

PROGNOSE DA ESTRUTURA DIAMÉTRICA EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA ESTACIONAL SEMIDECIDUAL

PROGNOSIS THE DIAMETRIC STRUCTURE IN A FRAGMENT IN A SEMIDECIDUAL SEASONAL FOREST

Antonio Pedro Fragoso Woycikievicz¹, Henrique Soares Koehler², Alexandre Behling³, Afonso Figueiredo Filho⁴, Sylvio Péllico Netto⁵

^{1, 2, 3, 4, 5}Universidade Federal do Paraná, Curitiba, Paraná, Brasil, – antoniof.w@gmail.com, koehler@ufpr.br, alexandre.behling@gmail.com, afigfilho@gmail.com, sylviopelliconetto@gmail.com

RESUMO

No manejo florestal a tomada de decisão envolve vários fatores, entre eles a aplicação de métodos de prognose. Não é uma tarefa simples aplicá-los em florestas inequidêneas, devido à grande diversidade de espécies e idades. Diante disso, o objetivo deste trabalho foi avaliar a acuracidade de ferramentas como a Matriz de Transição (MT) e da Razão de Movimentação de Diâmetros (RMD) para a prognose da estrutura diamétrica em um fragmento da Floresta Estacional Semidecidual localizado em Cássia, Estado de Minas Gerais. Para isso, a prognose foi efetuada em um período de 4 anos de intervalo (1997 a 2001) para duas amplitudes (5 cm e 10 cm) de classes diamétricas, aplicando-se os métodos MT e RMD, no período entre 2005 e 2009. A eficiência das projeções foi avaliada por meio do teste de Kolmogorov-Smirnov e pelo teste de Friedman. Após a escolha do melhor método e amplitude, a projeção da estrutura da floresta foi efetuada para o ano 2022. A projeção efetuada com o método RMD apresentou maior eficiência para os anos de 2005 e 2009, porém, em 2009, somente para o número de indivíduos. A amplitude de 5 cm foi a que melhor descreveu a estrutura diamétrica dos conjuntos de dados avaliados, em ambos os anos, evidenciando ser a dinâmica da floresta mais lenta que a previamente avaliada. Novas pesquisas devem ser efetuadas para melhorar as projeções para além de um período, pois para apenas um período exigem estrito acompanhamento por muitos anos.

PALAVRAS-CHAVE: Amplitude; Classes diamétricas; Razão de movimentação de diâmetro.

ABSTRACT

In forest management, decision-making involves several factors, including the application of prognosis methods. It is not a simple task to apply them in uneven aged forests, due to the great diversity of species and ages. Therefore, the objective of this work was to evaluate the accuracy of tools such as the Transition Matrix (TM) and the Diameter Movement Ratio (DMR) for the prognosis of the diameter structure in a fragment of the Semideciduous Seasonal Forest located in Cassia, State of Minas Gerais. For this, the prognosis was carried out in a period of 4 years (1997 to 2001) for two amplitudes (5 cm and 10 cm) of diameter classes, applying the TM and DMR methods, in the period between 2005 and 2009. The efficiency of the projections was evaluated using the Kolmogorov-Smirnov's test and the Friedman's test. After choosing the best method and amplitude, the projection of the forest structure was carried out to the year 2022. The projection carried out with the DMR method showed greater efficiency for the years 2005 and 2009, however, in 2009, only for the number of individuals. The 5 cm amplitude was the best for describing the diameter structure of the evaluated datasets, in both years, showing that the dynamics of the forest has become slower than previously evaluated. New research should be carried out to improve projections beyond one period, as these for only one period require strict monitoring for many years.

KEYWORDS: Amplitude; Diameter classes; Ratio of diameter movement method.

INTRODUÇÃO

A Floresta Estacional Semidecidual (FES) é uma fitofisionomia pertencente ao bioma Mata Atlântica, abrigando espécies características como o Jequitibá-Rosa (*Cariniana legalis* Mart. Kuntze), a Peroba Rosa (*Aspidosperma polyneuron* Müll. Arg.) (EBLING, 2012).

A FES é caracterizada em função da ocorrência de clima estacional, que determina a semidecidualidade da folhagem de cobertura florestal, fato esse relacionado à uma questão temporal que, em sua área de ocorrência, refere-se a um clima com duas estações definidas: uma chuvosa e outra seca (IBGE, 2012; CAMPANILI & PROCHNOW, 2006).

As florestas naturais têm como característica a composição por árvores de diferentes idades, espécies e tamanhos, representando a sua complexidade. Dessa forma, a predição confiável dos processos dinâmicos da floresta é importante para o entendimento da estrutura diamétrica futura para o conhecimento da floresta ou tomada de decisão para especificar os tratamentos e medidas silviculturais (MENDONÇA, 2003; SOARES e SOUZA, 2013; BRAZ et al., 2012).

A predição da estrutura diamétrica é geralmente realizada mediante o emprego de modelos baseado na teoria de projeção das tabelas de povoamento. O emprego do incremento diamétrico médio é a base do método da Razão de Movimentação de Diâmetros, no qual se assume que as árvores estavam distribuídas uniformemente no interior das classes e cada árvore cresce a uma taxa média (SCOLFORO, 1998).

