cm); *h_c* = altura comercializável estimada no inventário florestal (m).

6.2.3 Amostra para a modelagem do diâmetro médio de oco da primeira tora (\bar{d}_{o1}) e do diâmetro de oco na base da árvore (d_{ob})

A mensuração dos diâmetros ocos em nível de tora também permitiu a obtenção do diâmetro médio oco da primeira tora (\bar{d}_{o1}), que corresponde ao diâmetro oco localizado na porção inicial (base) do fuste comercial. Considerando que na área de manejo florestal em estudo, os fustes comerciais são subdivididos em toras de 4 a 7 metros, pode-se dizer que o \bar{d}_{o1} corresponde à média de diâmetro de

oco até aproximadamente 7 metros de altura do fuste comercial. A partir da mensuração do diâmetro do oco na extremidade maior da primeira seção do fuste (tora da base), pode-se obter o diâmetro de oco na base da árvore (d_{ob}), que também pode ser descrito como o diâmetro de oco na base do fuste comercial. Desta forma, foi possível utilizar a mesma amostra para a modelagem do \bar{d}_{ol} e do d_{ob} .

Além das variáveis DAP, h_c e QF (duas categorias – QF1 e QF2), também se testou a variável diâmetro da tora na base do fuste (Db) na modelagem do \bar{d}_{ol} e do d_{ob} . O Db corresponde ao diâmetro na extremidade maior da primeira seção do fuste (tora da base), obtido no processo de cubagem rigorosa. Em geral, o Db também corresponde à medida de diâmetro do toco, exceto nos casos em que parte do fuste é descartada em função de defeitos como sapopemas, rachaduras e tortuosidades acentuadas (destopo da base).

A utilização desta variável na modelagem do \bar{d}_{ol} e do d_{ob} pressupõe a necessidade de sua obtenção no inventário a 100%, a qual pode ser medida na altura de corte da árvore ou, opcionalmente, pode ser estimada a partir do DAP.

Das 16.495 árvores colhidas nas duas UPAs, 4.206 árvores (25%) possuíam oco na primeira tora do fuste comercializável, sendo este oco presente em toda a extensão da tora, o que permitiu a obtenção dos diâmetros ocos em ambas as extremidades e, conseqüentemente, o cálculo do \bar{d}_{ol} . Assim como na modelagem do \bar{d}_o , também se realizou uma análise de consistência dos dados a partir do teste de Grubbs (GRUBBS, 1969) e da análise da dispersão gráfica das variáveis de interesse. Com isso, a amostra utilizada para a modelagem do \bar{d}_{ol} e do d_{ob} foi composta por 3.867 árvores-amostra de 28 espécies comerciais.

A amostra foi aleatoriamente separada em duas subamostras, sendo 70% (2.706 árvores) para o ajuste dos modelos e 30% (1.161 árvores) para validação das equações selecionadas (Tabela 2). Valores médios por espécie das variáveis de interesse (\bar{d}_{ol} e d_{ob}) e das covariáveis Db, DAP e h_c também são apresentados na Tabela 2.

Ressalta-se que, para algumas espécies, o Db médio é menor que o DAP médio, o que pode ser explicado por fatores como o descarte de partes de início do fuste em função da presença de defeitos (rachaduras, tortuosidade, ocos de grandes diâmetros etc.), o que eleva a medida do diâmetro da extremidade maior da primeira tora para uma altura acima do DAP; presença de sapopemas, que são retiradas antes da mensuração dos diâmetros; entre outros.

Tabela 2. Amostra utilizada no ajuste e validação das equações selecionadas para estimar o diâmetro médio de oco da primeira tora do fuste (\bar{d}_{ol}) e o diâmetro de oco na base da árvore (d_{ob}), para vinte e oito espécies manejadas na Floresta Nacional do Tapajós, Pará, Brasil.

Espécies	Ajuste						Validação					
	<i>n</i>	\bar{d}_{ol} (cm)	d_{ob} (cm)	Db (cm)	DAP (cm)	h_c (m)	<i>n</i>	\bar{d}_{ol} (cm)	d_{ob} (cm)	Db (cm)	DAP (cm)	h_c (m)
<i>Alexa grandiflora</i>	5	21,8	24,7	81,8	78,4	13,4	3	18,0	14,0	93,5	97,6	19,0
<i>Apuleia leiocarpa</i>	41	17,5	17,0	72,9	83,7	20,5	12	16,0	16,2	72,7	82,3	19,8
<i>Astronium lecointei</i>	43	21,3	23,7	73,8	79,3	25,3	18	20,7	23,9	72,7	74,4	23,1
<i>Bowdichia</i> spp.	1	19,5	13,5	80,0	79,6	17,0	2	14,5	15,5	52,3	55,9	19,5
<i>Brosimum parinarioides</i>	2	15,0	17,0	94,3	80,1	16,0	-	-	-	-	-	-
<i>Caryocar glabrum</i>	5	20,6	22,1	88,4	91,4	13,0	-	-	-	-	-	-
<i>Caryocar villosum</i>	43	26,9	29,3	120,9	118,4	11,9	22	25,2	27,1	109,8	110,9	12,6
<i>Cedrela odorata</i>	11	17,7	19,7	75,7	84,1	17,5	4	19,7	21,3	84,8	97,5	19,3
<i>Couratari</i> spp.	40	23,7	25,3	89,1	93,3	23,4	10	23,6	24,9	82,1	82,7	21,7
<i>Dipteryx odorata</i>	98	22,2	20,9	77,8	84,0	15,9	47	20,7	19,4	75,6	77,7	16,1
<i>Goupia glabra</i>	48	19,1	20,0	73,1	77,0	13,9	14	20,0	20,4	70,1	72,9	13,1
<i>Handroanthus impetiginosus</i>	42	23,6	27,0	93,5	97,5	24,3	35	29,2	32,5	101,3	105,4	23,7
<i>Handroanthus serratifolius</i>	12	15,3	18,1	63,1	69,3	20,8	9	13,1	12,9	62,5	70,0	23,8
<i>Hymenaea courbaril</i>	101	27,6	27,8	97,3	97,2	26,2	40	27,5	26,4	93,6	94,8	25,1
<i>Hymenaea parvifolia</i>	200	22,4	22,7	74,5	75,1	19,7	95	22,5	21,7	72,7	73,8	19,8
<i>Hymenolobium</i> spp.	1	53,0	79,5	224,0	200,0	22,0	1	19,5	19,5	69,0	64,0	17,0
<i>Lafoensia glyptocarpa</i>	13	18,2	17,3	65,0	76,1	16,5	6	20,2	18,5	68,3	69,3	16,3
<i>Lecythis lurida</i>	25	18,8	21,9	80,2	79,5	16,1	14	18,3	20,4	74,7	79,8	18,2
<i>Lecythis pisonis</i>	17	22,8	24,0	87,5	86,1	15,5	19	23,3	25,7	89,7	91,1	14,5
<i>Manilkara bidentata</i>	42	18,0	16,8	65,2	67,2	15,5	22	17,6	16,9	66,6	66,6	15,9
<i>Manilkara elata</i>	872	21,7	23,1	75,5	77,9	19,4	366	22,2	24,0	77,2	79,8	19,5
<i>Mezilaurus itauba</i>	898	18,4	17,7	72,5	72,2	13,7	374	18,4	17,4	71,8	71,4	13,7
<i>Piptadenia suaveolens</i>	74	21,6	22,5	69,6	76,5	16,2	24	20,1	21,4	67,6	76,7	16,6
<i>Pouteria bilocularis</i>	8	16,2	17,4	61,7	66,7	16,8	7	17,2	16,9	60,3	61,6	16,9
<i>Pouteria oppositifolia</i>	24	14,2	14,9	66,9	71,8	16,3	6	16,5	15,7	65,6	65,8	16,0
<i>Qualea dinizii</i>	3	15,2	13,8	64,8	66,3	17,0	-	-	-	-	-	-
<i>Terminalia amazonia</i>	36	21,6	20,1	72,6	78,3	19,2	11	21,5	20,4	67,4	77,0	18,8
<i>Vatairea paraensis</i>	1	8,3	9,0	86,0	91,4	26,0	-	-	-	-	-	-
Total geral	2706						1161					
Médias ponderadas		20,7	21,1	76,0	77,9	17,4		20,9	21,3	76,1	77,8	17,4

n = número de árvores colhidas nas duas Unidades de Produção Anual; Db = diâmetro da tora na base da árvore, ou seja, na extremidade maior da primeira tora (cm); DAP = diâmetro à altura do peito, medido a 1,30 m do solo (cm); h_c = altura comercializável estimada no inventário florestal a 100% (m).

6.2.4 Modelagem de diâmetro médio de oco em nível de árvore (\bar{d}_o), diâmetro médio de oco da primeira tora (\bar{d}_{ol}) e diâmetro de oco na base da árvore (d_{ob})

Considerando-se a possibilidade de redução de erros de estimativa para as variáveis \bar{d}_o , \bar{d}_{ol} e d_{ob} , adotou-se como estratégia a estratificação das amostras. Dessa forma, além do ajuste de um modelo genérico para todas as espécies, obteve-se um modelo específico para cada uma das seguintes espécies comerciais: *M. itauba*, *M. elata*, *H. parvifolia*, *D. odorata* e *H. courbaril*. Essas cinco espécies representam 77% da amostra utilizada para a modelagem de \bar{d}_o e 80% da amostra utilizada para a modelagem de \bar{d}_{ol} e d_{ob} .

A identificação dos modelos apropriados para cada cenário teve como base o procedimento de seleção *Stepwise*, utilizando-se o Critério de Informação de Akaike (AIC) como parâmetro para a inclusão ou remoção de cada covariável. Os modelos foram inicialmente testados sem transformações das variáveis. Contudo, verificou-se que a maioria dos modelos não atendeu aos pressupostos da regressão, notadamente a normalidade dos resíduos e a homogeneidade de suas variâncias. Dessa forma, utilizou-se a transformação logarítmica das variáveis dependentes (\bar{d}_o , \bar{d}_{ol} e d_{ob}) o que, de modo geral, resultou em normalidade dos erros das equações.

A significância estatística dos coeficientes estimados foi avaliada por meio do teste t ($\alpha = 0,05$). Avaliou-se a qualidade dos ajustes e a precisão das estimativas por meio do coeficiente de determinação ajustado (R^2_{aj}), do erro padrão da estimativa absoluto (S_{yx} cm) e percentual (S_{yx} %), do Critério de Informação de Akaike (AIC) e da dispersão gráfica dos resíduos padronizados. O Fator de Correção de Meyer (FCM) foi calculado e aplicado para correção do viés na retransformação logarítmica nas estimativas dos modelos. A normalidade dos resíduos foi analisada a partir da distribuição dos resíduos padronizados em função de quantis teóricos, apresentados em gráficos Quantil-Quantil. A homogeneidade das variâncias foi avaliada por meio do teste de Breusch-Pagan ($\alpha = 0,05$).

Por fim, as equações obtidas foram aplicadas para a estimativa de \bar{d}_o , \bar{d}_{ol} e d_{ob} nos respectivos dados de validação. Em seguida, aplicou-se o teste de t pareado ($\alpha = 0,05$) para comparação das estimativas com as respectivas observações, testando-se a hipótese nula de que as amostras eram estatisticamente iguais.

Complementarmente, os erros de estimativa para os dados de validação foram mensurados por meio das estatísticas Viés e Raiz do Quadrado Médio do Erro absoluta (RQME cm) e percentual (RQME %). Também foram gerados gráficos de dispersão dos valores estimados em função dos observados. Todas as análises gráficas e as estatísticas de ajuste, precisão e validação foram realizadas utilizando o programa computacional R (R Core Team, 2023).

6.3 Resultados

Constatou-se que o diâmetro médio de oco em nível de árvore (\bar{d}_o) tende a ser maior quando o DAP (Figura 1a) e a h_c (Figura 1b) das árvores também são maiores, de acordo com a correlação linear de Pearson positiva e significativa de 0,43 entre \bar{d}_o e DAP, e de 0,11 entre \bar{d}_o e h_c , embora esta última seja baixa. Em uma análise mais específica, notou-se que, das 277 árvores com $\bar{d}_o \geq 30$ cm, 73% apresentaram DAP igual ou superior a 90 cm. Isso sugere que, além de as árvores de maiores diâmetros serem mais propensas à incidência de ocos, elas também contêm ocos proporcionalmente maiores.

