

Estimativa do incremento diamétrico anual em remanescente natural de Floresta Ombrófila Mista

Gabriel Orso¹, João Paulo Sardo Madi¹, Alexandre Behling¹, Allan Libanio Pelissari¹, Afonso Figueiredo Filho¹, Sebastião Do Amaral Machado¹

¹ Universidade Federal do Paraná, Curitiba, PR, Brasil.

Original Article

*Corresponding author:

Keywords:

Diameter growth

Competition Index

Forest Management

Palavras-chave:

Crescimento diamétrico

Índice de Competição

Manejo Florestal

Received in

2023/07/26

Accepted on

2024/05/29

Published in

2024/07/01



DOI:

<http://dx.doi.org/10.34062/af.v11i2.16013>

RESUMO: O incremento diamétrico é uma variável de complexa estimativa em florestas naturais, especialmente dada a composição de espécies e o lento crescimento das árvores. Para essas situações, algumas pesquisas têm voltado sua atenção ao emprego de modelos de crescimento de árvores individuais, aliando com estratégias de agrupamento de indivíduos ou espécies, em que o objeto de estudo é o próprio indivíduo arbóreo. Este trabalho teve como objetivo estimar o incremento diamétrico de árvores em um remanescente natural de Floresta Ombrófila Mista, visando investigar metodologias de formação de grupos de indivíduos que favoreçam a estimativa do incremento diamétrico individual. Os grupos foram formados a partir de uma metodologia em dois estágios, a primeira via diâmetro padronizado e a segunda via uma razão. relacionando diâmetro relativo, incremento diamétrico e índices de competição. O incremento diamétrico foi estimado a partir de um estimador de razão utilizado de forma a conciliar a estratégia de agrupamento. O agrupamento classificou de forma satisfatória os indivíduos, em que os índices de competição foram relevantes para essa classificação. O uso do diâmetro padronizado (dp) foi oportuno para uma melhor separação dos indivíduos. O erro de estimativa do incremento diamétrico foi de 0,0599 cm.ano⁻¹ para os dados de treino e 0,0765 cm.ano⁻¹ para os dados de validação. A estimativa do diâmetro futuro teve um erro médio de 4,52%. A combinação da dupla estratificação com o estimador de razão foi satisfatória para estimativa precisa dos incrementos diamétricos de todas as espécies arbóreas.

Estimating the annual diametric increment in a natural Rainforest in south Brazil

ABSTRACT: Diametric increment is a complex variable to be estimated in natural forests, especially given species composition and slow tree growth. In these situations, some studies have turned their attention to the use of individual tree growth models combined with strategies for grouping trees or species. This work aimed to estimate the diametric increment of trees in a natural remnant of a natural Rainforest in south Brazil, aiming to investigate methodologies for forming groups of individuals that favor the estimation of individual diametric increment. The groups were formed based on a two-stage methodology, based on relative diameter, diametric increment, and competition indexes. The diametric increment was estimated based on a ratio estimator used to reconcile the grouping strategy. The grouping method satisfactorily classified the individuals, in which the competition indexes were relevant for this classification. The estimation error of the diametric increment was 0.0599 cm.year⁻¹ for the training data and 0.0765 cm.year⁻¹ for the validation data. The estimate of the future diameter had an average error of 4.52%. The combination of a two-stage stratification and ratio estimator was satisfactory for accurately estimating the diameter increments of all tree species.

Introdução

O conhecimento da taxa de crescimento da floresta é uma necessidade básica para o manejo florestal, seja para definir o ciclo de corte em um plano de manejo florestal sustentável ou para avaliar o tempo de recuperação de uma área degradada. Para isso, a ciência florestal tem se dedicado ao estudo do crescimento e da produção, com pesquisas voltadas tanto para florestas plantadas quanto para florestas naturais (Weiskittel et al. 2011).

Embora exista um considerável histórico de exploração, as florestas naturais possuem déficit no conhecimento sobre os fatores que influenciam seu crescimento. Algumas razões justificam essa defasagem: (i) a existência de inúmeras espécies, (ii) a ocorrência de árvores com idades distintas, (iii) o baixo crescimento e tempo de resposta para avaliar experimentos a longo prazo, e (iv) as limitações de acesso e medição em determinadas situações (Orso et al. 2020).

O conjunto desses elementos torna impraticável a utilização de algumas variáveis comumente empregadas no manejo de povoamentos florestais, como índice de sítio (Peng 2000; Zhao et al. 2004). Isso dificulta o controle dos fatores que atuam na floresta e mais especificamente nos indivíduos, tornando as estimativas de crescimento menos acuradas.

Para essas situações, algumas pesquisas têm voltado sua atenção ao emprego de modelos de crescimento de árvores individuais, em que o objeto de estudo é o próprio indivíduo arbóreo. Algumas vantagens dessa abordagem são a habilidade de captar e quantificar as mudanças na estrutura da floresta e os fatores que podem alterar seu desenvolvimento (Canetti et al. 2016), ao custo de maior complexidade e exigência computacional (Judson 1994).

As variáveis, denominadas de índices de competição, são comumente utilizadas em trabalhos que tratam de modelos de árvores individuais, as quais buscam explicar ou resumir o nível de interferência local sofrido por um determinado indivíduo perante as árvores vizinhas, bem como relacionar essa informação com seu crescimento (Weiner 1984; Weiner 1988). Essas medidas podem se dar em função das relações de tamanho ou ocupação e distância entre cada árvore e suas vizinhas, o que eventualmente se resume a uma disputa por recursos (Weiner 1990; Weiner et al. 1997; Lin et al. 2013; Pommerening and Sánchez-Meador, 2018; Kuehne et al. 2019).

Apesar de existir uma variedade de índices de competição desenvolvidos, como índice de Hegyi (1973) e BAL (Schütz 1975) atualmente não há consenso sobre qual índice ou qual grupo de índices é mais o apropriado. Além disso, o comportamento de cada índice de competição varia de acordo com a quantidade de vizinhos ou a área

selecionada para compô-lo, dificultando a obtenção de estimativas acuradas do incremento diamétrico.

Dada a importância da Floresta Ombrófila Mista, é imprescindível uma determinação acurada da taxa de crescimento da floresta. Porém, a quantidade de espécies da Floresta Ombrófila Mista garante uma exaustiva possibilidade de relações intraespecíficas e interespecíficas. Analisar o crescimento desse tipo de formação florestal requer uma redução da escala dos modelos (Bartelink 2000), de forma a incorporar essas influências de pequena escala no comportamento de cada indivíduo. Para isso, os modelos de árvore individual são apropriados.

Muitos dos trabalhos dessa temática utilizam apenas uma ou algumas espécies para estudo. Quando toda a floresta é alvo de estimativa, é comum a formação de grupos de espécies com base em uma determinada classificação (Gourlet-Fleury and Hollier, 2000). Essas estimativas, no entanto, são comumente marcadas por uma baixa acurácia dada a heterogeneidade da floresta, vide Orso et al. (2020).