Outro método para a prognose é a Matriz de Transição, a qual baseia-se no conceito de estado, que corresponde à situação em que uma árvore pode ser encontrada na floresta podendo ser ingressante, sobrevivente (mantendo ou movendo de classe) e mortalidade (SOARES & SOUZA, 2013).

Em decorrência da dificuldade na aplicação desses métodos, Ebling (2012) destaca que o estudo da acuracidade de projeções justifica-se pela aplicação do regime florestal sustentável, visando melhorias das informações como subsídios para regulação do ciclo de corte.

O objetivo deste trabalho foi avaliar a acuracidade da Matriz de Transição e da Razão de Movimentação de Diâmetros para a prognose da estrutura diamétrica da Floresta Estacional Semidecidual.

MATERIAL E MÉTODOS

Origem dos dados

O estudo foi desenvolvido nas áreas da Fazenda Reata, localizadas no município de Cássia, Estado de Minas Gerais. A vegetação característica é a Floresta Estacional Semidecidual, onde todas as árvores com diâmetro à altura do peito igual ou maior a 10 cm ($DAP \geq 10$) foram identificadas e mensuradas.

Foram instaladas 9 parcelas de um hectare cada, sendo mensuradas anualmente entre 1996 e 2001 e bianual após este período até 2009, totalizando 10 anos de medição, em que todas as árvores com diâmetro à altura do peito igual ou maior a 10 cm ($DAP \geq 10$) foram identificadas e mensuradas.

O clima da região, segundo classificação de Koeppen, é do tipo Cwa (Tropical de altitude), apresentando verões rigorosos e chuvosos.

Inicialmente, os modelos de projeção utilizados foram desenvolvidos utilizando a distribuição diamétrica de cada parcela. Na sequência, foram projetados para toda a área com 10 conjuntos de dados.

Os conjuntos mencionados anteriormente foram agrupados em uma amplitude temporal de 4 anos (1997-2001) como base, projetando para os anos de 2005 e 2009, com a utilização dos métodos da Matriz de Transição (MT) e da Razão de Movimentação de Diâmetros (RMD). Para ambos os métodos foram empregadas as amplitudes de classe 5 e 10 cm, conforme exemplificado na Figura 1.

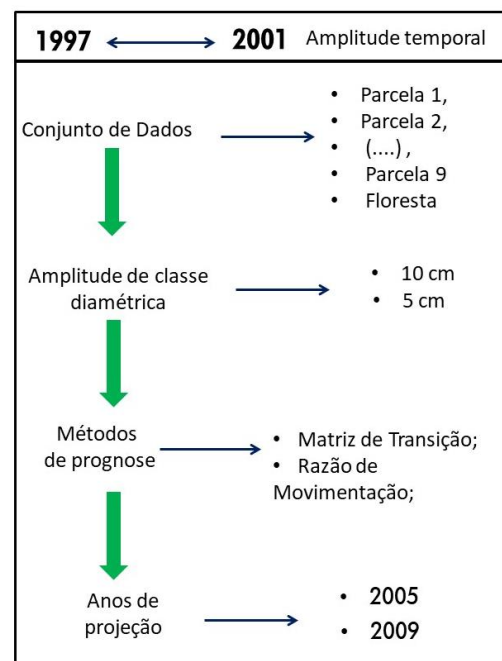


Figura 1. Ilustração da metodologia de prognose.

Metodologia de prognose - Matriz de Transição (MT)

A MT foi construída pela enumeração da migração ou permanências das árvores em suas respectivas classes diamétricas, além do número de ingressos e mortalidades dentro de cada classe. Essa probabilidade de transição para cada intervalo de medição foi obtida dividindo-se o número de árvores que morreram, mudaram de classe ou permaneceram na mesma classe pelo número de indivíduos naquela classe desde o início do período de crescimento (PULZ et al., 1999; AZEVEDO et al., 1995).

O cálculo da MT a partir da expressão matricial está descrito na Figura 2.

$$G = \begin{matrix} i_1 \\ i_2 \\ i_3 \\ i_4 \\ i_5 \\ \vdots \\ i_n \end{matrix} \begin{bmatrix} a_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ b_2 & a_2 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ c_3 & b_3 & a_3 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & c_4 & b_4 & a_4 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & c_5 & b_5 & a_5 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & c_n & b_n & a_n \\ m_1 & m_2 & m_3 & m_4 & m_5 & \dots & m_n \end{bmatrix}$$

Fonte: adaptado de Scolforo 1998.

Figura 2. Representação da matriz de probabilidade de transição

Em que:

G = matriz de probabilidade de transição;

i_n = i -ésima classe de diâmetro;

a_i, b_i, c_i = são as probabilidades de uma árvore viva permanecer na mesma classe diamétrica (a_i), mudar para a classe diamétrica subsequente (b_i), ou ainda mudar duas classes (c_i);

m_i = Probabilidade das árvores que morreram no período estudado.