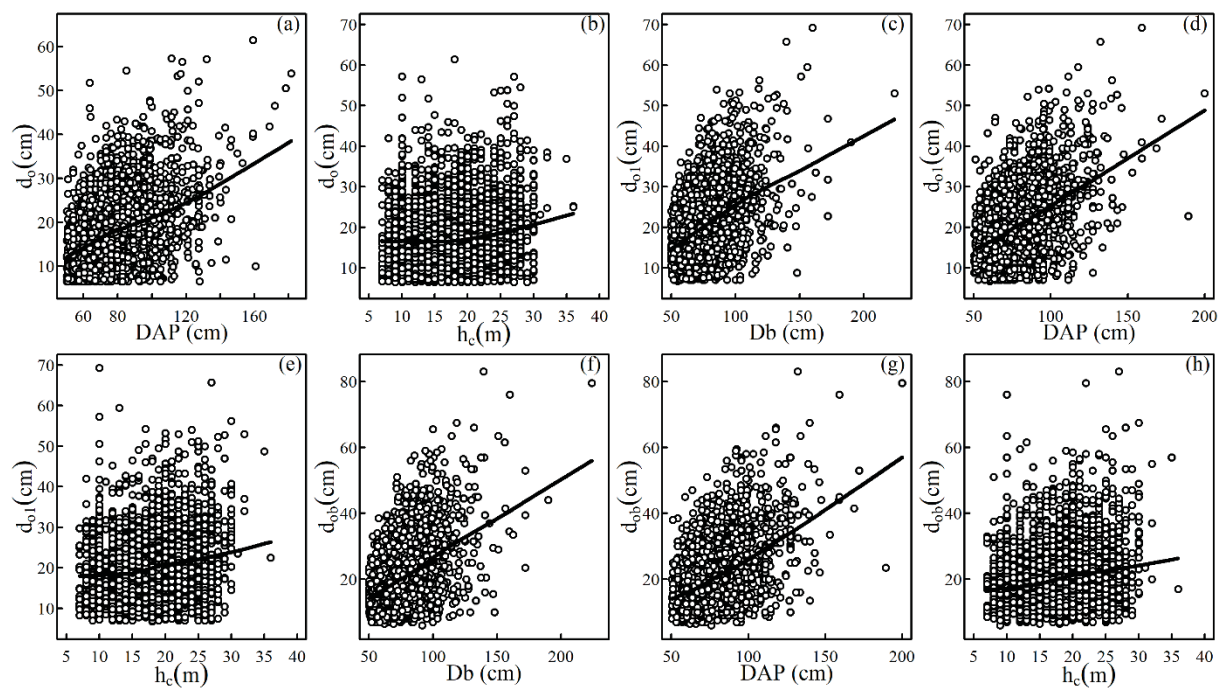


Figura 1. Relação do diâmetro médio de oco em nível de árvore (\bar{d}_o), do diâmetro médio de oco da primeira tora (\bar{d}_{o1}) e do diâmetro de oco na base da árvore (d_{ob}) com o diâmetro à altura do peito (DAP), altura comercial (h_c) e diâmetro da tora na base do fuste comercial (Db).

Observou-se uma tendência semelhante ao \bar{d}_o para o \bar{d}_{o1} , que também aumenta à medida que as variáveis independentes Db (Figura 1c), DAP (Figura 1d) e h_c (Figura 1e) aumentam. Isso resultou em uma correlação linear positiva e estatisticamente significativa ($p < 0,01$) com Db ($r = 0,49$), DAP ($r = 0,50$) e h_c ($r = 0,22$), indicando que essas três covariáveis podem influenciar diretamente a proporção do \bar{d}_{o1} .

Na Figura 1 também são apresentados os gráficos da relação entre o d_{ob} e as variáveis independentes utilizadas na modelagem (Figura 1f, 1g e 1h). De maneira similar, identificou-se um aumento do d_{ob} à medida que as variáveis independentes Db, DAP e h_c também aumentaram.

Corroborando a análise gráfica, verificou-se uma correlação linear positiva e estatisticamente significativa ($p < 0,01$) entre o d_{ob} e as variáveis Db ($r = 0,48$), DAP ($r = 0,50$) e h_c ($r = 0,25$).

Em relação à qualidade de fuste, verificou-se que o \bar{d}_o tende a ser maior em árvores com QF 2, embora essa diferença seja em média de apenas 1 cm aproximadamente (Figura 2a). Por outro lado, as árvores com QF1 apresentam, em média, \bar{d}_{o1} de 21,7 cm, valor maior que a média de \bar{d}_{o1} observada para as árvores com QF2 (Figura 2b). Além disso, as árvores classificadas com QF1 apresentam, em média, d_{ob} de 22,8 cm, valor superior ao valor médio de d_{ob} apresentado pelas árvores com QF2 (Figura 2c), de modo semelhante ao observado na relação entre QF e \bar{d}_{o1} .

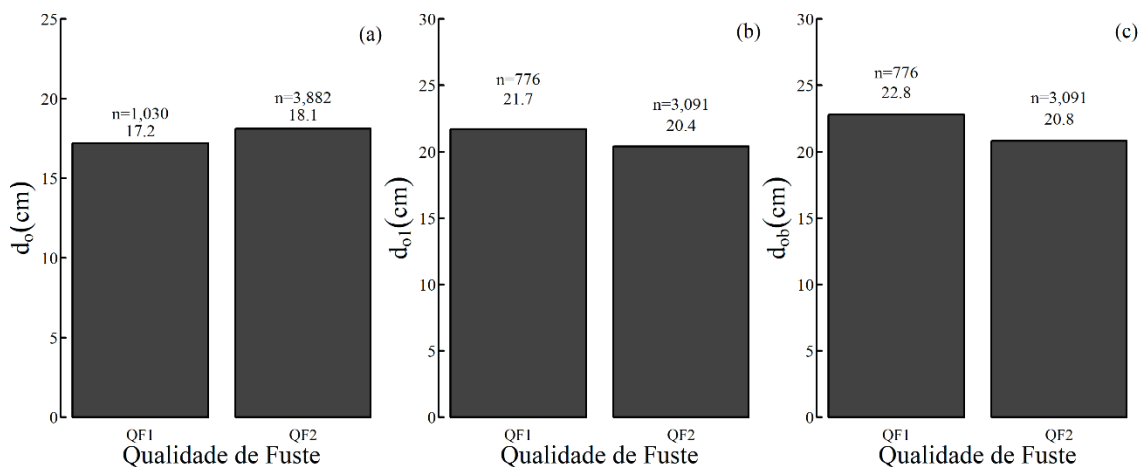


Figura 2. Relação da variável categórica Qualidade de Fuste (QF) com o (a) diâmetro médio de oco em nível de árvore - \bar{d}_o , (b) diâmetro médio de oco da primeira tora - \bar{d}_{o1} e (c) diâmetro de oco na base da árvore - d_{ob} .

Na Tabela 3, apresentam-se os modelos definidos pelo *Stepwise* para as três variáveis de interesse (\bar{d}_o , \bar{d}_{o1} e d_{ob}), indicando as covariáveis selecionadas e seus respectivos coeficientes estimados, bem como as estatísticas de ajuste e precisão obtidas. As equações apresentaram coeficientes estimados significativos ($p < 0,05$), com raras exceções, de acordo com o teste t da regressão. No entanto, as estatísticas de ajuste e precisão indicaram que as covariáveis tiveram dificuldade em explicar a totalidade da variabilidade das variáveis de interesse, especialmente o \bar{d}_o e o d_{ob} , resultando em baixos coeficientes de determinação ajustados e elevados erros de estimativa. Em média, as equações destinadas à estimativa do \bar{d}_{o1} apresentaram melhor desempenho em termos de ajuste e precisão. Elas exibiram valores de R^2_{aj} superiores a 20% na maioria dos casos e erros (S_{yx}) em torno de 33% (Tabela 3). Além disso, essas equações também apresentaram os menores valores de AIC. Para fins de comparação, os erros (S_{yx}) foram, em média, 38 e 40% para as equações relacionadas ao \bar{d}_o e d_{ob} , respectivamente.

Tabela 3. Coeficientes estimados e estatísticas de ajuste e precisão das equações selecionadas para estimar o diâmetro médio de ocos em nível de árvore (\bar{d}_o), o diâmetro médio de oco da primeira tora (\bar{d}_{o1}) e o diâmetro de oco na base da árvore (d_{ob}).

VD	Identificação das equações	Equações selecionadas	FCM	R ² _{aj}	S _{yx} (cm)	S _{yx} (%)	AIC	p
\bar{d}_o	Equação Genérica	$\ln(\bar{d}_o) = 0,8406 \ln(DAP) + (-0,9295 \text{ QF1}) + (-0,8167 \text{ QF2})$	1,09	0,19	7,22	40,41	3572,89	0,05
	<i>M. itauba</i>	$\ln(\bar{d}_o) = 0,8674 \ln(DAP) + (-1,0241 \text{ QF1}) + (-0,8886 \text{ QF2})$	1,07	0,16	6,47	36,81	956,88	0,10
	<i>M. elata</i>	$\ln(\bar{d}_o) = 0,7895 \ln(DAP) + (-0,7250 \text{ QF1}) + (-0,6221 \text{ QF2})$	1,08	0,14	7,02	40,52	1091,72	0,01
	<i>H. parvifolia</i>	$\ln(\bar{d}_o) = 0,8279 \ln(DAP) + 0,2834 \ln(h_c) + (-1,5458 \text{ QF1}) + (-1,4938 \text{ QF2})$	1,07	0,18	6,83	35,30	222,74	0,43
	<i>D. odorata</i>	$\ln(\bar{d}_o) = 1,0060 \ln(DAP) + (-1,5347 \text{ QF1}) + (-1,4098 \text{ QF2})$	1,08	0,24	7,69	37,05	137,58	0,02
	<i>H. courbaril</i>	$\ln(\bar{d}_o) = 1,1411 \ln(DAP) + (-2,1647 \text{ QF1}) + (-2,0818 \text{ QF2})$	1,07	0,23	8,17	35,43	118,73	0,06
\bar{d}_{o1}	Equação Genérica	$\ln(\bar{d}_{o1}) = 0,4171 \ln(Db) + 0,4526 \ln(DAP) + 0,0894 \ln(h_c) + (-1,0857 \text{ QF1}) + (-1,0550 \text{ QF2})$	1,07	0,24	7,46	36,00	2287,76	0,00
	<i>M. itauba</i>	$\ln(\bar{d}_{o1}) = -0,3151 + 0,3699 \ln(Db) + 0,3721 \ln(DAP)$	1,06	0,14	6,34	34,38	602,65	0,75
	<i>M. elata</i>	$\ln(\bar{d}_{o1}) = 0,4983 \ln(Db) + 0,4848 \ln(DAP) + (-1,2550 \text{ QF1}) + (-1,2465 \text{ QF2})$	1,07	0,24	7,57	34,85	732,04	0,03
	<i>H. parvifolia</i>	$\ln(\bar{d}_{o1}) = 0,8880 \ln(Db) + 0,2802 \ln(h_c) + (-1,6752 \text{ QF1}) + (-1,5734 \text{ QF2})$	1,04	0,28	5,61	25,09	57,70	0,17
	<i>D. odorata</i>	$\ln(\bar{d}_{o1}) = -0,6774 + 0,8386 \ln(DAP)$	1,07	0,21	7,80	35,07	92,39	0,95
	<i>H. courbaril</i>	$\ln(\bar{d}_{o1}) = 1,0019 \ln(DAP) + 0,4012 \ln(h_c) + (-2,6925 \text{ QF1}) + (-2,5797 \text{ QF2})$	1,07	0,23	9,46	34,25	86,13	0,41
d_{ob}	Equação Genérica	$\ln(d_{ob}) = 0,3818 \ln(Db) + 0,5764 \ln(DAP) + 0,1466 \ln(h_c) + (-1,6180 \text{ QF1}) + (-1,6068 \text{ QF2})$	1,09	0,25	8,74	41,38	2839,11	0,00
	<i>M. itauba</i>	$\ln(d_{ob}) = 0,2618 \ln(Db) + 0,5762 \ln(DAP) + (-0,8414 \text{ QF1}) + (-0,7838 \text{ QF2})$	1,08	0,13	7,43	42,01	822,04	0,00
	<i>M. elata</i>	$\ln(d_{ob}) = 0,4919 \ln(Db) + 0,5675 \ln(DAP) + (-1,5339 \text{ QF1}) + (-1,5300 \text{ QF2})$	1,08	0,23	8,77	37,87	888,47	0,06
	<i>H. parvifolia</i>	$\ln(d_{ob}) = 1,2056 \ln(Db) + (-2,2586 \text{ QF1}) + (-2,1151 \text{ QF2})$	1,06	0,27	7,13	31,49	140,23	0,14
	<i>D. odorata</i>	$\ln(d_{ob}) = -0,9911 + 0,8899 \ln(DAP)$	1,10	0,19	8,66	41,47	117,59	0,08
	<i>H. courbaril</i>	$\ln(d_{ob}) = -1,7637 + 1,0379 \ln(Db) + 2,1229 \ln(DAP)$	1,10	0,20	$\frac{11,9}{2}$	42,81	124,49	0,74

VD = variável dependente; Db = diâmetro na base do fuste comercial (cm); DAP = diâmetro à altura do peito (cm); h_c = altura comercializável estimada visualmente (m); QF = qualidade de fuste; FCM = Fator de Correção de Meyer; R²_{aj} = coeficiente de determinação ajustado; S_{yx} (cm) = erro padrão da estimativa absoluto; S_{yx} (%) = erro padrão da estimativa percentual; AIC = Critério de Informação Akaike; p = valor-p do teste de Breusch-Pagan.