A formação desses grupos também é alvo de debate no meio florestal, visto que a não segmentação em grupos remete ao manuseio de dados extremamente variáveis e discrepantes; e, quando utilizados, os grupos resultantes muitas vezes não são bem definidos, o que pode fornecer resultados diferentes dependendo do objetivo do estudo (Gourlet-Fleury et al. 2005; Picard et al. 2012). Logo, a metodologia utilizada para formação de grupos de espécies deve ser igualmente satisfatória para gerar resultados apropriados.

Este trabalho teve como objetivo estimar o incremento diamétrico de árvores pertencentes à Floresta Ombrófila Mista, além de determinar uma metodologia de formação de grupos de indivíduos que favoreça a estimativa do incremento diamétrico individual.

Materiais e Métodos

Os dados utilizados neste estudo são oriundos de um fragmento florestal pertencente à fitofisionomia Floresta Ombrófila Mista, situado na região Sul do Brasil (Figura 1). A área total do fragmento é de 15,24 hectares, sendo que 12,96 hectares são ocupados por floresta, de acordo com Machado et al. (2008). O clima da região é subtropical úmido, classificado como Cfb segundo a classificação de Köppen-Geiger (Alvares et al. 2013).

Ao todo, foram identificadas 101 espécies arbóreas nativas, 10 espécies exóticas e uma sem identificação confirmada. Assim como em diversos levantamentos fitossociológicos realizados na Floresta Ombrófila Mista (Seger et al. 2005; Cordeiro and Rodrigues, 2007; Sonogo et al. 2007), a espécie *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze é a mais expressiva. *Casearia sylvestris* Sw. é a espécie com o segundo maior valor de cobertura da área em questão. Outras espécies comuns dessa formação florestal, como a Açoita-cavalo (*Lueha divaricata* Mart. & Zucc.), Canela-guaicá (*Ocotea*

puberula (Rich.) Ness) e o Cedro (*Cedrela fissilis* Vell.) também compõem o estrato arbóreo do fragmento.

Todas as árvores com diâmetro à 1,30 m do solo (DAP) maior ou igual a 10 cm foram medidas. As variáveis coletadas foram DAP, espécie (Sp), qualidade da copa (CQ), estrato de inserção da copa no dossel da floresta (CS), e coordenadas cartesianas em relação à parcela. A variável CQ foi classificada como 1 – Quebrada, 2 – Não vigorosa, 3 – Vigorosa de tamanho reduzido e 4 – Vigorosa de tamanho normal. A variável CS foi classificada como 1 – Inferior, 2 – Médio, 3 –

Superior. As coletas de campo foram realizadas nos anos de 2006, 2012 e 2015 (Tabela 1). Foram utilizados três hectares do interior do fragmento para compor o estudo (Material Suplementar), totalizando 2.353 indivíduos, em que outros 0,75 ha foram selecionados aleatoriamente para compor uma base de dados de validação. Essa escolha foi feita de forma a evitar problemas de bordadura no cálculo dos índices de competição. O incremento periódico anual (IPA) foi calculado conforme (1).

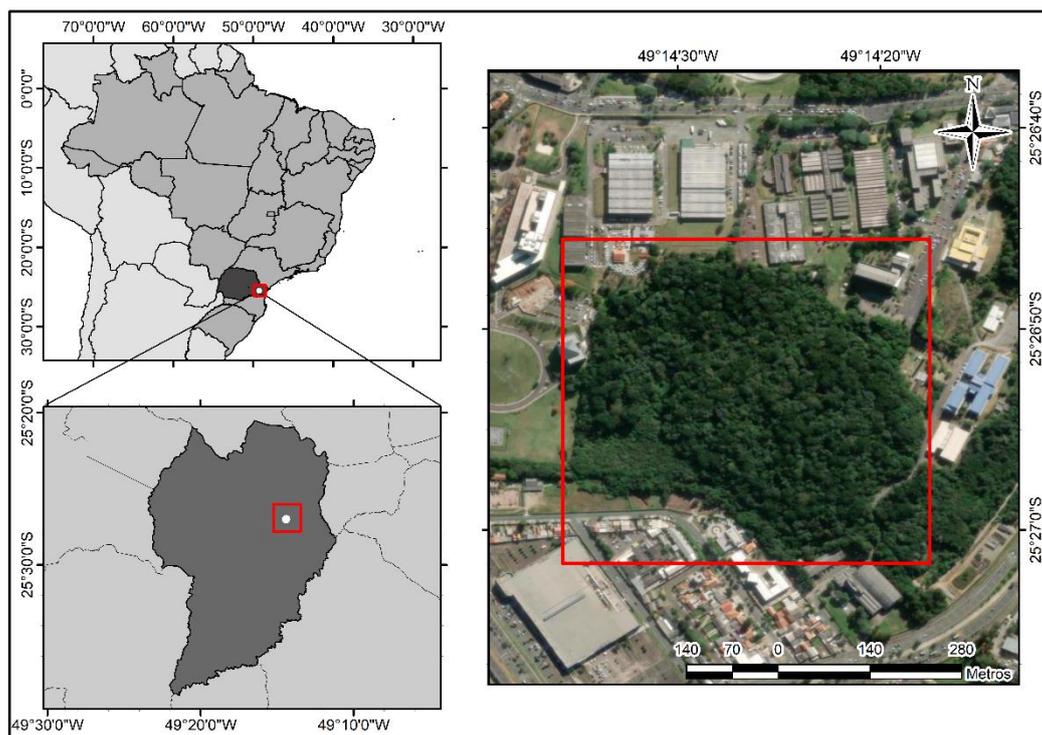


Figura 1. Localização do fragmento de floresta ombrófila mista em que o presente estudo foi conduzido.

Tabela 1. Estatísticas descritivas do diâmetro a 1,30 m do solo (DAP), número de indivíduos e área basal por hectare para os anos de medição do fragmento de Floresta Ombrófila Mista.

Ano	Mín (cm)	Média (cm)	Máx (cm)	CV (%)	N (ind.ha ⁻¹)	G (m ² .ha ⁻¹)
2006	10,00	17,99	83,56	10,12	645,21	21,59
2012	10,00	18,72	88,17	10,64	691,34	25,17
2015	10,00	19,26	91,35	11,08	682,09	26,45

Mín é o valor mínimo, Max é o valor máximo, CV é o coeficiente de variação do DAP; N é o número total de indivíduos por hectare no respectivo ano; G é a área basal por hectare no respectivo ano.

$$IPA = \frac{d_{t+\Delta t} - d_t}{\Delta t} \quad (1)$$

Em que: d_t e $d_{t+\Delta t}$ são o diâmetro a 1,30 m no início e fim do período, respectivamente, em cm; t é o início do período avaliado; Δt é o período analisado, em anos.

Das medições realizadas, foi optado por calcular o incremento diamétrico anual entre 2006-2012, em que a terceira medição (2015) foi reservada para comparar a projeção dos incrementos estimados para um período não utilizado para ajuste.

A metodologia de estratificação foi adaptada de Trautenmüller (2019), a qual prevê uma estratificação em dois estágios; o primeiro estágio é a formação de classes de diâmetro; e o segundo estágio atua dentro de cada classe de diâmetro, delimitando grupos baseados em uma razão entre atributos dos indivíduos.