Considera-se que a_i, b_i, c_i são formados somente por árvores vivas e obtidas segundo descrito por Scolforo (1998) e na sequência calculadas pela Equação 1:

$$Y_{t+\Delta t} = G * Y_{it} + I_{it} \quad (1)$$

Em que:

$Y_{t+\Delta t}$ = número de árvores projetadas;

G = probabilidade de transição por classe diamétrica;

Y_{it} = número de árvores por classe diamétrica no período inicial;

I_{it} = número de árvores ingressantes.

Para a projeção da distribuição diamétrica, considerando dois períodos (o período de anos avaliado na

amplitude temporal, multiplicado por 2), é necessário a modificação da Equação 1, em que generalizando, conforme Scolforo (1998) assume-se a seguinte forma apresentada na Equação 2:

$$Y_n * \Delta t = G^n * Y_n + \sum_{i=0}^{n-1} G^i * I_{(n-1)} \quad (2)$$

Em que:

n = número de períodos de prognose;

Y, Δt , G, I = já definidos anteriormente.

Metodologia de prognose – Razão de Movimentação de Diâmetros (RMD)

As projeções realizadas pelo método da RMD têm por base a quantificação da proporção de árvores que avança em classes diamétrica subsequentes, denominada razão de movimentação (Equação 3), acrescentando-se o recrutamento e descontando-se a mortalidade.

$$RM = \frac{\overline{IPD}_j}{\Delta D} * 100 \quad (3)$$

Em que:

RM = razão de movimentação;

\overline{IPD}_j = incremento periódico médio em diâmetro na j -ésima classe diamétrica;

ΔD = Amplitude da classe de diâmetro.

O incremento periódico médio para cada classe diamétrica (\overline{IPD}_j) está descrito na Equação 4.

$$\overline{IPD}_j = \sum_{i,j=1}^{n,N} \frac{(DAP_{2ij} - DAP_{1ij})}{N_j} \quad (4)$$

DAP_{1ij} = DAP da i -ésima árvore, na j -ésima classe de diâmetro na primeira ocasião;

DAP_{2ij} = DAP da i -ésima árvore, na j -ésima classe de diâmetro na última ocasião;

N_j = número de árvores na j -ésima classe de diâmetro.

Conforme descrito por Scolforo (1998), a aplicação desse método pode ser definida nas seguintes etapas:

- 1) Quantificar o número de árvores por hectare e por classe de diâmetro;
- 2) Calcular o incremento periódico médio em diâmetro

para cada classe;

- 3) Efetuar o cálculo da RM, levando em consideração o incremento diamétrico médio descrito na etapa 2;
- 4) Alocar o número de recrutamentos e de mortalidade de acordo com a respectiva classe diamétrica;
- 5) Descontar as árvores mortas e acrescentar os recrutamentos em cada classe diamétrica.

Avaliação da prognose

Para a avaliação da acuracidade das prognose realizadas por meio dos métodos descritos anteriormente, foram utilizados o Teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov (K-S) e o teste de Friedman.

Ambos os testes foram avaliados ao nível de significância de 5% e todos os cálculos foram realizados por meio do software Microsoft Excel®.

O teste K-S considera a seguinte hipótese - H_0 : as distribuições estimadas são iguais à distribuição observada. Para avaliação da hipótese H_0 é encontrado o ponto de máxima divergência entre as distribuições (D_n - Expressão 5, a qual é base para o cálculo do valor de Kolmogorov-Smirnov (D_{calc} - Expressão 6) e comparado com o valor crítico (D_{tab} - Expressão 7), a 95% de probabilidade.

$$D_n = \max |F(x) - F_n(x)| \quad (5)$$

$$D_{calc.} = \frac{D_n}{n} \quad (6)$$

$$D_{tab.} = \frac{1,36}{\sqrt{n}} \quad (7)$$

Em que:

- D_n = ponto de máxima divergência;
- $F(x)$ = frequência para cada classe observada;
- $F_n(x)$ = frequência para cada classe estimada.
- $D_{calc.}$ = valor da distribuição K-S;
- n = número de indivíduos observados;
- $D_{tab.}$ = valor crítico da tabela K-S;

Logo, a Hipótese H_0 do teste de Kolmogorov-Smirnov fica então condicionada: Se D_{calc} for $\leq D_{tab}$, então não se rejeita H_0 .

O teste de Friedman é um teste não paramétrico em que os dados se dispõem em uma tabela de dupla entrada com b linhas, que representam os blocos, sendo que $i = 1, 2, 3 \dots b$, e t colunas, que representam os tratamentos, ou seja,

que $j = 1, 2, 3 \dots t$.

Para este estudo, as classes diamétricas foram consideradas como blocos (b) e as distribuições diamétricas observadas e as estimadas pelos métodos de Razão de Movimentação de Diâmetros e Matriz de Transição, consideradas como os tratamentos (t).

As classes diamétrica foram utilizadas como bloco devido o teste ser baseado em amostras pareadas, portanto, no caso em questão as classes são o critério que confere tal característica.

O teste considera a seguinte hipótese da nulidade H_0 : não existe diferença entre os tratamentos. E a hipótese alternativa H_1 : existe diferença em pelo menos dois tratamentos., portanto avalia se existe ou não diferença entre o número de árvores por classe de diâmetro.