As equações específicas por espécie mostraram-se mais eficientes que as equações genéricas, o que é evidenciado principalmente pelos valores do AIC, que foram menores para aquelas equações nos três cenários de modelagem. Ao avaliar os resíduos das equações, o teste de Breusch-Pagan indicou heterogeneidade das variâncias ($p < 0,05$) para apenas seis das 18 equações ajustadas (Tabela 3). Entre as três equações genéricas, verificou-se homogeneidade das variâncias dos resíduos apenas para a equação obtida para estimar o \bar{d}_o .

De modo geral, os resíduos apresentaram distribuição normal na maioria dos casos, com a linha de pontos se mantendo dentro dos envelopes de confiança nos gráficos quantil-quantil (Figura

5 – Apêndices). No entanto, observaram-se tendências de não normalidade dos resíduos para algumas equações, como as equações específicas de *M. itauba*, *H. parvifolia* e *D. odorata*, geradas para estimativa do \bar{d}_o , bem como a equação específica da espécie *H. parvifolia*, ajustada para estimativa do \bar{d}_{oI} , e as equações específicas das espécies *M. elata* e *H. parvifolia*, destinadas às estimativas do d_{ob} . Nesses casos, constatou-se a existência de pontos fora dos envelopes de confiança nos gráficos quantil-quantil, notadamente nos extremos. Apesar dos erros de estimativa elevados observados para a maioria das equações, verificou-se distribuição homogênea dos resíduos padronizados ao longo da linha nula, indicando a inexistência de tendências indesejáveis na distribuição dos erros (Figura 3).

No procedimento de validação das equações, o teste t pareado indicou semelhança estatística ($p > 0,05$) entre os valores observados e estimados para todas as equações (Tabela 4). Os valores de Viés aproximaram-se de zero para todas as equações (Tabela 4), indicando que a diferença entre os valores observados e os estimados tende fortemente a zero, apesar da existência de erros individuais expressivos nas amostras. Os erros de estimativa aproximaram-se dos erros observados para os dados de ajuste, sendo o menor erro percentual observado para a equação de *H. courbaril* (Tabela 4). As medidas de erro, representadas pelos valores de RQME absolutos e percentuais, indicaram semelhança em relação aos erros de estimativa observados nos ajustes (Tabela 4). Em termos médios, as seis equações ajustadas para estimativa do \bar{d}_{oI} apresentaram menor erro (34%), além de menor valor médio de Viés (0,12).

A distribuição gráfica dos valores observados e estimados de \bar{d}_o indicou que as estimativas foram adequadas dentro das limitações das equações, apesar de uma forte tendência de subestimativa dos maiores valores observados de \bar{d}_o para a equação genérica e para a equação específica de *M. itauba* (Figura 4). Nesses casos, os erros de estimativa podem estar relacionados principalmente às árvores com maiores valores observados, que tendem a ser subestimados pelas equações. De modo geral, os valores estimados de \bar{d}_{oI} e d_{ob} para os dados de validação também apresentaram uma clara relação com seus respectivos valores observados, apesar das tendências de subestimativa dos maiores \bar{d}_{oI} e d_{ob} e vice-versa (Figura 4).

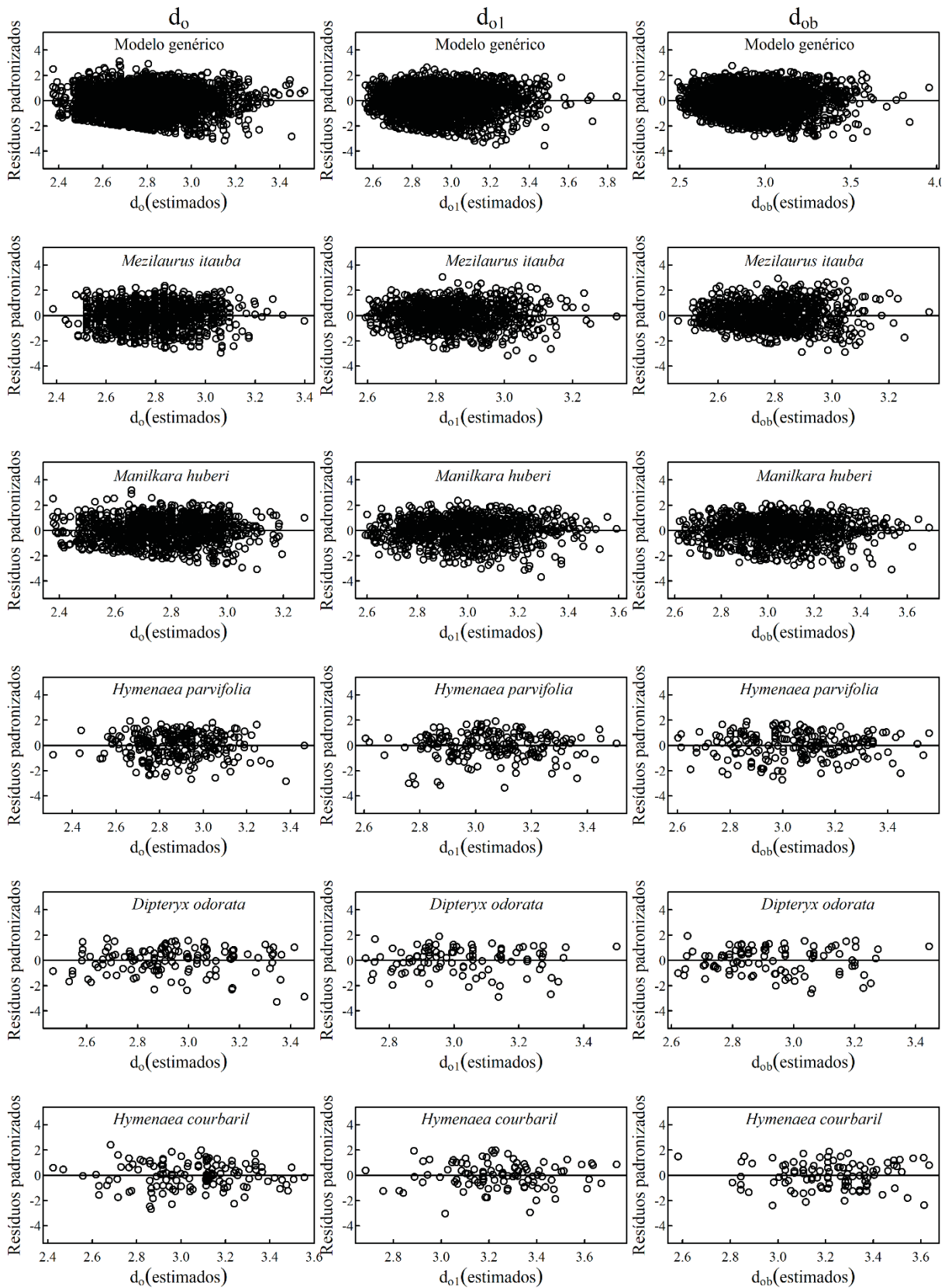


Figura 3. Distribuição dos resíduos padronizados das equações selecionadas para estimar o diâmetro médio de ocos em nível de árvore (\bar{d}_o), o diâmetro médio de oco da primeira tora (\bar{d}_{o1}) e o diâmetro de oco na base da árvore (d_{ob}).

Tabela 4. Estatísticas de validação das equações selecionadas para estimar o diâmetro médio de ocos em nível de árvore (\bar{d}_o), do diâmetro médio de oco da primeira tora (\bar{d}_{o1}) e do diâmetro de oco na base da árvore (d_{ob}).

Variável dependente	Estatísticas	Identificação das equações					
		Equação genérica	<i>M. itauba</i>	<i>M. elata</i>	<i>H. parvifolia</i>	<i>D. odorata</i>	<i>H. courbaril</i>
\bar{d}_o	<i>p</i>	0,64	0,83	0,30	0,58	0,70	0,50
	Viés	-0,08	0,07	-0,31	-0,34	-0,41	-0,82
	RQME (cm)	7,00	6,67	6,21	6,94	8,57	7,75
	RQME (%)	39,17	37,68	36,48	36,27	40,48	34,21
\bar{d}_{o1}	<i>p</i>	0,47	0,79	0,82	0,56	0,80	0,77
	Viés	0,16	0,09	-0,09	0,44	-0,29	0,43
	RQME (cm)	7,70	6,57	7,74	7,18	7,62	9,02
	RQME (%)	36,78	35,73	34,83	31,98	36,88	32,76
d_{ob}	<i>p</i>	0,65	0,90	0,77	0,65	0,93	0,63
	Viés	0,12	-0,05	0,14	-0,43	-0,11	-0,90
	RQME (cm)	9,05	7,49	9,03	9,06	8,31	11,40
	RQME (%)	42,51	43,01	37,64	41,70	42,72	43,28

RQME = Raiz do Quadrado Médio do Erro; *p* = valor-p do teste t pareado.

6.4 Discussão

Foi observado que todos os diâmetros de oco avaliados (\bar{d}_o , \bar{d}_{o1} e d_{ob}) apresentaram correlação significativa e positiva com as variáveis explicativas contínuas testadas (Db, DAP e h_c), além da variação identificada nas diferentes classes da variável dicotômica QF. Para as espécies amazônicas, a ocorrência de ocos maiores em árvores de maior porte também foi observada por Plowden (2003), ao avaliar 114 árvores (DAP \geq 10 cm) de Copaíba (*Copaifera* spp.) na Reserva Indígena do Alto Rio Guamá, no estado do Pará.

Como ressaltado por Edworthy e Martin (2014), as árvores com oco continuam seu processo de crescimento, aumentando seu diâmetro, enquanto a madeira interior está sendo decomposta. Complementarmente, Fox et al. (2008) relataram que é intuitivo que árvores maiores e geralmente mais velhas contenham ocos maiores, pois agentes de formação de ocos, como infecção por fungos e ataque de insetos, têm mais tempo para agir, resultando em ocos maiores. No entanto, a maioria das árvores com dimensões comerciais e que possuem ocos no fuste comporta ocos relativamente pequenos em termos diamétricos. Santos et al. (2023) observaram para a mesma área em estudo que em mais de 54% das árvores que possuíam ocos, o diâmetro médio do oco encontrava-se no intervalo de 10,0 a 19,9 cm, enquanto fustes com diâmetros médios de ocos maiores que 50 cm representaram apenas 0,5% das árvores.