Devido à ocorrência de indivíduos de espécies e tamanhos diferentes no fragmento, foi proposta uma padronização dos diâmetros com base no maior diâmetro de cada espécie observada na área de estudo e na literatura (2). Essa padronização escala o diâmetro de

todos os indivíduos entre 0 e 1 e ameniza a concentração de indivíduos nas primeiras classes de DAP (Figura 2).

$$dp_i = \frac{d_{ik}}{dmax_k} \quad (2)$$

Em que: dp_i é o diâmetro padronizado do indivíduo i ; d_{ik} é o diâmetro a 1,3 m acima do solo do indivíduo i da espécie k ; e $dmax_k$ é o maior diâmetro observado da espécie k .

A variável dp foi utilizada para a formação de classes com amplitude de 0,2 nos extremos e 0,1 nas classes intermediárias. Na Figura 2 está representada uma comparação entre a dispersão do incremento periódico anual (IPA) em função do DAP e do diâmetro padronizado (dp), com exemplo para o modo de separação das classes na primeira estratificação.

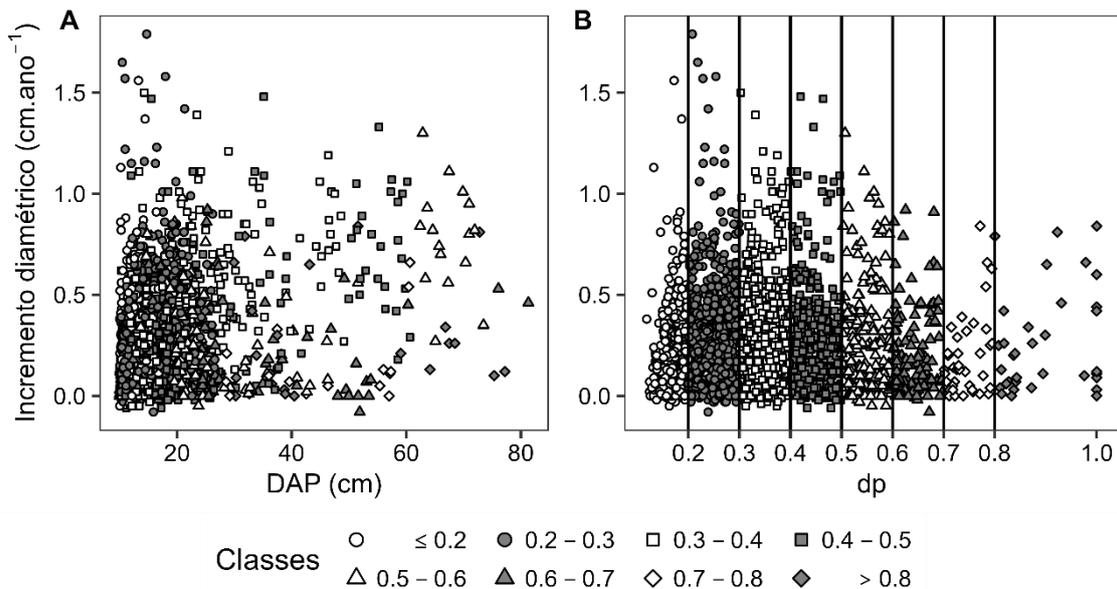


Figura 2. Dispersão entre incremento periódico anual (IPA) e diâmetro a 1,3 m (a) e diâmetro padronizado (b).

O segundo nível de estratificação foi realizado dentro de cada classe, sendo calculada a razão (3) entre o incremento periódico anual (IPA) e diâmetro padronizado (dp) de cada árvore.

$$R_i = \frac{IPA_i}{dp_i} \quad (3)$$

Em que: R_i é a razão entre IPA e dp do indivíduo i ; IPA_i é o incremento periódico anual da árvore i , em cm.ano^{-1} .

Após o cálculo da razão para os indivíduos, uma nova estratificação foi realizada, agora dentro de cada classe de dp . Esse segundo nível de estratificação gerou grupos de indivíduos com base em R_i (Figura 3). Dada a amplitude dos valores de R , cada classe foi inicialmente segmentada em quatro grupos com base nos quartis 25%, 50% e 75% da distribuição acumulada de R na classe. Porém, tanto o número de grupos quanto os limites entre grupos foram modificados por otimização, a fim de determinar a melhor disposição para cada classe de dp .

Fica denominado então como classe o primeiro nível de estratificação das árvores, composta por classes de dp (Figura 2), e fica denominado como grupo o segundo nível de estratificação, composto por grupos de

árvores separadas pelo valor de R_i calculado para cada árvore (Figura 3).

A formação de grupos com base na razão R_i foi elaborada de forma a conciliar com o estimador de razão utilizado para estimar os incrementos (Péllico Netto e Behling, 2019; Trautenmüller 2019). Após a formação dos grupos, cada classe de dp foi submetida a uma análise discriminante, a fim de averiguar a classificação a posteriori dos indivíduos nos grupos, além de avaliar a capacidade dos índices de competição de classificar as observações nesses grupos.

Compuseram a análise discriminante as variáveis DAP no início do período, estrato de inserção da copa no dossel, qualidade da copa, espécie, classificação sucessional, além dos índices de competição de Hegyi (Hegyi 1974), Tomé e Burkhart (1989), Glover e Hool (1979), BAL (Schütz 1975), Martin e Ek (1984) e Área Potencialmente Disponível (Daniels et al. 1986), selecionados com base na correlação com o incremento diamétrico.

A análise discriminante foi utilizada como ferramenta de delimitação dos grupos de R_i . Portanto, embora não necessárias para a alocação de uma nova observação nos grupos, essas variáveis podem ser também utilizadas para classificação.

A análise discriminante foi realizada por meio de validação cruzada pelo método *leave-one-out*, onde

cada observação é removida da análise e então classificada em um grupo.

As variáveis foram centradas na média para sua utilização na análise discriminante, em que, ainda assim, é esperada alta correlação entre algumas variáveis. No entanto, as variáveis foram mantidas, devido: (i) por serem relevantes na classificação dos grupos e (ii) porque os índices de competição, mesmo com estruturas similares, podem avaliar a competição com diferentes nuances, como por exemplo índices mais apropriados para quantificar a competição simétrica ou assimétrica (Kuehne et al. 2019).

Conforme apresentado na Figura 3, os limites dos grupos foram estabelecidos de forma arbitrária, sem garantia de que uma determinada divisão fosse a mais apropriada ou que garantisse grupos distintos entre si. Para amenizar esse efeito de arbitrariedade, uma medida de otimização na análise discriminante foi incorporada de forma a encontrar os limites entre grupos que minimizassem o erro de classificação (4).