Após atribuídos os Ranques (R_{ij}) para cada bloco separadamente, isto é, com t tratamentos em cada bloco e os Ranques para qualquer bloco vão de 1 até t , ordenando os valores do menor para o maior, deve-se obter a soma dos Ranques por tratamento (R_j) para o cálculo da estatística de Friedman, conforme a Equação 8.

$$X_r^2 = \frac{12}{b * t * (t + 1)} * \sum_{j=1}^t R_j^2 - 3 * b * (t + 1) \quad (8)$$

Em que:

- X_r^2 = Valor da estatística de Friedman;
- b = número de blocos;
- t = número de tratamentos;
- R_j = somatório do Rank para cada tratamento.

Os valores da estatística de Friedman (X_r^2) serão confrontados com os valores críticos para o teste de Friedman (X_r^2 crit.), em que, segundo Siegel (1975), para $t = 3$, $b = 2$ a 9 e $t = 4$, $b = 2$ a 4 , é obtido na tabela de probabilidades associadas aos valores observados de X_r^2 , descritas no trabalho de Friedman (1937). Para um número de tratamentos ou blocos, maiores que os citados anteriormente, os valores críticos são obtidos a partir da distribuição de qui-quadrado com $gl = t - 1$.

Caso haja a rejeição da hipótese H_0 , tem-se que ao menos um dos tratamentos é diferente dos demais, é preciso calcular a diferença entre os Ranques (R_j) dos tratamentos dos dados observados e o método estimado, comparado com uma determinada diferença crítica. Tal hipótese é testada por meio da Expressão 9.

$$|R_o - R_t| \geq Z \left(\frac{\alpha}{t*(t-1)} \right) * \sqrt{\frac{b * t * (t + 1)}{6}} \quad (9)$$

Em que:

α = probabilidade de confiança;

t = número de tratamentos;

b = número de blocos;

R_o = Somatório dos Ranques do tratamento para os dados observados;

R_t = Somatório dos Ranques do respectivo método de prognose;

Z = valor obtido na tabela da distribuição normal padrão;

Cruz (2014), Austrgésilo et al. (2004), Ebling (2012) e Stepka (2010) utilizaram o teste de Kolmogorov-Smirnov para avaliaram a aderência em suas respectivas prognoses da estrutura diamétrica em diversas tipologias de florestas naturais.

Lana et al. (2015) também utilizou o teste de Kolmogorov-Smirnov para avaliação da aderência, como também o Teste de Friedman para verificar diferença estatística entre os valores observados e projetados, também pela MT e RMD.

Prognose diamétrica para o ano de 2022

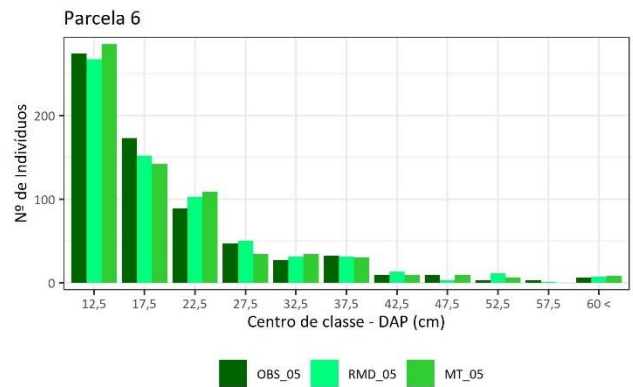
A partir da escolha do melhor método e amplitude de classe diamétrica foi realizada a prognose, utilizando toda a amplitude temporal dos dados (1996 - 2009), para toda a floresta, em que devido a amplitude dos dados (13 anos), tal prognose foi realizada para o ano de 2022.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Com a combinação dos dois métodos de prognose e os dois intervalos de classes utilizados, foram realizadas 80 prognoses de estrutura diamétrica.

Para a amplitude de 5 cm, ambos os métodos apresentaram boas estimativas do número de árvores por classe diamétrica, como pode ser observado na Figura 3, com os demais casos apresentando a mesma tendência.

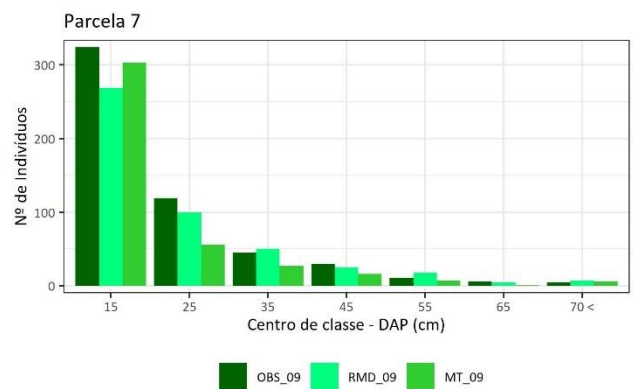
Na Figura 4, para a amplitude de 10 cm, a MT não apresentou boas estimativas com relação ao número de indivíduos por classe, com exceção das iniciais e finais, em que o número de indivíduos apresentou valores menores. As classes intermediárias, dessa forma, apresentaram problemas não ocorrendo com a RMD. Tal tendência também ocorreu de maneira correlata nos demais caso de projeção.