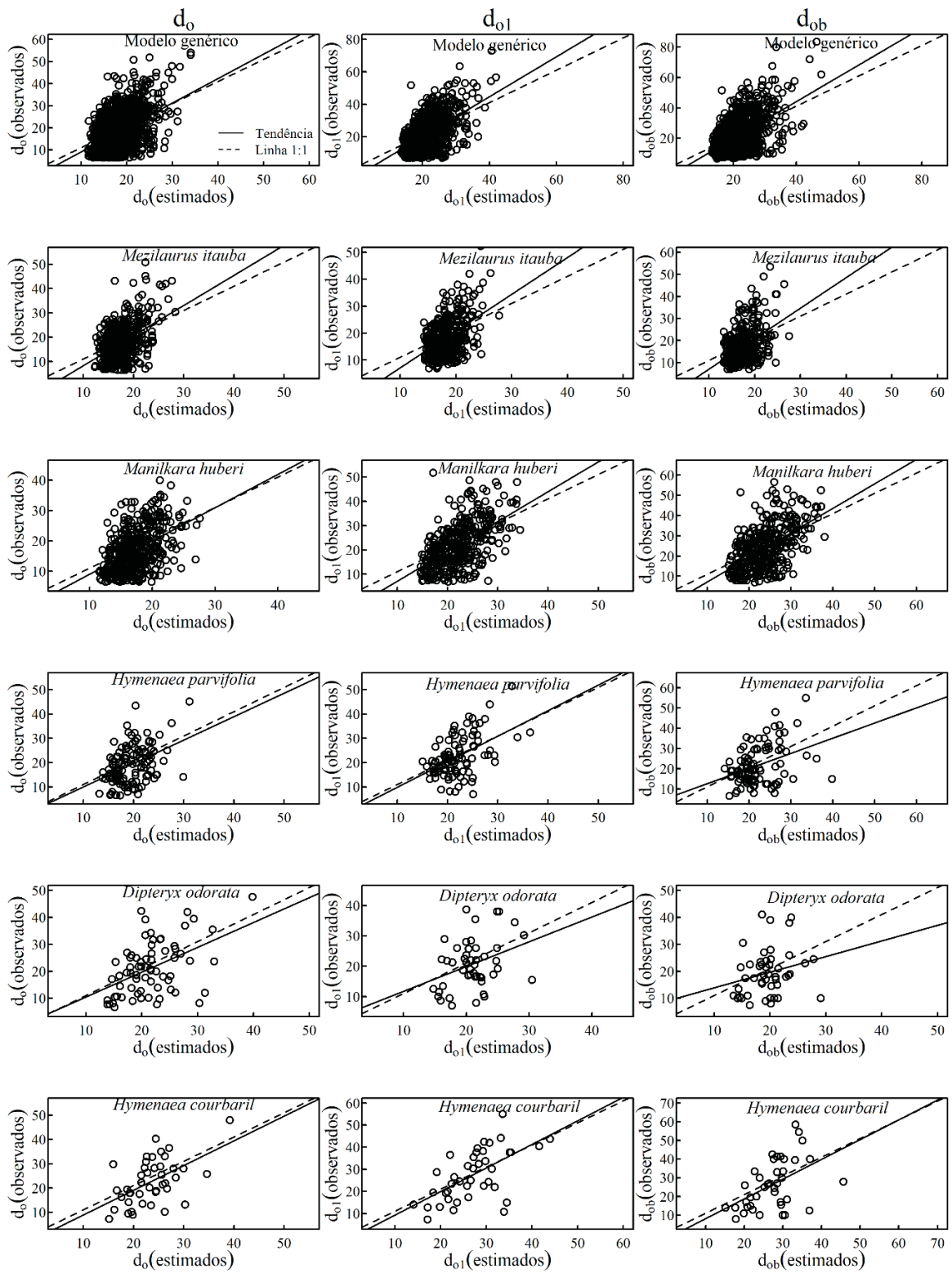


Figura 4. Relação entre os valores de diâmetro médio de ocos em nível de árvore (\bar{d}_o), diâmetro médio de oco da primeira tora (\bar{d}_{o1}) e diâmetro de oco na base da árvore (d_{ob}) observados e estimados para os dados de validação, empregando-se as dezoito equações selecionadas.

As avaliações prévias da correlação entre as variáveis dependentes e independentes indicaram que todas as covariáveis avaliadas podem exercer alguma influência sobre o diâmetro de ocos nas árvores passíveis de comercialização e, portanto, são importantes no desenvolvimento das equações preditivas do \bar{d}_o , \bar{d}_{o1} e d_{ob} . No entanto, a avaliação dos ajustes indicou limitação das equações obtidas, principalmente no que diz respeito à baixa capacidade de explicar a variabilidade das variáveis de interesse e aos relevantes erros de estimativa. A avaliação dos valores estimados em função dos observados nos três casos indicou tendências nos extremos, o que pode ter refletido em erros de estimativa elevados.

Dentre as três estratégias de modelagem, os resultados indicaram que a modelagem do diâmetro médio de oco da primeira tora (\bar{d}_{o1}) pode ser mais eficiente, considerando os menores erros de estimativa e menores AIC. Esse resultado possivelmente está relacionado à menor variação do \bar{d}_{o1} e à sua maior correlação com o DAP. O método de seleção de covariáveis indicou que o DAP foi importante em todas as equações nessa estratégia de modelagem, o que também foi observado em um estudo realizado em uma área de floresta tropical na Malásia (MONDA et al., 2018).

Nas florestas nativas amazônicas, há uma forte tendência de as árvores possuírem maior incidência de ocos na porção inicial do fuste, assim como no fuste completo, embora existam casos em que a presença de oco seja observada apenas na parte superior (topo) do fuste (SANTOS et al., 2023). Portanto, a estimativa do diâmetro médio de oco na porção inicial do fuste estaria abrangendo a maioria das árvores comerciais ocas.

O desempenho das equações de estimativa do \bar{d}_o possivelmente sofreu influência negativa da maior variação existente entre os diâmetros de ocos em diferentes seções de um mesmo fuste, os quais resultaram no \bar{d}_o . Além de aumentar a variação, isso reduz a correlação com o DAP, prejudicando a capacidade de explicação do modelo. Apesar disso, estimar o \bar{d}_o também pode ser uma estratégia importante, considerando que se estaria prevendo uma média do tamanho do oco na porção total do fuste comercial. Embora a estimativa do \bar{d}_{o1} tenha se mostrado mais eficiente em termos de precisão, deve-se ressaltar que não é necessária a obtenção adicional da variável diâmetro da base do fuste (Db) para a estimativa do \bar{d}_o , o que pode se tornar um diferencial importante em termos de eficiência.

As equações obtidas para estimar o diâmetro oco na base da árvore (d_{ob}) apresentaram os menores desempenhos em termos de precisão, com erros de estimativa de até 42%. Isso torna esta estratégia a última opção de uso, embora apresente uma estimativa de diâmetro oco o mais próximo da previsão realizada por manejadores (operadores de motosserra) quando da realização do teste de oco em áreas de manejo na Amazônia. Isso porque, como mencionado, o teste de oco é realizado na base da árvore, nas proximidades da altura de corte.

Em todos os três casos, não se observou ganhos relevantes em precisão das equações específicas por espécie em relação à equação genérica. No entanto, na estimativa do \bar{d}_{o1} , a equação

genérica apresentou erro percentual de estimativa e valor do critério de informação de Akaike maiores que os observados para as cinco equações específicas por espécie. Nesse caso, é recomendável utilizar as equações específicas para as respectivas espécies e a equação genérica para as demais espécies comerciais. De forma semelhante, esta recomendação também se aplica para a estimativa do \bar{d}_o , considerando que os maiores erros de estimativa e os maiores AIC foram observados para a equação genérica e para a equação específica de *M. elata*. Por outro lado, para a estimativa do d_{ob} , há pouca diferença em termos de precisão ao utilizar a equação genérica ou as equações específicas, embora o AIC da equação genérica seja maior.

Com poucas exceções, a variável qualidade de fuste contribuiu com significância estatística para a explicação do diâmetro de oco em todos os casos. Ela foi indicada pelo método de seleção de covariáveis para todas as equações ajustadas para a estimativa do \bar{d}_o . Isso indica que, embora seja uma variável de caráter empírico e que depende principalmente da experiência do manejador operador de motosserra, a classificação da qualidade de fuste pode auxiliar na suposição da dimensão do oco presente no fuste, além de indicar a simples presença de oco em uma árvore.

De maneira geral, a qualidade inferior dos ajustes em todas as estratégias testadas pode ser explicada pela baixa correlação linear entre as variáveis de interesse e as variáveis independentes, além do baixo número de variáveis explicativas. Como relatado por Lindenmayer et al. (1993) e Fox et al. (2008), a grande variedade e natureza estocástica dos fatores que afetam a formação de ocos limitam a capacidade de fazer previsões para uma determinada árvore com atributos especificados, como o diâmetro e a altura. Entre as variáveis que podem influenciar o tamanho dos ocos, assim como sua ocorrência, citam-se o fogo (MCLEAN et al., 2015; SALMONA et al., 2018), os ventos (HARPER et al., 2005), o tipo de vegetação e a idade das árvores (Koch et al., 2008), a sanidade das árvores (GIBBONS et al., 2000), a ação de microrganismos (APOLINÁRIO; MARTIUS, 2004), a produtividade do local – tipo de solo (GIBBONS; LINDENMAYER, 2002; FOX et al., 2009; BALVANERA et al., 2011) e a topografia (LIU et al., 2019). Tais variáveis são de difícil obtenção e aplicação em um contexto de manejo florestal. Portanto, é previsível que modelos estatísticos sejam limitados em suas estimativas, embora isso não inviabilize sua utilização.

Apesar das limitações demonstradas aqui, as ferramentas de validação mostraram a validade estatística das equações selecionadas em todos os casos. Desta forma, elas podem gerar estimativas de diâmetros de oco dentro de limites de precisão estatisticamente aceitáveis. No entanto, deve-se considerar a necessidade de aprimoramento das equações obtidas nesta pesquisa, especialmente no que diz respeito à inclusão de novas covariáveis, visando aumentar o grau de variabilidade explicada pelas equações e a redução dos erros de estimativa.

As equações desenvolvidas neste estudo podem ser aplicadas aos dados dos inventários florestais comerciais, de modo a auxiliar os manejadores na seleção de árvores para a colheita.

Consequentemente, é possível evitar a colheita de árvores com diâmetros de oco maiores, o que por sua vez pode minimizar o impacto econômico negativo da colheita de árvores com grandes ocos. Há indícios de que, entre os problemas causados pela presença de ocos em árvores comerciais nativas amazônicas, a redução do rendimento em madeira serrada e o aumento da geração de resíduos estão entre os principais (BIASI; ROCHA, 2007; MARCHESAN et al., 2014; DANIELLI et al., 2016; CORREIA; PERUQUETTI, 2020).

6.5 Conclusões

As equações selecionadas neste estudo são estatisticamente válidas e possibilitam estimar de forma confiável o diâmetro de oco em árvores comerciais com base em variáveis obtidas no inventário florestal. A melhor estratégia é a estimativa do diâmetro médio do oco na porção inicial do fuste comercial (\bar{d}_{oI}), até uma altura de aproximadamente 7 m. Nesse caso, recomenda-se a utilização de equações específicas para as cinco espécies mais frequentes (*Mezilaurus itauba*, *Manilkara elata*, *Hymenaea parvifolia*, *Dipteryx odorata* e *Hymenaea courbaril*) e uma equação genérica para as demais espécies. As equações obtidas para a estimativa do diâmetro médio do oco em nível de árvore (\bar{d}_o) e do diâmetro do oco na base da árvore (d_{ob}) também são válidas e podem ser aplicadas a depender do objetivo do usuário. As estimativas geradas por meio das equações recomendadas neste estudo podem auxiliar na tomada de decisão na seleção de árvores para colheita.

6.6 Referências

- ALMEIDA, V. B.; SILVA, J. N. M.; STEINBRENNER, M. K. A. Impacto da ocorrência de árvores ocas no rendimento da colheita de madeira na Floresta Nacional de Saracá-Taquera, Pará. **Pesquisa Florestal Brasileira** 42: 1-12, 2022. <https://doi.org/10.4336/2022.pfb.42e201902058>
- APOLINÁRIO, F. E.; MARTIUS, C. Ecological role of termites (Insecta, Isoptera) in tree trunks in central Amazonian rain forests. **For Ecol Manage** 194: 23-28, 2004. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2004.01.052>
- BALVANERA, P.; QUIJAS, S.; PEREZ-JIMENEZ, A. Distribution Patterns of Tropical Dry Forest Trees Along a Mesoscale Water Availability Gradient. **Biotropica** 43(4): 414-22, 2011. <https://doi.org/10.1111/j.1744-7429.2010.00712.x>
- BATISTA, H. L. P. **Estudo de tempo e rendimento da motosserra considerando fatores ergonômicos numa exploração florestal na Amazônia Central**. 2008. 105 f. Dissertação (Mestrado em Biologia Tropical e Recursos Naturais) - Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia. 2008.