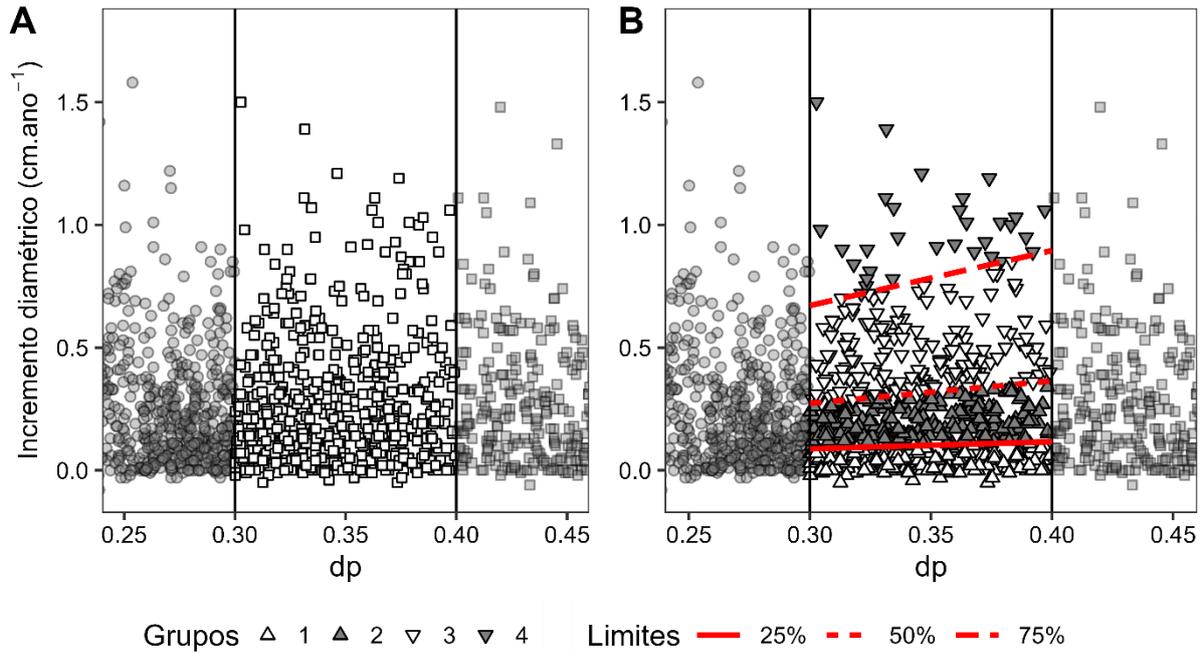


Figura 3. Exemplo do segundo nível de estratificação para a classe de dp 0.3-0.4 antes (a) e depois (b) da formação dos grupos de razão.

A otimização buscou minimizar o somatório dos erros dos grupos dentro de cada classe, utilizando o algoritmo de Nelder-Mead (Nelder and Mead, 1965). Para este estudo, foram utilizadas como variáveis os limites entre os grupos.

$$f(l_1, l_2, l_3, \dots, l_{k-1}) = \underset{l_1, l_2, l_3, \dots, l_{k-1}}{\operatorname{argmin}} \left(\sum_{j=1}^k E_j \right) \quad (4)$$

sujeito a $l_1 < l_2 < \dots < l_{k-1}$

Em que: l_i são os valores de R_i limites entre os k grupos de uma mesma classe de dp; E_j é o erro de classificação do grupo j.

Foi calculada uma razão média de cada grupo criado a priori, i.e., sem a classificação pela análise discriminante (5). Depois, essa razão foi utilizada para estimar o incremento dos mesmos grupos classificados a posteriori (6). As estatísticas de ajuste do estimador de razão R_G e da estimativa do incremento foram

calculados com base em Péllico Netto and Behling (2019).

$$R_G = \frac{\sum_{i=1}^{n_G} IPA_{Gi}^{Pri}}{\sum_{i=1}^{n_G} dp_{Gi}^{Pri}} \quad (5)$$

$$\widehat{IPA}_{Gi}^{Pos} = R_G \cdot dp_{Gi}^{Pos} \quad (6)$$

Em que: R_G é a razão entre IPA e dp de cada grupo G; IPA_{Gi}^{Pri} é o incremento periódico anual observado dos indivíduos do grupo G a priori em cm.ano^{-1} , e dp_{Gi}^{Pri} é o diâmetro padronizado dos indivíduos do grupo G a priori; IPA_{Gi}^{Pos} é o incremento estimado de cada observação para o grupo G classificado a posteriori; dp_{Gi}^{Pos} é o diâmetro padronizado de cada observação do grupo G classificado a posteriori.

Para avaliar a estimativa do incremento, a raiz do erro quadrático médio absoluto e percentual foi calculada para cada grupo, além da análise gráfica de resíduos. O diâmetro da segunda medição (2012) foi estimado multiplicando o incremento estimado pelo tempo desejado, somando em seguida ao DAP da primeira medição (7). A raiz do erro quadrático médio

calculada e gráficos de resíduos também foram avaliados.

$$\widehat{DAP}_f = DAP_i + \widehat{IPA} \times \Delta t \quad (7)$$

Em que: \widehat{DAP}_f é o diâmetro a 1,30 m estimado no fim do período; DAP_i é o diâmetro à altura do peito no início do período avaliado; \widehat{IPA} é o incremento periódico anual estimado; e Δt é o intervalo de tempo entre o início e o fim do período.

A validação foi realizada em três blocos amostrais não utilizados no conjunto de treino da estimativa do incremento, totalizando 0,75 ha e 560 indivíduos. Foram calculados os diâmetros padronizados (dp) de cada observação e, em seguida, construídas as classes de dp com as mesmas amplitudes do conjunto de treino.

As observações foram classificadas diretamente nos grupos de razão a posteriori, utilizando as funções lineares da análise discriminante, com seus parâmetros ajustados com o banco de dados de treino. Isso permite avaliar se as variáveis utilizadas na análise discriminante se mantêm capazes de separar as observações para outro conjunto de dados.

Após a classificação, a razão média foi calculada para cada grupo, em que o incremento periódico anual no período 2006-2012 foi estimado, bem como os diâmetros a 1,30 m (DAP) para a terceira medição (2015). A avaliação foi feita por meio da raiz do erro quadrático médio geral de cada classe e da avaliação dos resíduos.

Resultados e Discussão

Os grupos classificados de acordo com a análise discriminante podem ser conferidos na Figura 4, com a dispersão dos incrementos periódicos anuais (IPA) em função do diâmetro padronizado (dp) e diâmetro a 1,30 m (DAP). Ao todo, foram formados 44 grupos distribuídos nas oito classes de dp e numerados do menor para o maior incremento. Na Tabela 2 estão os erros de classificação de cada grupo, bem como o erro médio de classificação de cada classe de dp. Os grupos na Tabela estão ordenados do maior para o menor dentro de cada classe de dp, a fim de conciliar a visualização com a Figura 4.