Fonte: os autores

Obs_05 = valores observados para o ano de 2005; MT_05 = prognose da distribuição diamétrica por meio da MT para o ano de 2005; RMD_05 = prognose da distribuição diamétrica por meio da RMD para o ano de 2005;

Figura 3. Distribuição diamétrica observada e por meio da Matriz de Transição e da Razão de Movimentação e Diâmetros para o ano de 2005 com amplitude de 5 cm.



Fonte: os autores

Obs_09 = valores observados para o ano de 2009; MT_09 = prognose da distribuição diamétrica por meio da MT para o ano de 2009; RMD_09 = prognose da distribuição diamétrica por meio da RMD para o ano de 2009;

Figura 4. Distribuição diamétrica observada e por meio da Matriz de Transição e da Razão de Movimentação e Diâmetros para o ano de 2009 com amplitude de 10 cm

Essa estrutura, conhecida popularmente como “J-invertido” é típica das florestas naturais inequidâneas, que pode variar apenas para casos específicos de distribuição construídas para representar espécie específicas (LIMA e LEÃO, 2013; MACHADO et al., 2010). Tais espécies podem ser influenciadas pelas suas respectivas características ecológicas pertinentes à tipologia florestal em questão (ORELLANA et al., 2014)

Para a amplitude de 5 cm, a RMD apresentou valores crescentes quanto ao número total de indivíduos (em relação as projeções de 2009, frente a 2005). Na projeção

para 2005, mais especificamente na Parcela 1 (Tabela 1), houve a maior proximidade dos valores observados (variação de 0,45%).

Para as projeções para o ano de 2009, a RMD apresentou resultados satisfatórios com dois conjuntos de dados com uma variação maior que 10%, em relação aos dados observados (Tabela 2).

Tabela 1. Prognose do número total de indivíduos para a amplitude de 5 cm.

Conjunto	OBS_05	MT_05	RMD_05	OBS_09	MT_09	RMD_09
Parcela 1	558	-1,4%	-1,1%	592	-34,3%	-4,4%
Parcela 2	503	-0,6%	0,8%	627	-42,1%	-11,5%
Parcela 3	544	0,9%	2,8%	649	-33,6%	-6,6%
Parcela 4	537	6,5%	7,8%	586	-36,5%	8,4%
Parcela 5	555	4,3%	5,0%	608	-31,9%	3,3%
Parcela 6	672	-0,9%	-0,4%	708	-29,1%	2,4%
Parcela 7	501	-2,2%	-2,6%	540	-33,5%	-12,2%
Parcela 8	643	-5,3%	-5,0%	672	-35,4%	-6,1%
Parcela 9	572	4,5%	5,4%	627	-26,3%	5,9%
Floresta	5283	-3,2%	-2,5%	5765	-35,9%	-4,9%

Obs_05 = valores observados para o ano de 2005; MT_05 = prognose por meio da MT para o ano de 2005; RMD_05 = prognose por meio da RMD para o ano de 2005; Obs_09 = valores observados para o ano de 2009; MT_09 = prognose por meio da MT para o ano de 2009; RMD_09 = prognose por meio da RMD para o ano de 2009;

Tabela 2. Prognose do número total de indivíduos para a amplitude de 10 cm.

Conjunto	OBS_05	MT_05	RMD_05	OBS_09	MT_09	RMD_09
Parcela 1	558	-1,3%	-1,1%	592	-21,8%	-4,4%
Parcela 2	503	-0,4%	0,6%	627	-30,1%	-11,6%
Parcela 3	544	1,3%	2,6%	649	-23,9%	-6,5%
Parcela 4	537	6,3%	7,8%	586	-17,2%	8,2%
Parcela 5	555	4,3%	5,0%	608	-17,9%	3,5%
Parcela 6	672	-1,0%	-0,4%	708	-16,4%	2,4%
Parcela 7	501	-2,2%	-2,8%	540	-23,0%	-12,2%
Parcela 8	643	-5,8%	-5,1%	672	-20,5%	-6,1%
Parcela 9	572	4,4%	5,6%	627	-14,2%	5,7%
Floresta	5283	-3,2%	-2,6%	5765	-23,1%	-4,9%

Obs_05 = valores observados para o ano de 2005; MT_05 = prognose por meio da MT para o ano de 2005; RMD_05 = prognose por meio da RMD para o ano de 2005; Obs_09 = valores observados para o ano de 2009; MT_09 = prognose por meio da MT para o ano de 2009; RMD_09 = prognose por meio da RMD para o ano de 2009;

Ebling (2012) realizando a prognose para uma Floresta Ombrófila Mista, localizado no município de São Francisco de Paula - RS, encontrou como menor diferença para a RMD uma variação de 1,7%, também para um período além do intervalo utilizado, condizendo com os resultados encontrados nesse trabalho.

Austregésilo et al. (2004), para uma prognose em uma área de FES no estado de Minas Gerais, encontrou uma diferença de 6,05% no total de indivíduos por meio da MT e 7,6% para a RMD, ambas projeções com classes de 5 cm. Tais resultados são ligeiramente superiores quando comparado ao conjunto que apresentou a maior diferença neste trabalho (Parcela 4), considerando para ambos os casos apenas um período de projeção.