- BIASI, C. P.; ROCHA, M. P. Rendimento em madeira serrada e quantificação de resíduos para três espécies tropicais. **Floresta**, v. 37, n. 1, p. 95-108, 2007.
- BROWN, I. F.; MARTINELLI, L. A.; THOMASD, W. W.; MOREIRA, M. Z.; FERREIRA, C. A. C.; VICTORIA, R. A. Uncertainty in the biomass of Amazonia Forest: an example from Rondônia, Brazil. **Forest Ecology and Management**, 75: 175-189, 1995. [https://doi.org/10.1016/0378-1127\(94\)03512-U](https://doi.org/10.1016/0378-1127(94)03512-U)
- CARVALHO, A. C. **Redes neurais artificiais e regressão não linear na estimativa do volume de oco em troncos de árvores na Flona de Saracá-Taquera, estado do Pará**. 2023. 54 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal Rural da Amazônia. 2023.
- COCKLE, K. L.; MARTIN, K.; DREVER, M. C. Supply of tree-holes limits nest density of cavity-nesting birds in primary and logged subtropical Atlantic Forest. **Biol Cons** 143(11): 2851-2857, 2010. <https://doi.org/10.1016/j.biocon.2010.08.002>
- CORREIA, F. C. S.; PERUQUETTI, R. C. Ocorrência de ocos em fustes de interesse comercial provenientes de planos de manejo florestal sustentável em madeiras de Rio Branco, AC. **Revista de Ciências Ambientais** 14(1): 43-50, 2020. <https://doi.org/10.18316/rca.v14i.5985>.
- CYSNEIROS, V. C.; MENDONÇA JÚNIOR, J. O.; LANZA, T. R.; MORAES, J. C. R.; SAMOR, O. J. M. Espécies madeiras da Amazônia: riqueza, nomes populares e suas peculiaridades. **Pesquisa Florestal Brasileira** 38: 1-14, 2018. <https://doi.org/10.4336/2018.pfb.38e201801567>
- DANIELLI, F. E.; GIMENEZ, B. O.; OLIVEIRA, C. K. A.; SANTOS, L.; HIGUCHI, N. Modelagem do rendimento no desdobro de toras de *Manilkara* spp. (Sapotaceae) em serraria do estado de Roraima, Brasil. **Sci For** 44(111): 641-651, 2016. <https://doi.org/10.18671/scifor.v44n111.10>
- EDWORTHY, A.; MARTIN, K. Long-term dynamics of the characteristics of tree cavities used for nesting by vertebrates. **For Ecol Manage** 334: 122-128, 2014. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2014.09.001>
- ELEUTERIO, A. A.; JESUS, M. A.; PUTZ, F. E. Stem Decay in Live Trees: Heartwood Hollows and Termites in Five Timber Species in Eastern Amazonia. **Forests** 11(10): 1-12, 2020. <https://doi.org/10.3390/f11101087>
- FOX, J. C.; HAMILTON, F.; ADES, P. K. Models of tree-level hollow incidence in Victorian state forests. **For Ecol Manage** 255: 2846-2857, 2008. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2008.01.060>
- FOX, J. C.; HAMILTON, F.; OCCHIPINTI, S. Tree hollow incidence in Victorian state forests. **Aust For** 72(1): 39-48, 2009. <https://doi.org/10.1080/00049158.2009.10676288>
- GIBBONS, P.; LINDENMAYER, D. B.; BARRY, S. C.; TANTON, M. T. Hollow formation in eucalypts from temperate forests in southeastern Australia. **Pacific Conservation Biology** 6(3): 218-228, 2000. <https://doi.org/10.1071/PC000217>

- GIBBONS, P.; LINDENMAYER, D. B. **Tree Hollows and Wildlife Conservation in Australia**. CSIRO Publishing. 2002. 203 p.
- GOUGH, L. A.; BIERKEMOE, T.; SVERDRUP-THYGESON, A. Reactive Forest management can also be proactive for wood-living beetles in hollow oak trees. **Biol Conserv** 180: 75-83, 2014. <https://doi.org/10.1016/j.biocon.2014.09.034>
- GONÇALVES, F. G.; SANTOS, J. R. Composição florística e estrutura de uma unidade de manejo florestal sustentável na Floresta Nacional do Tapajós, Pará. **Acta Amazonica** 38(2): 229-244, 2008. <https://doi.org/10.1590/S0044-59672008000200006>
- GRUBBS, F. E. Procedures for Detecting Outlying Observations in Samples. **Technometrics** 11(1): 13-14, 1969.
- HARPER, M. J.; MCCARTHY, M. A.; VAN DER, R. E. E. R. The abundance of hollow-bearing trees in urban dry sclerophyll forest and the effect of wind on hollow development. **Biol Conserv** 122: 181-192, 2005. <https://doi.org/10.1016/j.biocon.2004.07.003>
- HOLMES, T. P.; BLATE, G. M.; ZWEEDE, J. C.; PEREIRA, R. J. R.; BARRETO, P.; BOLTZ, F.; BAUCH, R. Financial and ecological indicators of reduced impact logging performance in the eastern Amazon. **For Ecol Manage** 163: 93-110, 2002. [https://doi.org/10.1016/S0378-1127\(01\)00530-8](https://doi.org/10.1016/S0378-1127(01)00530-8)
- KOCH, A.; MUNKS, S.; DRISCOLL, D. The use of hollow-bearing trees by vertebrate fauna in wet and dry *Eucalyptus obliqua* forest, Tasmania. **Wildlife Res** 35(8): 727-746, 2008. <https://doi.org/10.1071/WR08007>
- LINDENMAYER, D. B.; CUNNINGHAM, R. B.; DONNELLY, C. F.; TANTON, M. T.; NIX, H. A. The abundance and development of cavities in *Eucalyptus* trees: a case study in the montane forests of Victoria, southeastern Australia. **For Ecol Manage** 60: 77-104, 1993. [https://doi.org/10.1016/0378-1127\(93\)90024-H](https://doi.org/10.1016/0378-1127(93)90024-H)
- LIU, J.; TANG, J.; CHEN, S. C.; WENBAO, M.; ZHENG, Z.; DONG, T. Do Tree Cavity Density and Characteristics Vary Across Topographical Habitats in the Tropics? A Case Study from Xishuangbanna, Southwest China. **Silva Fennica** 53(1): 1-17, 2019. <https://doi.org/10.14214/sf.10019>
- MACPHERSON, A. J.; CARTER, D. R.; SCHULZE, M. D.; VIDAL, E. The sustainability of timber production from eastern Amazonian forests. **Land Use Policy** 29(2): 339-350, 2012. <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2011.07.004>
- MCLEAN, C. M.; BRADSTOCK, R.; PRICE, O.; KAVANAGH, R. P. Tree hollows and forest stand structure in Australian warm temperate *Eucalyptus* forests are adversely affected by logging more than wildfire. **For Ecol Manage** 341(1): 37-44, 2015. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2014.12.023>

- MARCHESAN, R.; ROCHA, M. P.; SILVA, J. B.; KLITZKE, R. J. Eficiência técnica no desdobro principal de toras de três espécies tropicais. **Floresta** 44(4): 629-636, 2014. <http://dx.doi.org/10.5380/rf.v44i4.26537>
- MEDEIROS, R. G. S.; NASCIMENTO, C. C.; BARROS, S. V. S.; KROESSIN, A.; PAULA, E. V. C. M.; HIGUCHI, N. Tomografia de impulso na avaliação da sanidade e rendimento de *Micrandopsis scleroxylon* W. Rodr. **Nativa** 5: 649-655, 2017. <https://doi.org/10.31413/nativa.v5i7.4514>
- MEDEIROS, S. H. S.; NASCIMENTO, C. C.; OLIVEIRA, B. R.; SOUZA, M. A. S.; BARROS, F. B. Diagnosis of hollow trees in an area of effective sustainable forest management in the Amazon Forest. **International Journal for Innovation Education and Research** 9(1): 527-539, 2021. <https://doi.org/10.31686/ijer.vol9.iss1.2926>
- MONDA, Y.; KIYONO, Y.; CHADDY, A.; DAMIAN, C.; MELLING, L. Association of growth and hollow stem development in *Shorea albida* trees in a tropical peat swamp forest in Sarawak, Malaysia. **Trees** 32(3): 1357-1364, 2018. 10.1007/s00468-018-1717-9
- NOGUEIRA, E. M.; NESLSON, B. W.; FEARNESIDE, P. M. Volume and biomass of trees in central Amazonia: influence of irregularly shaped and hollow trunks. **For Ecol Manage** 227: 14-21, 2006. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2006.02.004>
- NOGUEIRA, M.; VIEIRA, V.; SOUZA, A.; LENTINI, M. **Manejo de Florestas Naturais da Amazônia: corte, traçamento e segurança**. Manual Técnico 2. Instituto de Floresta Tropical, Belém, 2011. 144 p. https://ift.org.br/wp-content/uploads/2015/05/Manejo-de-Florestas-Naturais_02.pdf [accessed on 15.11.2023].
- OLIVEIRA JUNIOR, R. C.; KELLER, M. M.; RAMOS, J. F. F.; BELDINI, T. P.; CRILL, P. M.; CAMARGO, P. B.; VAN HAREN, J. Chemical analysis of rainfall and throughfall in the Tapajós National Forest, Belterra, Pará, Brazil. **Ambiente e Água** 10(2): 263-285, 2015. <https://doi.org/10.4136/ambi-agua.1552>
- PLOWDEN, C. Production ecology of Copaiba (*Copaifera* spp.) oleoresin in the eastern brazilian Amazon. **Economic Botany** 57: 491-501, 2003. [https://doi.org/10.1663/0013-0001\(2003\)057\[0491:PEOCCS\]2.0.CO;2](https://doi.org/10.1663/0013-0001(2003)057[0491:PEOCCS]2.0.CO;2)
- R CORE TEAM. **R: A Language and Environment for Statistical Computing**. 2023. <https://www.R-project.org/> [accessed on 17.08.2023].
- REFLORA. **Herbário Virtual** (2023) <http://reflora.jbrj.gov.br/reflora/PrincipalUC/PrincipalUC.do?lingua=pt> [accessed on 15.07.2023].
- SALMONA, J.; DIXON, K. M.; BANKS, S. C. The effects of fire history on hollow-bearing tree abundance in montane and subalpine eucalypt forests in southeastern Australia. **For Ecol Manage** 428: 93-103, 2018. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2018.06.026>

SANTOS, M. F. **Modelagem de ocorrência de ocos e de equações de volume genéricas e específicas para espécies manejadas na Amazônia.** 2020. 139 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Estadual do Centro-Oeste. 2020.

SANTOS, M. F.; FIGUEIREDO FILHO, A.; GAMA, J. R. V.; RETSLAFF, F. A. S.; COSTA, D. L. Evaluation of the Occurrence of Hollows in Trees in Managed Forest in the Eastern Brazilian Amazon. **For Sci** 69(4): 397-414, 2023. <https://doi.org/10.1093/forsci/fxad007>

SECCO, C. B. **Deteção de ocos em toras utilizando métodos de propagação de ondas ultrassônicas.** 2011. 115 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Agrícola) – Universidade Estadual de Campinas.

SFB - Serviço Florestal Brasileiro. **Espécies florestais: Espécies madeireiras de interesse comercial.** 2023. snif.florestal.gov.br. [accessed on 10.07.2023].