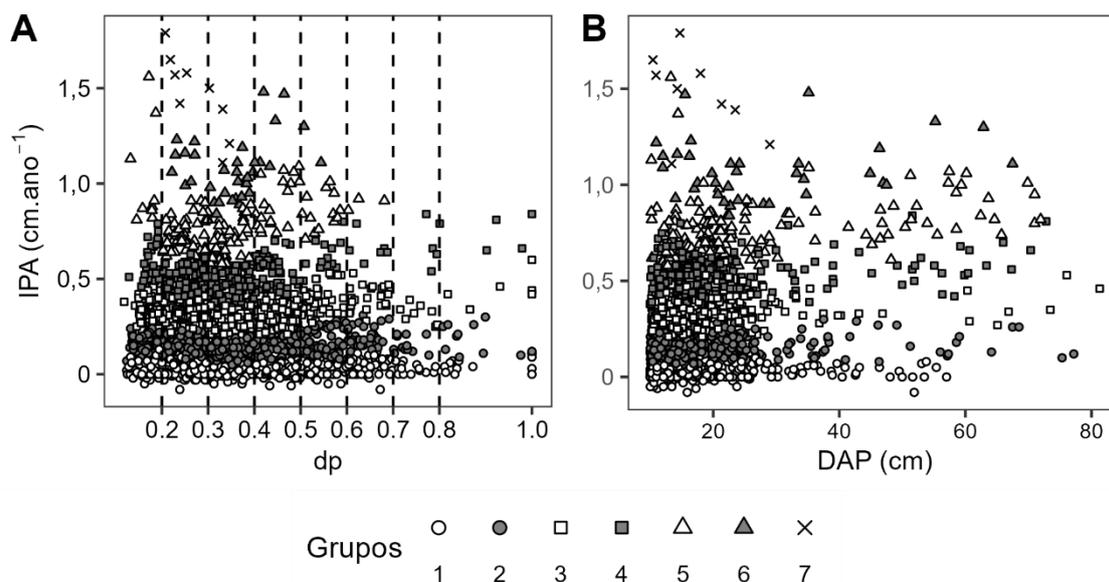


Figura 4. Dispersão dos indivíduos com a classificação dos grupos pós análise discriminante em função do diâmetro padronizado (dp) (a) e diâmetro a 1,3 m (b).

Tabela 2. Erro percentual por grupo e classe de dp das observações utilizando validação cruzada leave-one-out no remanescente de floresta ombrófila mista.

Grupo	Erro de classificação (%)							
	Classe de dp							
	0-0.2	0.2-0.3	0.3-0.4	0.4-0.5	0.5-0.6	0.6-0.7	0.7-0.8	0.8-1.0
7	-	0,00	25,00	-	-	-	-	-
6	-	0,00	6,25	16,67	50,00	-	-	-
5	18,18	8,51	20,83	10,00	0,00	0,00	-	-
4	16,22	25,66	8,33	7,84	5,26	0,00	25,00	0,00
3	16,30	9,49	13,51	8,79	0,00	4,76	16,67	0,00

2	25,32	15,13	7,06	9,38	9,84	23,53	28,57	6,25
1	7,69	3,31	4,23	8,24	10,34	3,85	20,00	12,50
Geral	15,87	11,61	9,31	8,88	6,83	9,48	23,08	5,71

A Tabela 2 mostra que as variáveis utilizadas foram satisfatórias para discriminar os grupos com um erro geral máximo de 23,08% para a classe 0.7-0.8. A nível de grupo o máximo atingido foi de 50% no grupo 6 da classe 0.5-0.6. No entanto, esse grupo possui apenas dois indivíduos, e um foi erroneamente classificado em outro grupo.

O baixo erro de classificação é evidência de que, para indivíduos situados na mesma faixa de dp, existem ainda variações na capacidade de crescimento, em que essas variações são parcialmente explicadas pelos índices de competição utilizados na análise discriminante. A variável DAP foi a de maior contribuição para a análise discriminante em praticamente todas as classes (Tabela 3), o que é condizente dada a estreita relação com o incremento (Lorimer 1983; Daniels et al. 1986; Tomé and Burkhart 1989). Índices como Glover & Hool (GH) e Hegyi (H) também aparecem ambos em 6 das 8 classes como as variáveis mais relevantes da análise. Índices de competição também são frequentemente apontados como as principais variáveis para explicar o crescimento diamétrico (Ou et al., 2019).

Para as últimas duas classes, há maior contribuição dos índices de competição na análise discriminante, o que pode estar relacionado com uma diminuição da relação entre DAP e IPA conforme avança o tamanho das árvores. Calculando a correlação DAP e IPA para cada classe, observa-se decréscimo do valor da correlação conforme aumenta a classe de dp, variando de um máximo de 0,657 na classe 0.3-0.4 para um valor mínimo de -0,128 na classe 0.7-0.8.

A formação de grupos homogêneos é tarefa complexa para as florestas brasileiras, uma vez que a grande quantidade de espécies arbóreas ocorrentes nos mais diversos estágios sucessionais garante uma ampla variação de tamanhos, idades e interações. Tais fatores influenciam o crescimento diamétrico dos indivíduos, e nesse momento métodos de agrupamento são oportunos para a criação de “regiões homogêneas”, *i.e.*, grupos de indivíduos com características semelhantes, o que alivia a condição de ampla variabilidade (Gourlet-Fleury et al. 2005).

Tabela 3. Ordem de contribuição por classe de dp das variáveis utilizadas na análise discriminante para classificação das observações nos grupos.

Ranking	Classe de dp							
	0-0.2	0.2-0.3	0.3-0.4	0.4-0.5	0.5-0.6	0.6-0.7	0.7-0.8	0.8-1.0
1	DAP	DAP	DAP	DAP	DAP	DAP	TB	ME
2	GH	GH	TB	TB	H	BAL	DAP	H
3	TB	ME	GH	GH	GH	APD ₁	H	DAP
4	BAL	H	H	H	APD ₂	GH	ME	Estrato

DAP é o diâmetro a 1,3 m no início do período; GH é o índice de Glover & Hool; TB é o índice de Tomé & Burkhart; BAL é a área basal das árvores maiores que a árvore alvo, em m².parcela⁻¹; ME é o índice de Martin & Ek; H é o índice de Hegyi; APD₁ e APD₂ são as medidas de área potencialmente disponíveis; Estrato é o estrato de inserção da copa no dossel da floresta.

Os métodos de agrupamento utilizados em florestas tropicais normalmente buscam agregar espécies com características similares, que podem ir desde classificações de estágios sucessionais (Gourlet-Fleury et al. 2005), ou grupos de espécies com padrões de crescimento similar (Alder 1995). Nesse trabalho a unidade de agrupamento foi cada indivíduo arbóreo, independente da espécie, o que resulta em formar grupos homogêneos para a variável R_i , objeto de estimação. O

uso do diâmetro padronizado (dp) foi oportuno para uma melhor separação dos indivíduos. Aliada à formação dos grupos, a minimização do erro de classificação a partir da flexibilização dos limites entre grupos (Figura 3, equação (4)) tanto valida a separação entre grupos quanto ameniza o viés de uma formação arbitrária dos grupos.

Tabela 4. Valor do estimador de razão R_G e sua significância ao nível de 5% para cada grupo.

Grupo	Classe							
	0-0.2	0.2-0.3	0.3-0.4	0.4-0.5	0.5-0.6	0.6-0.7	0.7-0.8	0.8-1.0
7		6,9837*	3,9726*					
6		4,6131*	2,8013*	3,0336*	2,2926 ^{ns}			

5	5,8971*	3,0596*	2,0445*	2,0373*	1,5541*	1,4086*		
4	3,3743*	1,9387*	1,3189*	1,2356*	1,1151*	1,0142*	0,8519*	0,8144*
3	1,9138*	1,2052*	0,7824*	0,6766*	0,7261*	0,6329*	0,4196*	0,4773*
2	0,9254*	0,5776*	0,3662*	0,3103*	0,2907*	0,3122*	0,2092*	0,1939*
1	0,2116*	0,1129*	0,0561*	0,0449 ^{ns}	0,0408 ^{ns}	0,0690 ^{ns}	0,0396 ^{ns}	0,0455 ^{ns}

Formados os grupos, foram estimadas as razões de cada grupo (Tabela 4) e os incrementos individuais a partir das equações (5) e (6). A não significância dos estimadores de razão no grupo 1 das maiores classes é reflexo tanto do baixo incremento diamétrico e da diminuição do número de árvores conforme aumenta o valor de dp. O baixo número de árvores também levou à não significância do estimador para o grupo 6 da classe 0.5-0.6.