No entanto Austregésilo et al. (2004), também realizou outro prognose, agora com um intervalo de anos diferente e encontrou 0,55% para a MT e 0,16% para a RMD, resultados bastante satisfatórios, como também para as parcelas 2 e 4 (considerando diferença menores que 1%).

Tais diferentes resultados podem ser explicados pelo maior equilíbrio entre as taxas de mortalidade e ingresso do período observado em relação ao que ocorreu durante o período projetado.

Por outro lado, as projeções para a MT registraram um acentuado decréscimo e grande discrepância quanto ao número de indivíduos nas projeções, principalmente para o ano de 2009, registrando a maior diferença na Parcela 2 para ambas as amplitudes (- 42,1% = amplitude de 5 cm; e de - 30,1% = amplitude de 10 cm).

Para a amplitude de 5 cm, considerando a estimativa do número de indivíduos, ambos os métodos aplicados apresentaram resultados satisfatórios para o ano de 2005. Isso se deve as variações pequenas encontradas, sendo que para a MT foi de 2,99% ao passo que para a RMD, essa variação foi ligeiramente superior (3,35%).

Para a amplitude diamétrica de 10 cm, observou-se que a maioria das árvores apresentou maior probabilidade de permanecer na mesma classe diamétrica, pois ao fato de menores amplitudes temporais empregadas nas prognoses implicam em menor probabilidade para as árvores migrarem de classe.

Acuracidade dos métodos

Por meio do teste K-S, para o ano de 2005, a maioria das prognoses apontou acuracidade em relação à distribuição observada, com exceção da parcela 6 (RMD - amplitude de 10 cm) e da floresta (RMD - amplitude de 10 cm; MT - amplitude de 5 cm), conforme indicado na tabela 3.

Tabela 3. Valores do teste de Kolmogorov-Smirnov para prognose referente ao ano de 2005

Conjunto	Dtab.	MT_5	RMD_5	MT_10	RMD_10
Parcela 1	0,058	0,015	0,033	0,010	0,040
Parcela 2	0,061	0,020	0,029	0,020	0,035
Parcela 3	0,061	0,054	0,023	0,007	0,057
Parcela 4	0,059	0,016	0,040	0,010	0,038
Parcela 5	0,058	0,037	0,023	0,008	0,032
Parcela 6	0,052	0,024	0,039	0,022	0,058*
Parcela 7	0,061	0,022	0,027	0,024	0,029
Parcela 8	0,054	0,012	0,028	0,007	0,050
Parcela 9	0,057	0,038	0,029	0,024	0,053
Floresta	0,019	0,026*	0,016	0,005	0,040*

Dtab = valor crítico para o teste de Kolmogorov-Smirnov à uma probabilidade de 95%; MT_5 = valor calculado para o teste K-S para a MT para a amplitude de 5 cm; RMD_5 = valor calculado para o teste K-S para a RMD para a amplitude de 5 cm; MT_10 = valor calculado para o teste K-S para a MT para a amplitude de 10 cm; RMD_10 = valor calculado para o teste K-S para a RMD para a amplitude de 10cm;

Para o ano de 2009, a maioria das projeções não apresentaram aderência aos dados observados. As projeções realizadas pela MT apresentaram ênfase negativa, pois em nenhuma das projeções ocorreu aderência, considerando ambas as amplitudes testadas, conforme teste K-S (tabela 4).

Tabela 4. Valores do teste de Kolmogorov-Smirnov para prognose referente ao ano de 2009

Conjunto	Dtab.	MT_5	RMD_5	MT_10	RMD_10
Parcela 1	0,056	0,242*	0,034	0,133*	0,066*
Parcela 2	0,054	0,151*	0,116*	0,124*	0,116*
Parcela 3	0,053	0,221*	0,076*	0,123*	0,099*
Parcela 4	0,056	0,241*	0,063*	0,131*	0,098*
Parcela 5	0,055	0,230*	0,041	0,138*	0,065*
Parcela 6	0,051	0,188*	0,062*	0,107*	0,087*
Parcela 7	0,059	0,181*	0,031	0,128*	0,042
Parcela 8	0,052	0,218*	0,051	0,158*	0,060*
Parcela 9	0,054	0,248*	0,057*	0,097*	0,088*
Floresta	0,018	0,230*	0,047*	0,134*	0,077*

Dtab = valor crítico para o teste de Kolmogorov-Smirnov à uma probabilidade de 95%; MT_5 = valor calculado para o teste K-S para a MT para a amplitude de 5 cm; RMD_5 = valor calculado para o teste K-S para a RMD para a amplitude de 5 cm; MT_10 = valor calculado para o teste K-S para a MT para a amplitude de 10 cm; RMD_10 = valor calculado para o teste K-S para a RMD para a amplitude de 10cm;

O método da RMD resultou em desempenho um pouco superior à MT nas prognoses para o ano de 2009, visto que nenhuma das projeções realizados por meio da MT resultou em aderência aos dados observados. Para a RMD

quatro projeções (parcela 1, 5, 7 e 8) resultaram estatisticamente iguais aos dados observados, de acordo com o teste K-S, todos para a amplitude de 5 cm (Tabela 4).