6.7 Apêndice

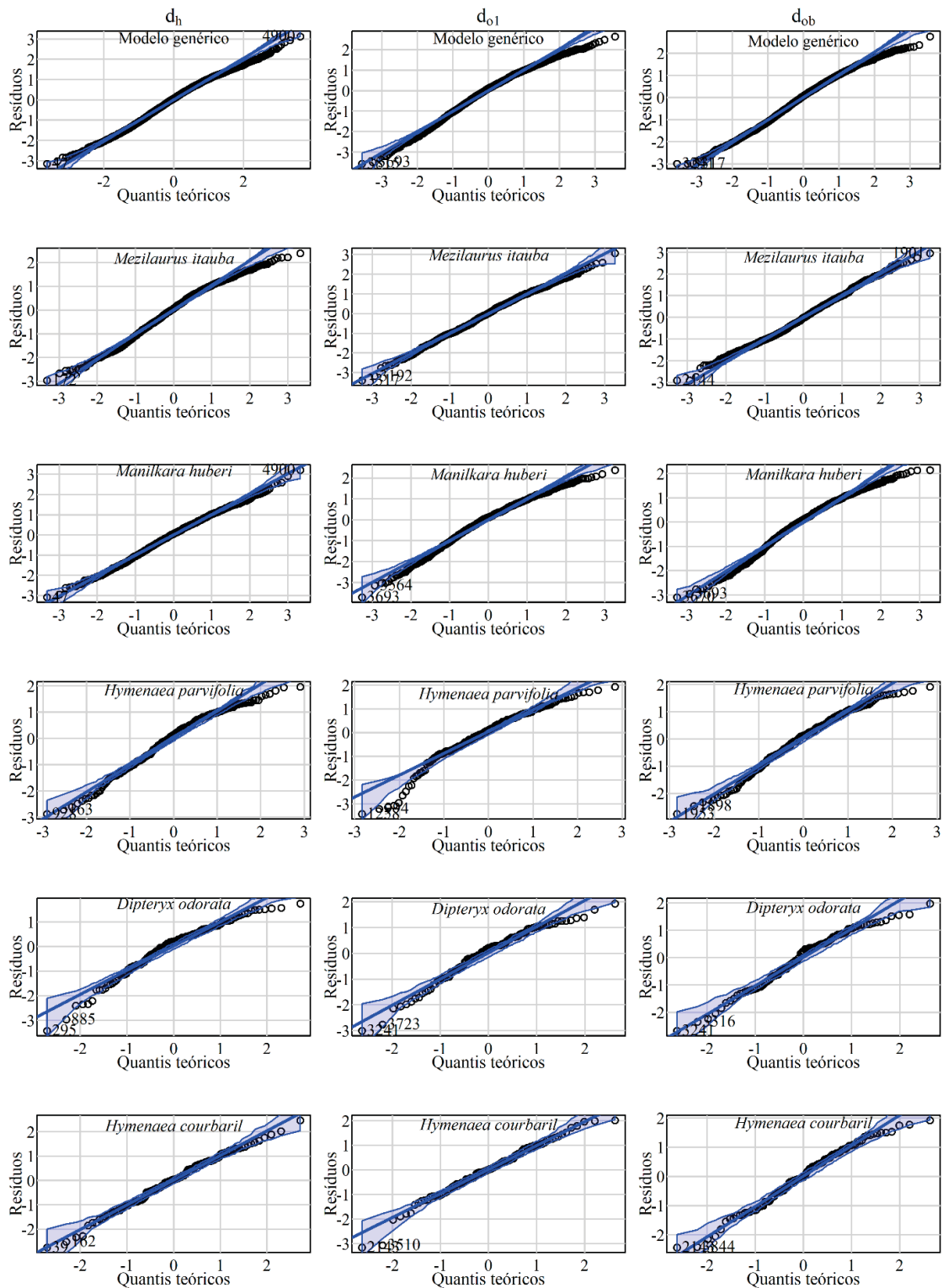


Figura 5. Gráficos Quantil-Quantil para avaliação da normalidade dos resíduos das selecionadas para estimativa do diâmetro médio de ocos em nível de árvore (\bar{d}_o), do diâmetro médio de oco da primeira tora (\bar{d}_{o1}) e do diâmetro de oco na base da árvore (d_{ob}).

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A presença de ocos em árvores é uma característica das florestas tropicais amazônicas e sua predição é essencial para a tomada de decisão sobre a colheita nas áreas sob manejo, apesar de esta ser uma tarefa onerosa. A metodologia atualmente utilizada para prever a presença de ocos nas árvores é o teste de oco, que possui importantes limitações, além de ser um método oneroso e invasivo.

Na presente pesquisa, constatou-se que modelos lineares generalizados logísticos são válidos e precisos na predição da probabilidade de ocorrência de ocos nas árvores passíveis de colheita, apresentando superioridade em acurácia quando comparados ao teste de oco. Portanto, tais modelos são ferramentas que podem ser aplicadas de forma alternativa ou complementar na geração de informações necessárias para as tomadas de decisão sobre a colheita de árvores comerciais. Além de gerar previsões mais acuradas, os modelos recomendados podem proporcionar uma redução nos custos empreendidos na realização de testes de oco.

Além de prever se uma árvore possui ou não oco, faz-se importante estimar a dimensão do espaço vazio (diâmetro de oco) existente nas árvores ocas. Tradicionalmente, o teste de oco é também utilizado com essa finalidade, o que depende principalmente da experiência de operador de motosserra. Também não há confiabilidade nesta previsão, considerando principalmente a subjetividade do teste e o fato de ele se limitar aos ocos presentes na base da árvore.

As equações desenvolvidas e recomendadas neste estudo para prever o diâmetro de oco também se mostraram estatisticamente válidas, apesar das limitações estatísticas existentes nesse tipo de previsão, tendo em vista que o diâmetro de oco possui alta variabilidade. Essas equações, por sua vez, podem ser aplicadas em conjunto com os modelos lineares generalizados logísticos (de estimativa da ocorrência de ocos) para auxiliar no manejo de árvores ocas nas florestas comerciais na Amazônia.

Tendo em vista que a presença de ocos em árvores amazônicas ainda é um fenômeno pouco conhecido, a presente pesquisa representa uma parcela de contribuição importante para preenchimento desta lacuna. Contudo, novos estudos se fazem necessários, principalmente com o objetivo de investigar os fatores responsáveis pela formação de ocos, o que pode auxiliar na construção de critérios para o manejo de árvores ocas.

Especificamente em relação aos métodos de estimativa da ocorrência e do tamanho dos ocos, é possível que sejam aprimorados ou adaptados para outras espécies ou condições florestais por meio, por exemplo: da utilização de outros métodos de ajuste dos modelos matemáticos, tais como o dos Mínimos Quadrados Generalizados ou técnicas de aprendizado de máquinas (*machine learning*),

como as redes neurais artificiais; da consideração das características de cada espécie em relação a ocorrência e as características estruturais dos ocos; e, principalmente, da consideração dos diferentes fatores que influenciam a ocorrência de oco nas árvores, como arbóreos (DAP, altura, dimensão da copa, relação copa, relação altura-diâmetro, etc.), propriedades da madeira (densidade da madeira, módulo de elasticidade, etc.), fatores externos (indicadores de seca, inundações e outras anomalias climáticas, etc.), e fatores locais e do povoamento (fatores que descrevem a competição, densidade do povoamento, estrutura do povoamento, etc.).

Ressalta-se que há uma linha de estudos que defende que as árvores ocas devem ser derrubadas para evitar o acúmulo, no longo prazo, de indivíduos sem valor econômico no estoque restante, ocupando espaço que poderia ser aproveitado para o crescimento de árvores situadas nas classes de diâmetros menores. Independentemente de eventual divergência científica em relação à colheita de árvores com oco, o presente estudo visa, primordialmente, auxiliar no aprimoramento da metodologia de previsão da presença de ocos em árvores em pé, partindo-se do princípio de que atualmente isto é essencial para a seleção de árvores comerciais nas florestas manejadas na Amazônia brasileira. Essa finalidade foi alcançada na presente pesquisa, tendo em vista as ferramentas (modelos estatísticos) desenvolvidas e testadas. Nessa linha, ressalta-se que estudos se fazem necessários para avaliar o impacto ecológico e ambiental da colheita ou manutenção de árvores ocas sobre a floresta remanescente, considerando-se a finalidade das florestas de produção.

8 REFERÊNCIAS GERAIS

- ADKINS, M. L. A burning issue: using fire to accelerate tree hollow formation in Eucalyptus species. **Australian Forestry**, v. 69, n. 2, p. 107-113, 2006.
- AGRESTI, A. **Categorical Data Analysis**. 3 ed. New York: John Wiley & Sons. 2002. 752p.
- ALMEIDA, V. B.; SILVA, J. N. M.; STEINBRENNER, M. K. A. Impacto da ocorrência de árvores ocas no rendimento da colheita de madeira na Floresta Nacional de Saracá-Taquera, Pará. **Pesquisa Florestal Brasileira** v. 42, p. 1-12, 2022. <https://doi.org/10.4336/2022.pfb.42e201902058>
- ALTAMIRANO, T. A.; IBARRA, J. T.; MARTIN, K.; BONACIC, C. The conservation value of tree decay processes as a key driver structuring tree cavity nest webs in South American temperate rainforests. **Biodivers Conserv**, v. 26, p. 2453-2472, 2017. <https://doi.org/10.1007/s10531-017-1369-x>
- AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. **IEEE Transactions on Automatic Control**, v. 19, n. 6, p. 717-723, 1974.
- AMARAL, P.; VERÍSSIMO, A.; BARRETO, P.; VIDAL, E. **Floresta para Sempre: um Manual para Produção de Madeira na Amazônia**. Belém: Imazon, 1998. 130p.
- AMBROSE, G. J. **An ecological and behavioural study of vertebrates using hollows in eucalypt branches**. 1982. 447 f. Tese (Doutorado em Zoologia), LaTrobe University, Melbourne, 1982.
- ANDRADE, V. H. F.; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; BOTOSSO, P. C.; MIRANDA, B. P.; SCHÖNGART, J. Growth models for two commercial tree species in upland forests of the Southern Brazilian Amazon. **For Ecol Manage** 438: 215-223, 2019. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2019.02.030>
- APOLINÁRIO, F. E.; MARTIUS, C. Ecological role of termites (Insecta, Isoptera) in tree trunks in central Amazonian rain forests. **Forest Ecology and Management**, v. 194, p. 23-28, 2004.
- BALVANERA, P.; QUIJAS, S.; PÉREZ-JIMÉNEZ, A. Distribution patterns of tropical dry forest trees along a mesoscale water availability gradient. **Biotropica**, p. 43, p. 414-422, 2011.
- BATISTA, H. L. P. **Estudo de tempo e rendimento da motosserra considerando fatores ergonômicos numa exploração florestal na Amazônia Central**. 2008. 101 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais), Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia, Manaus, 2008.
- BENNETT, A. F.; LUMSDEN, L. F.; NICHOLLS, A. O. Tree hollows as a resource for wildlife in remnant woodlands: spatial and temporal patterns across the northern plains of Victoria, Australia. **Pacific Conservation Biology**, v. 1, p. 222-235, 1994.
- BERTI FILHO, E.; FONTES, L. R. **Alguns aspectos atuais da biologia e controle de cupins**. Piracicaba: FEALQ, 1995. 184p.

- BIASI, C. P.; ROCHA, M. P. Rendimento em madeira serrada e quantificação de resíduos para três espécies tropicais. **Floresta**, v. 37, n. 1, p. 95-108, 2007.
- BLAKELY, T. J.; JELLYMAN, P. G.; HOLDAWAY, R. J.; YOUNG, L.; BURROWS, B.; DUNCAN, P.; THIRKETTLE, D.; SIMPSON, J.; EWERS, R. M.; DIDHAM, R. K. The abundance, distribution and structural characteristics of tree-holes in Nothofagus forest, New Zealand. **Austral Ecology**, v. 33, p. 963-974, 2008.
- BOYCE, I. J. **Forest Pathology**. 3 ed. Ney Work: McGraw-Hill, 1961. 572p.
- BOYLE, W. A.; GANONG, C. N.; CLARK, D. B.; HAST, M. A. Density, Distribution, and Attributes of Tree Cavities in an Old-Growth Tropical Rain Forest. **BIOTROPICA**, v. 40, n. 2, p. 241-245, 2008.
- BRASIL. Instituto Brasileiro do Meio Ambiente e dos Recursos Naturais Renováveis. **Norma de execução nº 1, de 24 de abril de 2007**. Institui, no âmbito desta Autarquia, as Diretrizes Técnicas para Elaboração dos Planos de Manejo Florestal Sustentável - PMFS de que trata o art. 19 da Lei 4.771, de 15 de setembro de 1965. Diário Oficial da União, Brasília, 30 abril. 2007. Seção 1, p. 405.
- BRAZ, M. E.; SCHENEIDER, P. R.; MATTOS, P. P.; SELLE, G. L.; THAINES, F.; RIBAS, L. A.; VUADEN, E. Taxa de corte sustentável para manejo das florestas tropicais. **Ciência Florestal** 22(1): 137–145, 2012. <https://doi.org/10.5902/198050985086>
- BRAZOLIN, S. **Biodeterioração, anatomia do lenho e análise de risco de queda de árvores de tipuana, *Tipuana tipu* (Benth.) O. Kuntze, nos passeios públicos da cidade de São Paulo, SP**. 2009. 207 f. Tese (Doutorado em Recursos Florestais) – ESALQ, USP, São Paulo. 2009.
- BROWN, I. F.; MARTINELLI, L. A.; THOMASD, W. W.; MOREIRA, M. Z.; FERREIRA, C. A. C.; VICTORIA, R. A. Uncertainty in the biomass of Amazonia Forest: an example from Rondônia, Brazil. **Forest Ecology and Management**, v. 75, p. 175-189, 1995. [https://doi.org/10.1016/0378-1127\(94\)03512-U](https://doi.org/10.1016/0378-1127(94)03512-U)
- CANETTI, A.; BRAZ, E. M.; MATTOS, P. P.; BASSO, R. O.; FIGUEIREDO FILHO, A. A new approach to maximize the wood production in the sustainable management of Amazon Forest. **Annals of For Sc** 78(67): 1-21, 2021. <https://doi.org/10.1007/s13595-021-01079-8>.
- CARRASCO, L.; BUCCI, S. J.; DI FRANCESCANTONIO, D.; LEZCANO, O. A.; CAMPANELLO, P. I.; SCHOLZ, F. G.; RODRÍGUEZ, S.; MADANES, N.; CRISTIANO, P. M.; HAO, G. Y.; HOLBROOK, N. M.; GOLDSTEIN, G. Water storage dynamics in the main stem of subtropical tree species differing in wood density, growth rate and life history traits. **Tree Physiol**, v. 35, p. 354-365, 2015.
- CARVALHO, A. C. **Redes neurais artificiais e regressão não linear na estimativa do volume de oco em troncos de árvores na Flona de Saracá-Taquera, estado do Pará**. 2023. 54 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal Rural da Amazônia. 2023.