A raiz do erro quadrático médio (REQM) geral foi de 0,0599 cm.ano⁻¹, ou 23,58% em termos percentuais. O maior erro foi da primeira classe, e o menor foi da classe 0.3-0.4 (Tabela 5). Os erros discriminados por grupo se encontram no material suplementar.

Tabela 5. - Raiz do erro quadrático médio da estimativa de incremento periódico anual (IPA) de cada classe de dp.

Classe	RMSE (cm.ano ⁻¹)	RMSE (%)
< 0.2	0,0734	31,86
0.2-0.3	0,0601	22,57
0.3-0.4	0,0524	20,34
0.4-0.5	0,0615	22,47
0.5-0.6	0,0588	23,86
0.6-0.7	0,0489	23,63
0.7-0.8	0,0512	26,27
> 0.8	0,0694	26,64

A aparente heteroscedasticidade da dispersão dos resíduos (Figura 5, painel A) ocorre em virtude de que a variância do estimador de razão é proporcional às variáveis do estimador de razão (Cochran 1977; Péllico Netto and Behling, 2019), *i.e.*, os menores incrementos estimados pertencem aos grupos de menor amplitude de variação, e os maiores incrementos aos grupos de maior

amplitude, gerando consequentemente resíduos de diferentes variâncias ao longo dos incrementos. A estimativa, no entanto, foi realizada por grupo, e a dispersão dos resíduos para cada grupo pode ser encontrada no material suplementar.

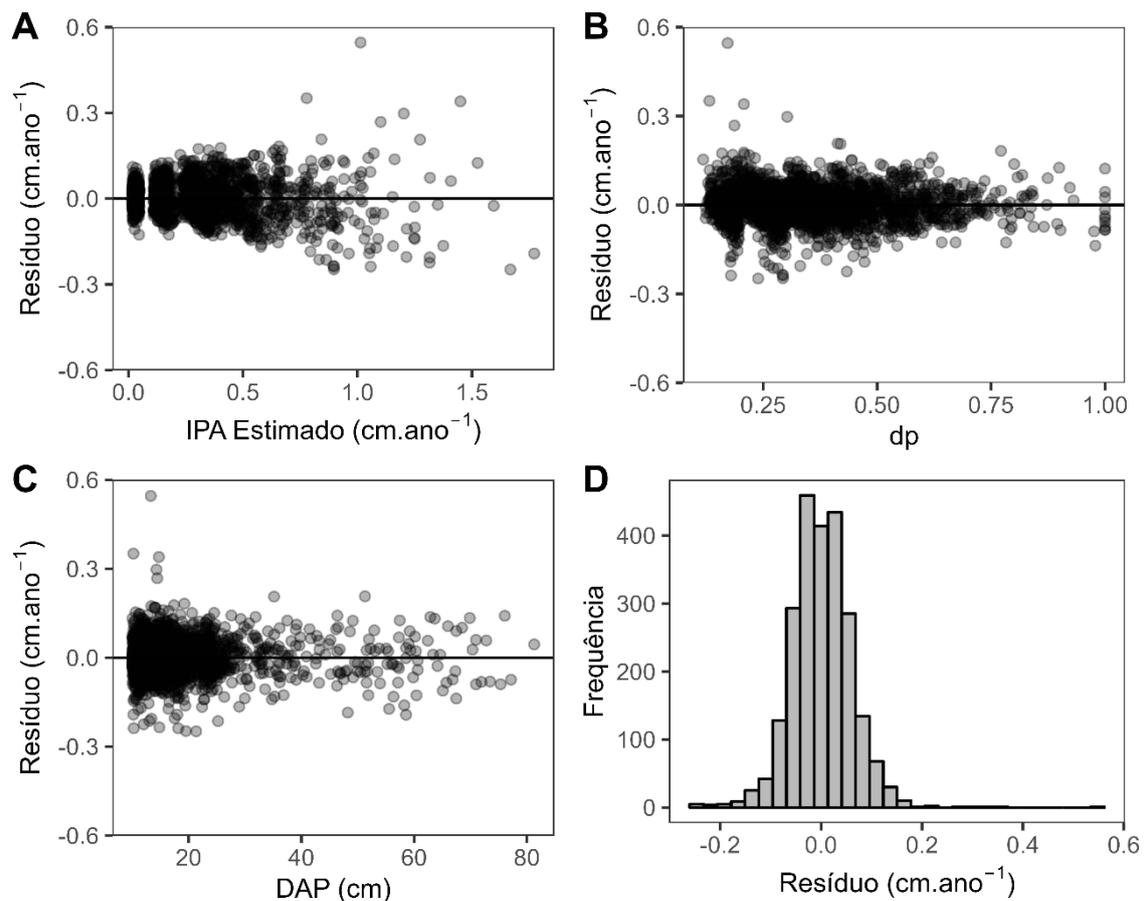


Figura 5. Gráficos de resíduos da estimativa do incremento periódico anual para todo o banco de dados de treino.

A dispersão dos resíduos também foi homogênea ao longo de todo o domínio de dp e DAP, bem como teve distribuição simétrica em torno de zero (painéis B, C e D da Figura 5). Embora não se trate de um modelo linear tradicional, o estimador de razão se aproxima de uma distribuição normal conforme aumenta o tamanho da amostra (Cochran 1977).

Comparando o DAP estimado com o observado na medição, o maior desvio encontrado foi de 3,28 cm, em que a raiz do erro quadrático médio absoluta e relativa para toda a base de dados foi de 0,3589 cm e 1,90%, respectivamente.

Os gráficos de dispersão de resíduos (Figura 6) apontam comportamento homogêneo ao longo dos valores estimados, com a maioria inferiores a 10%. A

partir de 40 cm de DAP, os resíduos são menores que 3%. Além disso, o painel C da Figura 6 também aponta uma boa distribuição dos resíduos. A queda da proporção do erro ao longo dos diâmetros (painel B) também é observável na estimativa do diâmetro futuro para outros trabalhos, como em Reis et al. (2016).

Esse resultado foi possível devido ao método de formação de grupos utilizados, que gerou grupos com uma tendência linear uniforme e permitiu um uso eficiente da estimativa de razão. Ao fundo, está a clara importância da inclusão da competição como medida de alocação dos indivíduos nos devidos grupos, com destaque para as classes finais, onde encontram-se as maiores árvores de cada espécie.