Cabe ressaltar que para a RMD apenas nas projeções da floresta e da parcela 2 houve um aumento acima do esperado para os valores calculados. e para os demais valores próximos aos valores críticos. Os valores do teste considerando a metodologia MT, por sua vez, apresentaram valores acima do esperado do valor tabelado.

Menon et al. (2010), trabalhando em uma floresta Ombrófila Mista, apontaram a MT como o método mais claro e simples para a prognose de estrutura diamétrica, no entanto apesar da simplicidade apontado pelos autores, não se encontrou a mesma eficiência em outra fitofisionomia.

A prognose para períodos superiores à amplitude utilizada pode gerar inconsistência com a dinâmica da floresta, devido ao comportamento da dinâmica da floresta não ser estático e constante por longos períodos (SCOLFORO, 1998; REIS et al., 2010).

Reis et al. (2018), utilizaram a MT para a prognose da estrutura diamétrica na região Amazônica, não encontraram a aderência para projeções acima de 2 períodos do horizonte de intervalo, também encontrando dificuldades em simular a dinâmica de sucessão florestal.

Com relação as classes diamétricas, para ambas as prognoses, na amplitude de 5 cm foi evidenciado os melhores resultados. Para o ano de 2005, das vinte prognoses realizadas com essa amplitude, apenas na prognose para a floresta pelo método da MT não houve aderência aos dados observados, enquanto a amplitude de 10 cm não houve aderência também para a floresta e para a parcela 6. Além disso, nas projeções de 2009, nenhuma das prognoses com ambos os métodos utilizados apresentou acuracidade com amplitude de 10 cm.

Para o teste de Friedman (tabela 5), também não foram encontradas diferenças estatísticas para as projeções de ambos os métodos avaliados em relação aos dados observados para o ano de 2005. No entanto, para as projeções realizadas para o ano de 2009, apenas cinco delas não apresentaram diferença estatística, sendo quatro casos na amplitude de 10 cm (parcela 1, 3, 5 e 7) e um caso na amplitude de 5 cm (parcela 6). Nos demais casos, para o ano de 2009, foram encontradas diferenças entre pelo menos um dos três tratamentos testados.

Tabela 5. Valores para o Teste de Friedman

Conjunto	Amplitude 5 cm			Amplitude 10 cm		
	Xr ² _{tab}	Xr ² _{tab}		Xr ² _{tab}	Xr ² _{tab}	
		2005	2009		2005	2009
Parcela 1	5,99	0,40	12,87*	6,25	1,56	4,75
Parcela 2	5,99	0,38	9,13*	6,22	0,17	7,06*
Parcela 3	5,99	1,00	6,04*	5,99	1,25	3,65
Parcela 4	5,99	0,79	8,17*	6,25	2,25	7,00*
Parcela 5	5,99	0,46	13,11*	6,25	1,31	5,25
Parcela 6	5,99	0,18	4,95	6,25	1,94	6,44*
Parcela 7	5,99	0,38	8,38*	5,99	2,00	5,43
Parcela 8	5,99	0,55	12,59*	5,99	3,07	6,64*
Parcela 9	5,99	1,93	6,00*	6,25	1,56	2,69
Floresta	5,99	1,11	22,30*	5,99	2,04	10,50*

Em que: xr²_{tab.} = valor crítico para o teste de Friedman com 95% de probabilidade; xr²_{tab.} = estatística calculada para o teste de Friedman;

Para 9 conjuntos de dados na amplitude de 5 cm, e 5 conjuntos na amplitude 10 cm, apresentaram diferença entre pelo menos um dos tratamentos com os demais (OBS-MT-RMD). Portanto, foi aplicada a extensão do teste Friedman para identificar quais tratamentos apresentaram diferença (Tabela 6).

Em nenhum dos casos avaliados a prognose efetuada por meio da RMD apresentou diferença estatística significativa em relação à distribuição diamétrica observada.

Das 14 observações em que a MT foi comparada com os dados observados, houve diferenças significativas em 5%, sendo 6 para amplitude de 5 cm e um caso na amplitude de 10 cm (conjunto de dados da floresta).

Para os conjuntos de dados da parcela 2 (amplitude 10 cm), 3, 4, 6, 8 (amplitude 10 cm) e 9, descrito na Tabela 6 a diferença constatada no Teste Friedman representa uma diferença entre os dados da distribuição resultante entre os dois métodos avaliados e não com os dados observados.