- CHOAT, B.; COBB, A. R.; JANSEN, S. Structure and function of bordered pits: new discoveries and impacts on whole-plant hydraulic function. **New Phytologist**, v. 177, p. 608-626, 2008.
- COCKLE, K. L.; MARTIN, K.; DREVER, M. C. Supply of tree-holes limits nest density of cavity-nesting birds in primary and logged subtropical Atlantic Forest. **Biological Conservation**, v. 143, n. 11, p. 2851-2857, 2010. <https://doi.org/10.1016/j.biocon.2010.08.002>
- CYSNEIROS, V. C.; MENDONÇA JÚNIOR, J. O.; LANZA, T. R.; MORAES, J. C. R.; SAMOR, O. J. M. Espécies madeireiras da Amazônia: riqueza, nomes populares e suas peculiaridades. **Pesquisa Florestal Brasileira** 38: 1-14, 2018. <https://doi.org/10.4336/2018.pfb.38e201801567>
- DANIELLI, F. E.; GIMENEZ, B. O.; OLIVEIRA, C. K. A.; SANTOS, L.; HIGUCHI, N. Modelagem do rendimento no desdobro de toras de *Manilkara* spp. (Sapotaceae) em serraria do estado de Roraima, Brasil. **Scientia Forestalis**, v. 44, n. 111, p. 641-651, 2016.
- DIAS FILHO, J. M.; CORRAR, L. J.; Regressão Logística. pp. 281-323. In: CORRAR, L. J. et al. (coord.). **Análise Multivariada: para os cursos de administração, ciências contábeis e economia**. São Paulo: Atlas. 2007. 540p.
- DIX, N. J.; WEBSTER, J. **Fungal Ecology**. Chapman & Hall, London. 1995. 549p.
- DONG, T.; DUAN, B.; ZHANG, S.; KORPELAINEN, H.; NIINEMETS, U.; LI, C. Growth, biomass allocation and photosynthetic responses are related to intensity of root severance and soil moisture conditions in the plantation tree *Cunninghamia lanceolata*. **Tree Physiol**, v. 36, p. 807-817, 2016.
- EDWORTHY, A.; MARTIN, K. Long-term dynamics of the characteristics of tree cavities used for nesting by vertebrates. **For Ecol Manage** 334: 122-128, 2014. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2014.09.001>.
- ELEUTERIO, A. A.; JESUS, M. A.; PUTZ, F. E. Stem Decay in Live Trees: Heartwood Hollows and Termites in Five Timber Species in Eastern Amazonia. **Forests**, v. 11, n. 10, p. 1-12, 2020. <https://doi.org/10.3390/f11101087>
- FAN, Z.; LARSEN, D. R.; SHIFLEY, S. R.; THOMPSON, F. R. Estimating cavity tree abundance by stand age and basal area, Missouri, USA. **Forest Ecology and Management**, v. 179, p. 231-242, 2003a.
- FAN, Z.; SHIFLEY, S. R.; SPETICH, M. A.; THOMPSON, F. R. III; LARSEN, D. R. Distribution of cavity trees in midwestern old-growth and second-growth forests. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 33, p. 1481-1494, 2003b.
- FAN, Z. F.; LEE, S. S.; SHIFLEY, S. R.; THOMPSON, F. R.; LARSEN, D. R. Simulating the effect of landscape size and age structure on cavity tree density using a resampling technique. **Forest Science**, v. 50, p. 603-609, 2004.

- FAN, Z. F.; SHIFLEY, S. R.; SPETICH, M. A.; THOMPSON, F. R.; LARSEN, D. R. Abundance and size distribution of cavity trees in second-growth and old-growth central hardwood forests. **Northern Journal of Applied Forestry**, v. 22, p. 162-169, 2005.
- FAWCETT, T. 2006. An introduction to ROC analysis. **Pattern Recognition Letters**, v. 27, p. 861-74. <https://doi.org/10.1016/j.irbm.2014.09.001>
- FIELD, A. **Descobrimos a estatística usando SPSS**. 2 ed. Tradução Lorí Viali. Porto Alegre: Artmed. 2009. 688p.
- FOX, J. C.; HAMILTON, F.; ADES, P. K. Models of tree-level hollow incidence in Victorian state forests. **Forest Ecology and Management**, v. 255, p. 2846-2857, 2008.
- FOX, J. C.; HAMILTON, F.; OCCHIPINTI, S. Tree hollow incidence in Victorian state forests. **Australian Forestry**, v. 72, p. 39-48, 2009.
- GIBBONS, P.; LINDENMAYER, D. B. Developing tree retention strategies for hollow-dependent arboreal marsupials in the wood production eucalypt forests of eastern Australia. **Australian Forestry**, v. 60, p. 29-45, 1997.
- GIBBONS, P.; LINDENMAYER, D. B.; BARRY, S. C.; TANTON, M. T. Hollow formation in eucalypts from temperate forests in southeastern Australia. **Pacific Conservation Biology**, v. 6, p. 218-228, 2000.
- GIBBONS, P.; LINDENMAYER, D. B. **'Tree Hollows and Wildlife Conservation in Australia.'** (CSIRO Publishing: Melbourne.) 2002. 203p.
- GONÇALVES, F. G.; SANTOS, J. R. Composição florística e estrutura de uma unidade de manejo florestal sustentável na Floresta Nacional do Tapajós, Pará. **Acta Amazonica** 38(2): 229-244, 2008. <https://doi.org/10.1590/S0044-59672008000200006>.
- GOUGH, L. A.; BIERKEMOE, T.; SVERDRUP-THYGESON, A. Reactive Forest management can also be proactive for wood-living beetles in hollow oak trees. **Biological Conservation**, v. 180, p. 75-83, 2014. <https://doi.org/10.1016/j.biocon.2014.09.034>.
- GRUBBS, F. E. Procedures for Detecting Outlying Observations in Samples. **Technometrics** 11(1): 13-14, 1969.
- HAIR, J.F., BLACK, W. C., BABIN, B.J., TATHAM, R.L. 2009. **Análise Multivariada de Dados**. 6a ed. São Paulo: Bookman.
- HARPER, M. J.; MCCARTHY, M. A.; VAN DER REE, R. The abundance of hollow-bearing trees in urban dry sclerophyll forest and the effect of wind on hollow development. **Biological Conservation**, v. 122, p. 181-192, 2005.
- HIGUCHI, N. Setor madeireiro e desenvolvimento sustentável na Amazônia. In GEEA: **Grupo de Estudos Estratégicos Amazônicos**. 2010. INPA: TOMO III, Caderno de Debates. <https://antigo.inpa.gov.br/index.php/component/content/article?id=221> [accessed on 25.01.2024]

- HOLLOWAY, G. L.; CASPERSEN, J. P.; VANDERWEL, M. C.; NAYLOR, B. J. Cavity tree occurrence in hardwood forests of central Ontario. **Forest Ecology and Management**, v. 239, p. 191-199, 2007.
- HOLMES, T. P.; BLATE, G. M.; ZWEEDE, J. C.; PEREIRA, R. J. R.; BARRETO, P.; BOLTZ, F.; BAUCH, R. Financial and ecological indicators of reduced impact logging performance in the eastern Amazon. **Forest Ecology and Management**, v. 163, p. 93-110, 2002. [https://doi.org/10.1016/S0378-1127\(01\)00530-8](https://doi.org/10.1016/S0378-1127(01)00530-8)
- HOSMER, D. W.; LEMESHOW, S.; STURDIVANT, R. X. **Applied logistic regression**, 3 ed. New York: John Wiley & Sons, 2013. 503p.
- INIONS, G. B., TANTON, M. T., AND DAVEY, S. M. The effect of fire on the availability of hollows in trees used by the common brushtail possum, *Trichosurus vulpecula* Kerr, 1792, and ringtail possum, *Pseudocheirus peregrinus* Boddaerts, 1785. **Australian Wildlife Research**, v. 16, p. 449-458, 1989.
- KIKUCHI, K.; AKASAKA, T.; YAMAURA, Y.; NAKAMURA, F. Abundance and use of cavity trees at the tree- and stand-levels in natural and plantation forests in Hokkaido, Japan. **Journal of Forest Research**, v. 18, p. 389-397, 2013.
- KOCH, A. J. Errors associated with two methods of assessing tree hollow occurrence and abundance in *Eucalyptus obliqua* forest, Tasmania. **Forest Ecology and Management**, v. 255, p. 674-685, 2008.
- KOCH, A.; MUNKS, S.; DRISCOLL, D. The use of hollow-bearing trees by vertebrate fauna in wet and dry *Eucalyptus obliqua* forest, Tasmania. **Wildlife Res**, v. 35, n. 8, p. 727-746, 2008. <https://doi.org/10.1071/WR08007>
- KULLBACK, S.; LEIBLER, R. On information and sufficiency. **Annals of Mathematical Statistics**, v. 22, n. 1, pp. 79-86, 1951. <https://doi.org/10.1214/aoms/1177729694>
- LABTROP - Laboratório de Ecologia de Florestas Tropicais. **Modelos Lineares Generalizados: binomial**. Disponível em: <http://labtrop.ib.usp.br/doku.php?id=cursos:planeco:roteiro:10-glmbinomial> Acesso em: 12 de julho de 2023.
- LEE, K. E., WOOD, T. G. **Termites and Soils**. London: Academic Press. 1971. 251p.
- LELIS, A. T.; BRAZOLIN, S.; FERNANDES, J. L. G.; LOPEZ, G. A. C.; MONTEIRO, M. B. B.; ZENID, G. J. **Manual de biodeterioração de madeiras em edificações**. São Paulo: IPT. 2001. 54p.
- LINDENMAYER, D. B.; CUNNINGHAM, R. B.; TANTON, M. T.; SMITH, A. P. The conservation of arboreal marsupials in the montane ash forests of the Central Highlands of Victoria, south-east Australia. II. The loss of trees with hollows and its implications for the conservation of Leadbeater's possum *Gymnobelideus leadbeateri* McCoy (Marsupialia: Petauridae). **Biological Conservation**, v. 54, p. 133-145, 1990.