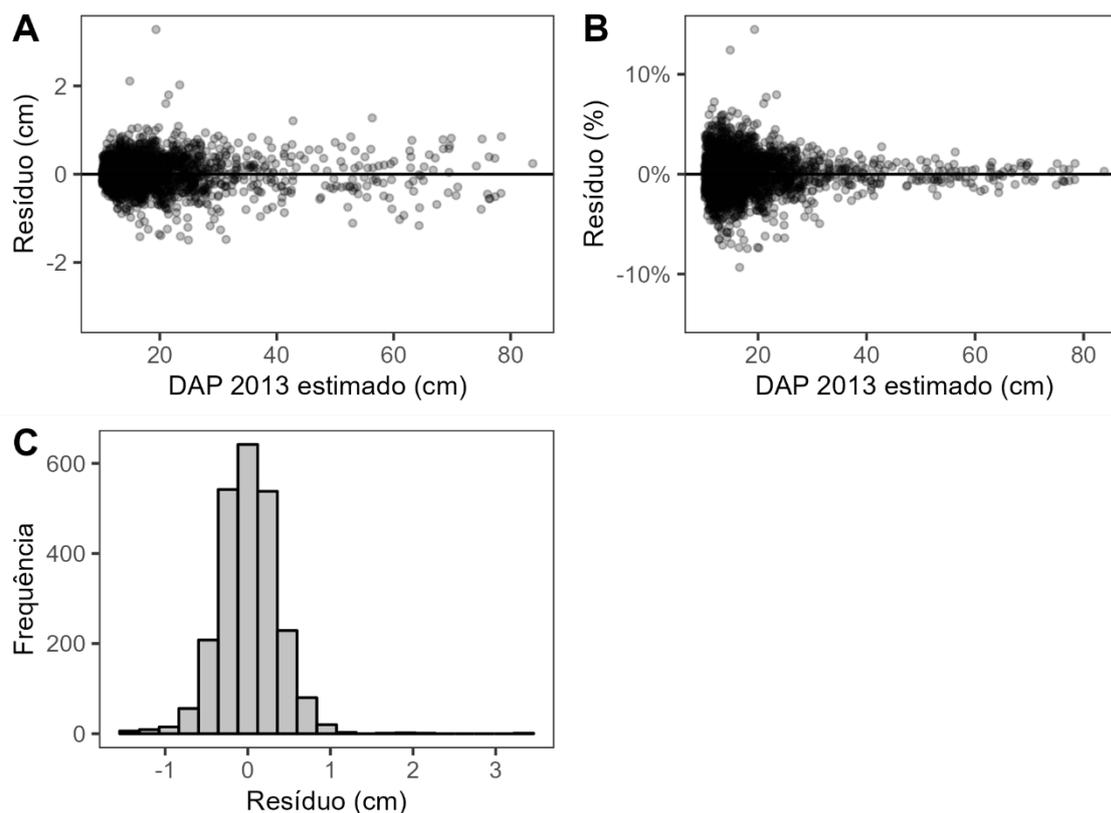


Figura 6. Gráficos de resíduos da estimativa do diâmetro da segunda medição (2012) a partir da primeira medição (2006).

Embora o maior erro resultante da validação (Tabela 6) tenha sido 6,6% superior ao maior erro da base de dados de treino (Tabela 5), as estatísticas de validação foram de maneira geral melhores que para a base de treino. Além de árvores não contidas no ajuste do estimador de razão, o banco de validação também foi composto por árvores medidas em outro ponto no

tempo. Portanto a proximidade dos valores de REQM é indicativo de que os grupos formados na análise discriminante são homogêneos e consistentes para esse fragmento em estudo. A aplicação da mesma metodologia em outra área, no entanto, pode resultar em diferentes grupos para outros locais.

Tabela 6. Raiz do erro quadrático médio absoluta e relativa para as estimativas do incremento periódico anual para os dados da validação do remanescente de floresta ombrófila mista.

Classe de <i>dp</i>	REQM (cm.ano ⁻¹)	REQM (%)
0-0.2	0,0736	38,5
0.2-0.3	0,0740	25,9
0.3-0.4	0,0606	26,6
0.4-0.5	0,0768	14,4
0.5-0.6	0,0839	16,7
0.6-0.7	0,1010	15,3
0.7-0.8	0,0991	30,6
0.8-1.0	0,1360	24,7

Conclusões

A estratificação em dois estágios foi satisfatória para formar grupos de indivíduos homogêneos para a estimativa do incremento periódico anual. Nessa estratificação, a padronização pelo maior

diâmetro da espécie foi oportuna para a primeira estratificação.

Os índices de competição foram importantes para a separação efetiva dos grupos de indivíduos, com destaque para as classes compostas pelos maiores

indivíduos de cada espécie, em que, aliados à estimativa de razão, forneceram erros de modo geral baixos e compartmentados, possibilitando a eventual adoção de medidas localizadas para melhorar a estimativa de determinados grupos de indivíduos. A combinação da dupla estratificação com o estimador de razão foi satisfatória para uma estimativa precisa dos incrementos diamétricos de todas as espécies.

Agradecimentos

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001

Referências

- Alder D (1995) *Growth modelling for mixed tropical forests*. Oxford Forest Institute, University of Oxford.
- Alvares CA, Stape JL, Sentelhas PC, Gonçalves JLM, Sparovek G (2013) Köppen's climate classification map for Brazil. *Meteorologische Zeitschrift*, 22(6):711–728.
- Bartelink HH (2000) A growth model for mixed forest stands. *Forest Ecology and Management*, 134(1-3):29–43.
- Behling H, Pillar VDP (2007) Late Quaternary vegetation, biodiversity and fire dynamics on the southern Brazilian highland and their implication for conservation and management of modern Araucaria forest and grassland ecosystems. *Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences*, 362:243–251.
- Bittencourt JVM, Sebbenn AM (2009) Genetic effects of forest fragmentation in high-density Araucaria angustifolia populations in Southern Brazil. *Tree Genetics and Genomes*, 5(4):573–582.
- Cao QV (2000) Prediction of annual diameter growth and survival for individual trees from periodic measurements. *Forest Science*, v.46(1):127-131.
- Canetti A, Mattos PP, Braz EM, Ricken P, Péllico Netto S. (2016) Retrospective analysis of competition in a forest remnant: A case study of Podocarpus lambertii in the Araucaria Forest. *Dendrochronologia*, 40:43–49.
- Cordeiro J, Rodrigues WA (2007) Caracterização fitossociológica de um remanescente de Floresta Ombrófila Mista em Guarapuava, PR. *Revista Árvore*, 31(3):545–554.
- Cunha TA, Finger CAG, Schneider PR (2013) Linear mixed model to describe the basal area increment for individual Cedro (Cedrela odorata L.) trees. *Ciência Florestal*, 23(3):461–470.
- Daniels RF, Burkhardt HE, Clason TR (1986) A comparison of competition measures for predicting growth of loblolly pine trees. *Canadian Journal of Forest Research*, 16:1230–1237.
- Glover GR, Hool JN (1979) A basal area ratio predictor of loblolly pine plantation mortality. *Forest Science*, 25:275-282.
- Gourlet-Fleury S, Blanc L, Picard N, Sist P, Dick J, Nasi R, Swaine MD, Forni E (2005) Grouping species for predicting mixed tropical forest dynamics: looking for a strategy. *Annals of Forest Science*, 62(8):785–796.
- Gourlet-Fleury S, Houllier F (2000) Modelling diameter increment in a lowland evergreen rain forest in French Guiana. *Forest Ecology and Management*, 131:269–289.
- Inza MV, Aguirre NC, Torales SL, Pahr NM, Fassola HE, Fornes LF, Zelener N (2018) Genetic variability of Araucaria angustifolia in the Argentinean Parana Forest and implications for management and conservation. *Trees*, Springer Berlin Heidelberg, 32:1135–1146.
- Judson OP (1994) The rise of the individual-based model in ecology. *Trends in Ecology and Evolution*, 9(1):9–14.
- Kuehne C, Weiskittel AR, Waskiewicz J (2019) Comparing performance of contrasting distance-independent and distance-dependent competition metrics in predicting individual tree diameter increment and survival within structurally-heterogeneous, mixed-species forests of Northeastern United States. *Forest Ecology and Management*, 433:205–216.
- Lin Y, Berger U, Grimm V, Huth F, Weiner J (2013) Plant Interactions Alter the Predictions of Metabolic Scaling Theory. *PLOS One*, 8.
- Lorimer CG (1983) Tests of age-dependent competition indices for individual trees in natural hardwood stands. *Forest Ecology and Management*, 6:343–360.
- Machado SA, Nascimento RGM, Augustynczyk ALD, Silva LCR, Figura MA, Pereira EM, Téó SJ (2008) Comportamento da relação hipsométrica de Araucaria angustifolia no capão da engenharia florestal da UFPR. *Pesquisa Florestal Brasileira*, 5(16).
- Maleki K, Kiviste A, Korjus H (2015) Analysis of individual tree competition effect on diameter growth of silver birch in Estonia. *Forest Systems*, 24(2):13.
- Martin GL, Ek AR (1984) A comparison of competition measures and growth models for predicting plantation red pine diameter and height growth. *Forest Science*, 30:731-743.

- Nelder JA, Mead R (1965) A Simplex Method for Function Minimization. *The Computer Journal*, 7(4):308–313.
- Orso GA, Mallmann AA, Pelissari AL, BEHLING A, Figueiredo Filho A, Machado SA (2020) How competition indices behave at different neighbourhood coverages and modifications in a natural araucaria forest in southern Brazil. *Cerne*, 26(2):293–300.
- Ou Q, Lei X, Shen C (2019) Individual tree diameter growth models of larch-spruce-fir mixed forests based on machine learning algorithms. *Forests*, 10(2):187.
- Péllico Netto S, Behling A (2019) Additivity of tree biomass components using ratio estimate. *Anais da Academia Brasileira de Ciências*, 81, 31 p., 2019.
- Peng C (2000) Growth and yield models for uneven-aged stands: past, present and future. *Forest Ecology and Management*, 132:259–279.
- Picard N, Köhler P, Mortier F, Gourlet-Fleury S (2012) A comparison of five classifications of species into functional groups in tropical forests of French Guiana. *Ecological Complexity*, 11:75–83.
- Pommerening A, Maleki K (2014) Differences between competition kernels and traditional size-ratio based competition indices used in forest ecology. *Forest Ecology and Management*, 331:135–143.
- Pommerening A, Sánchez-Meador AJS (2018) Tamm review: Tree interactions between myth and reality. *Forest Ecology and Management*, 424:164–176.
- Reis LP, Souza AL, Mazzei L, Reis PCM, Leite HG, Soares CPB, Torres CMME, Silva LF, Ruschel AR (2016) Prognosis on the diameter of individual trees on the eastern region of the amazon using artificial neural networks. *Forest Ecology and Management*, 382:161–167.
- Schütz JP (1975) Dynamique et conditions d'équilibre de peuplements jardinés sur les stations de la hêtraie à sapin. *Schweizerische Zeitschrift für Forstwesen*, 126:637–671.
- Seger CD, Dlugosz FL, Kurasz G, Martinez DT, Ronconi E, Melo LAN, Bittencourt SM, Brand MA, Carniatio I, Galvão F, Silva VL, Schmitt JL (2015) The effects of fragmentation on Araucaria forest: analysis of the fern and lycophyte communities at sites subject to different edge conditions. *Acta Botanica Brasilica*, 29(2):223–230.
- Silveira BD, Floriano EP, Nakajima NY, Hosokawa RT, Rosot NC, Gracioli CR (2015) Relação da morfometria e competição com o crescimento de *Trichilia clausenii* em um fragmento de floresta semidecidual, RS. *Floresta*, 45(2):373–382.
- Sonego RC, Backes A, Souza AF (2007) Descrição da estrutura de uma Floresta Ombrófila Mista, RS, Brasil, utilizando estimadores não-paramétricos de riqueza e rarefação de amostras. *Acta Botanica Brasilica*, 21(4):943–955.
- Stadt KJ, Huston C, Coates KD, Feng Z, Dale MR, Lieffers VJ (2007) Evaluation of competition and light estimation indices for predicting diameter growth in mature boreal mixed forests. *Annals of Forest Science*, 64(5):477–490.
- Teck RM, Hilt DE (1991) *Individual-Tree Diameter Growth Model for the Northeastern United States. Research paper*. USDA Forest Service. 15 p.
- Tomé M, Burkhart HE (1989) Distance-Dependent Competition Measures for Predicting Growth of Individual Trees. *Forest Science*, 35(3):816–831.
- Trautenmüller JW (2019) *Correlações e estimadores de biomassa acima do solo em florestas no sul do Brasil*. 109 p. Tese (Doutorado) — Universidade Federal do Paraná, 2019.
- Uzoh FCC, Oliver WW (2008) Individual tree diameter increment model for managed even-aged stands of ponderosa pine throughout the western United States using a multilevel linear mixed effects model. *Forest Ecology and Management*, 256(3):438–445.
- Weiner J (1984) Neighbourhood Interference Amongst Pinus Rigida Individuals. *Journal of Ecology*, 72:183–195.
- Weiner J (1988) Variation in the performance of individuals in plant populations. In: Davy AJ, Hutchings MJ, Watkinson AR (Ed.) *Plant Population Ecology*. Oxford: Blackwell Scientific Publications, 1988. p. 59–81.
- Weiner J (1990) Asymmetric Competition in Plant Populations. *Trends in Ecology and Evolution*, 5(11):360–364.
- Weiner J, Wright DB, Castro S (1997) Symmetry of below-ground competition between *Kochia scoparia* individuals. *Oikos*, 79(1):85–91.
- Weiskittel A, Kuehne C, Mctague JP, Oppenheimer M (2016) Development and evaluation of an individual tree growth and yield model for the mixed species forest of the Adirondacks Region of New York, USA. *Forest Ecosystems*, 3(1):1–17.

Weiskittel AR, Hann DW, Kershaw JRJA, Vanclay JK (2011) *Forest growth and yield modelling*. Chichester: John Wiley & Sons. 415 p.
Zhao D, Borders B, Wilson M (2004) Individual-tree diameter growth and mortality models for bottomland

mixed-species hardwood stands in the lower Mississippi alluvial valley. *Forest Ecology and Management*, 199(2):307–322.