- LINDENMAYER, D. B.; CUNNINGHAM, R. B.; NIX, H. A.; TANTON, M. T.; SMITH, A. P. Predicting the abundance of hollow-bearing trees in montane forests of southeastern Australia. **Australian Journal of Ecology**, v. 16, p. 91-98, 1991a.
- LINDENMAYER, D. B.; CUNNINGHAM, R. B.; TANTON, M. T.; SMITH, A. P.; NIX, H. A. Characteristics of hollow-bearing trees occupied by arboreal marsupials in the montane ash forests of the Central Highlands of Victoria, south-east Australia. **Forest Ecology and Management**, v. 40, p. 289-308, 1991b.
- LINDENMAYER, D. B.; CUNNINGHAM, R. B.; DONNELLY, C. F.; TANTON, M. T.; NIX, H. A. The abundance and development of cavities in *Eucalyptus* trees: a case study in the montane forests of Victoria, southeastern Australia. **Forest Ecology and Management**, v. 60, p. 77-104, 1993.
- LINDENMAYER, D. B.; WELSH, A.; DONNELLY, C. F.; CUNNINGHAM, R. B. Use of nest trees by the mountain brushtail possum (*Trichosurus caninus*) (Phalangeridae: *Marsupialia*). II. Characteristics of occupied trees. **Wildlife Research**, v. 23, n. 5, p. 531-545, 1996.
- LINDENMAYER, D. B.; CUNNINGHAM, R. B.; POPE, M. L.; GIBBONS, P.; DONNELLY, C. F. Cavity sizes and types in Australian eucalypts from wet and dry forest types: a simple of rule of thumb for estimating size and number of cavities. **Forest Ecology and Management**, v. 137, p. 139-150, 2000.
- LINDENMAYER, D. B.; BLANCHARD, W.; MCBURNEY, L.; BLAIR, D.; BANKS, S.; LIKENS, G. E.; FRANKLIN, J. F.; LAURANCE, W. F.; STEIN, J. A. R.; GIBBONS, P. Interacting Factors Driving a Major Loss of Large Trees with Cavities in a Forest Ecosystem. **Plos One**, v. 7, n. 10, e41864, 2012.
- LINDSEY, J. K. **Applying Generalized Linear Models**. Springer, New York, USA. 1997. p. 256.
- LIRA, J. N. **Qualidade do lenho de duas espécies amazônicas com base na densidade básica, anatomia e por método não destrutivo de ondas de tensão em área de manejo florestal**. 2016. 86f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais e Ambientais), Universidade Federal do Amazona, Manaus, Amazonas, 2016.
- LIU, J.; ZHENG, Z.; XU, X.; DONG, T.; CHEN, S. Abundance and distribution of cavity trees and the effect of topography on cavity presence in a tropical rainforest, southwestern China. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 48, p. 1058-1066, 2018.
- LOUCHARD, A. R. B. **Produção e custos da exploração florestal madeireira com a inclusão de árvores ocas, em uma floresta ombrófila densa no oeste do Pará**. 2022. 70 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal Rural da Amazônia. 2022.
- MACKOWSKI, C. M. The ontogeny of hollows in blackbutt, *Eucalyptus pilularis*, and its relevance to the management of forest for possums, gliders and timber. In: SMITH, A.; HUME, I. D. (eds) **Possums and Gliders**. Surrey Beatty and Sons, Sydney. 1984. pp. 517-525.

- MACKOWSKI, C. M. **Wildlife hollows and timber management in blackbutt forest**. 1987. 220 f. Tese (Doutorado em Recursos Naturais). University of New England, Armidale. 1987.
- MACPHERSON, A. J.; CARTER, D. R.; SCHULZE, M. D.; VIDAL, E. The sustainability of timber production from eastern Amazonian forests. **Land Use Policy**, v. 29, n. 2, p. 339-350, 2012. <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2011.07.004>
- MARCHESAN, R. **Rendimento e qualidade de madeira serrada de três espécies tropicais**. 2012. 84 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba. 2012.
- MARCHESAN, R.; ROCHA, M. P.; SILVA, J. B.; KLITZKE, R. J. Eficiência técnica no desdobro principal de toras de três espécies tropicais. **Floresta**, v. 44, n. 4, p. 629-636, 2014.
- MCLEAN, C. M.; BRADSTOCK, R.; PRICE, O.; KAVANAGH, R. P. Tree hollows and forest stand structure in Australian warm temperate *Eucalyptus* forests are adversely affected by logging more than wildfire. **Forest Ecology and Management**, v. 341, n. 1, p. 37-44, 2015.
- MEDEIROS, R. G. S.; NASCIMENTO, C. C.; BARROS, S. V. S.; KROESSIN, A.; PAULA, E. V. C. M.; HIGUCHI, N. Tomografia de impulso na avaliação da sanidade e rendimento de *Micrandopsis scleroxylon* W. Rodr. **Nativa**, v. 5, p. 649-655, 2017. <https://doi.org/10.31413/nativa.v5i7.4514>
- MEDEIROS, S. H. S.; NASCIMENTO, C. C.; OLIVEIRA, B. R.; SOUZA, M. A. S.; BARROS, F. B. Diagnosis of hollow trees in an area of effective sustainable forest management in the Amazon Forest. **International Journal for Innovation Education and Research**, v. 9, n. 1, p. 527-539, 2021. <https://doi.org/10.31686/ijier.vol9.iss1.2926>
- MIRANDA, D. L. C.; HIGUCHI, N.; TRUMBORE, S. E.; LATORRACA, J. V. F.; DO CARMO, J. F.; LIMA, A. J. N. Using radiocarbon-calibrated dendrochronology to improve tree-cutting cycle estimates for timber management in southern Amazon forests. **Trees** 32: 587-602, 2018. <https://doi.org/10.1007/s00468-018-1658-3>
- MONDA, Y.; KIYONO, Y.; CHADDY, A.; DAMIAN, C.; MELLING, L. Association of growth and hollow stem development in *Shorea albida* trees in a tropical peat swamp forest in Sarawak, Malaysia. **Trees**, v. 32, p. 1357-1364, 2018.
- MORI, S.; ITOH, A.; NANAMI, S.; TAN, S.; CHONG, L.; YAMAKURA, T. Effect of wood density and water permeability on wood decomposition rates of 32 Bornean rainforest trees. **Journal of Plant Ecology**, v. 7, p. 356-363, 2014.
- NELDER, J. A.; WEDDERBURN, R. W. M. Generalized Linear Models. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 135, n. 3, p. 370-384, 1972. <https://doi.org/10.2307/2344614>
- NEUMANN, F. G. MARKS, G. V. A synopsis of important pests and diseases in Australian forests and nurseries. **Australian Forestry**, v. 39, p. 83-102, 1976.
- NEWTON, I. **Population Limitation in Birds**. London: Academic Press, 1998. 597p.

- NOGUEIRA, E. M.; NESLSON, B. W.; FEARNSTIDE, P. M. Volume and biomass of trees in central Amazonia: influence of irregularly shaped and hollow trunks. **Forest Ecology and Management**, v. 227, p. 14-21, 2006.
- NOGUEIRA, M.; VIEIRA, V.; SOUZA, A.; LENTINI, M. **Manejo de Florestas Naturais da Amazônia: corte, traçamento e segurança**. Manual Técnico 2. Instituto de Floresta Tropical, Belém, p 144. 2011. Disponível em: https://ift.org.br/wp-content/uploads/2015/05/Manejo-de-Florestas-Naturais_02.pdf. Acesso em 15 novembro de 2023.
- OLIVEIRA JUNIOR, R. C.; KELLER, M. M.; RAMOS, J. F. F.; BELDINI, T. P.; CRILL, P. M.; CAMARGO, P. B.; VAN HAREN, J. Chemical analysis of rainfall and throughfall in the Tapajós National Forest, Belterra, Pará, Brazil. **Ambiente e Água** 10(2): 263-285, 2015. <https://doi.org/10.4136/ambi-agua.1552>.
- ONODERA, K; TOKUDA, S; ABE, T; NAGASAKA, A. Occurrence probabilities of tree cavities classified by entrance width and internal dimensions in hardwood forests in Hokkaido, Japan. **Journal of Forest Research**, v. 18, n. 1, p. 101-110, 2013.
- PEARCE, J.; FERRIER, S. Evaluating the predictive performance of habitat models developed using logistic regression. **Ecol Modelling** 133(3): 225-245, 2000. [https://doi.org/10.1016/S0304-3800\(00\)00322-7](https://doi.org/10.1016/S0304-3800(00)00322-7)
- PERRY, D. H.; LENZ, M.; WATSON, J. A. L. Relationship between fire fungal rots and termite damage in Australian forest trees. **Australian Forestry**, v. 48, n. 1, p. 46-53, 1985.
- R CORE TEAM. **R: A Language and Environment for Statistical Computing**. 2023. <https://www.R-project.org/> [accessed on 17.08.2023].
- RANIUS, T.; JANSSON, N. The influence of forest regrowth, original canopy cover and tree size on saproxylic beetles associated with old oaks. **Biological Conservation**, v. 95, p. 85-94, 2000.
- RANIUS, T.; NIKLASSON, M.; BERG, N. A Comparison of Methods for Estimating the Age of Hollow Oaks. **Ecoscience**, v. 16, n. 2, p. 167-174, 2009.
- RAYNER, A. D. M.; BODDY, L. (Ed.) **Fungal decomposition of wood: its biology and ecology**. Chichester: John Willey, 1988. 587p.
- RAYNER, L.; ELLIS, M.; TAYLOR, J. E. Hollow occurrence and abundance varies with tree characteristics and among species in temperate woodland Eucalyptus. **Austral Ecology**, v. 39, p. 145-157, 2013.
- ROBERTSON, M. P., VILLET, M. H. PALMER, A. R. A fuzzy classification technique for predicting species' distributions: applications using invasive alien plants and indigenous sin sects. **Diversity and Distributions**, v. 10, p. 461-474, 2004.

- SALMONA, J.; DIXON, K. M.; BANKS, S. C. The effects of fire history on hollow-bearing tree abundance in montane and subalpine eucalypt forests in southeastern Australia. **Forest Ecology and Management**, v. 428, p. 93-103, 2018.
- SANTOS, M. F. **Modelagem de ocorrência de ocos e de equações de volume genéricas e específicas para espécies manejadas na Amazônia**. 2020. 152 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais), Universidade Estadual do Centro-Oeste, Irati, 2020.
- SANTOS, M. F.; FIGUEIREDO FILHO, A.; GAMA, J. R. V.; RETSLAFF, F. A. S.; COSTA, D. L. Evaluation of the Occurrence of Hollows in Trees in Managed Forest in the Eastern Brazilian Amazon. **Forest Science**, v. 69, n. 4, p. 397-414, 2023. <https://doi.org/10.1093/forsci/fxad007>
- SCHABENBERGER, O.; PIERCE, F. J. Contemporary Statistical Models for the Plant and Soil Sciences. CRC Press, Boca Raton, FL, USA. 2002. 738 p.
- SCHÖNGART, J. Growth-Oriented Logging (GOL): a new concept towards sustainable forest management in Central Amazonian várzea floodplains. **For Ecol Manage** 256: 46-58, 2008. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2008.03.037>
- SFB - Serviço Florestal Brasileiro. **Espécies florestais: Espécies madeireiras de interesse comercial**. 2023. snif.florestal.gov.br. [accessed on 10.07.2023].
- SECCO, C. B. **Detecção de ocos em toras utilizando métodos de propagação de ondas ultrassônicas**. 2011. 115 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Agrícola) - Universidade Estadual de Campinas, Campinas. 2011.
- TROCKENBRODT, M.; IMIYABIR, Z.; JOSUE, J. Hollow logs and logging residues from Deramakot Forest Reserve, Sabah, Malaysia. **Forest Ecology and Management**, v. 165, p. 141-150, 2002.
- ULIANA, L. R. **Aplicação da tomografia de impulso na avaliação da qualidade do lenho de árvores de maçaranduba, *Manilkara huberi* (Ducke) Chavalier**. 2010. 156 f. Tese (Doutorado em Ciências: Tecnologias de Produtos Florestais) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Piracicaba. 2010.
- VANCLAY, J. K. Hollow occurrence and tree spacing in *Eucalyptus tereticornis*. **Aust for** 85(3): 105-115, 2022. <https://doi.org/10.1080/00049158.2022.2137956>
- WARTON, D. I.; HUI, F. K. C. The arcsine is asinine: the analysis of proportions in ecology. **Ecology**, v. 92, n. 1, p. 3-10, 2011. <https://www.jstor.org/stable/29779568>
- WILKES, J. Stem decay in deciduous hardwoods: an overview. **Australian Forestry**, v. 45, p. 42-50, 1982.
- WOOLLEY, L.; MURPHY, B. P.; RADFORD, I. J.; WESTAWAY, J.; WOINARSKI, J. C. Z. Cyclones, fire, and termites: The drivers of tree hollow abundance in northern Australia’s mesic tropical savana. **Forest Ecology and Management**, v. 419-420, p. 146-159, 2018.

ZHENG, Z.; ZHANG, S.; YANG, G.; TANG, Y.; BASKIN, J.; BASKIN, C.; YANG, L. Abundance and distribution of cavity trees in an old-growth subtropical montane evergreen broad-leaved forest. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 39, n. 11, p. 2234-2245, 2009. <https://doi.org/10.1139/X09-149>

ZHENG, Z.; ZHANG, S.; BASKIN, C.; BASKIN, J.; SCHAEFER, D.; YANG, X.; YANG, L. Hollows in living trees develop slowly but considerably influence the estimate of forest biomass. **Functional Ecology**, v. 30, p. 830-838, 2016.

ZUUR, A. F.; SAVELIEV, A. A.; IENO, E. N. **Zero inflated models and generalized linear mixed models with R**. Highland Statistics Ltda., Newburgh. 2012. 334 p.