Tabela 6. Extensão do Teste de Friedman para avaliação da diferença entre os tratamentos

Conjunto	Amplitude	Comp_dist	Dif_Rank	Dif_crit
Parcela 1	5 cm	OBS – MT*	13,5	13,11
		OBS – RMD	2,0	
Parcela 2	5 cm	OBS – MT*	13,5	11,73
		OBS – RMD	1,5	
	10 cm	OBS – MT	9,5	10,16
		OBS – RMD	0,5	
Parcela 3	5 cm	OBS – MT	11,0	12,67
		OBS – RMD	0,5	
Parcela 4	5 cm	OBS – MT	11,0	11,73
		OBS – RMD	2,0	
	10 cm	OBS – MT	8,0	9,58
		OBS – RMD	2,0	
Parcela 5	5 cm	OBS – MT*	17,5	12,67
		OBS – RMD	2,0	
Parcela 6	10 cm	OBS – MT	6,5	9,58
		OBS – RMD	3,5	
Parcela 7	5 cm	OBS – MT*	13,5	11,73
		OBS – RMD	3,0	
Parcela 8	5 cm	OBS – MT*	15,5	11,23
		OBS – RMD	2,5	
	10 cm	OBS – MT	9,0	8,96
		OBS – RMD	1,5	
Parcela 9	5 cm	OBS – MT	6,0	8,96
		OBS – RMD	3,0	
Floresta	5 cm	OBS – MT*	25,5	15,88
		OBS – RMD	3,0	
	10 cm	OBS – MT*	12,0	11,73
		OBS – RMD	3,0	

Em que: OBS = distribuição diamétrica observada; MT = prognose da distribuição por meio do método de Matriz de Transição; RMD = prognose da distribuição por meio do método de Razão de Movimentação de Diâmetros; Comp_dist = comparação de distribuição; Dif_Rank = valor da diferença do somatório dos ranques entre os tratamentos; Dif_crit = diferença crítica para o teste de Friedman com 95% de probabilidade.

Prognose da estrutura da Floresta

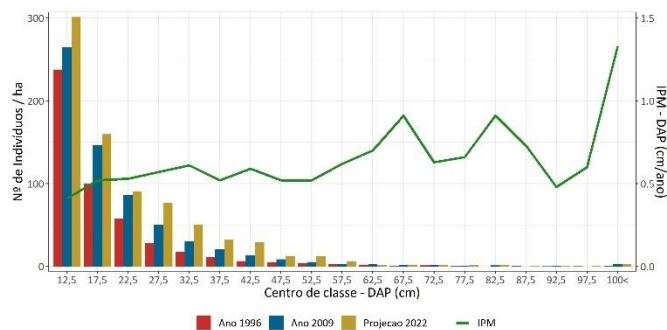
A prognose da floresta apresentou um acréscimo de 22,46% no número de indivíduos da floresta resultando em um total de 785 árvores por hectare (acrécimo de aproximadamente 11 ind.ha⁻¹.ano⁻¹). Pulz et al. (1999), em um fragmento da mesma tipologia florestal, em uma prognose com um período maior (18 anos) resultou em um incremento de aproximadamente 17 ind.ha⁻¹.ano⁻¹, corroborando com o incremento observado nesse

fragmento.

Stepka (2010) e Lana (2013), respectivamente em Floresta Estacional Semidecidual e Floresta Ombrófila Mista, em suas prognoses observaram um incremento de $1 \text{ ind. ha}^{-1} \cdot \text{ano}^{-1}$ e $1,68 \text{ ind. ha}^{-1} \cdot \text{ano}^{-1}$, o que ressalta que o presente fragmento se situa em um processo mais dinâmico de sucessão.

Tal processo de sucessão possui diversos fatores de influência, em que a queda de um simples indivíduo ocasiona um aumento na complexidade da estrutura e diversidade local (NASCIMENTO et al., 2012).

A distribuição diamétrica da floresta (Figura 5), registrou um aumento no número de indivíduos em todas as classes diamétricas, com exceção de duas (a classe de 60-65 cm e a de 90-95cm).



Fonte: os autores

Figura 5. Prognose e Incremento Periódico Médio (IPM) da distribuição diamétrica da floresta para o ano de 2022.

O incremento médio anual do DAP para a floresta apresentou valores menores nas classes maiores e um incremento maior nas classes superiores, o que pode ser justificado pelo menor número de indivíduos nas classes superiores e que a presença de possíveis *outliers* aumenta a respectiva média.

CONCLUSÕES

O método da Razão de Movimentação de Diâmetros foi a melhor técnica para a prognose para a estrutura diamétrica da floresta, para ambos os anos de prognose, apresentando as menores diferenças em relação aos dados observados.

Os testes de aderência demonstraram que ambos os métodos apresentaram aderência para o primeiro período de prognose, em que apenas a RMD apresentou resultados aderentes para dois períodos de prognose.

A amplitude de 5 cm da classe diamétrica foi a que melhor descreveu e absorveu a dinâmica da floresta, pois absorver melhor as mudanças de classes e mortalidade das

árvores.

Demais estudos precisam avaliar melhores formas de contornar os problemas da prognose para além de um período de prognose, pois colaboraria com uma menor amplitude temporal na coleta dos dados para a prognose para o período que se almeja.

AGRADECIMENTOS

A Capes Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pela concessão da bolsa de estudos para execução deste trabalho.

REFERÊNCIAS

- AUSTREGÉSILO, S.L. et al. Comparação de métodos de prognose da estrutura diamétrica de uma floresta estacional Semidecidual secundária. *Revista Árvore*, v. 28, n. 2, p.227-232, 2004.
- AZEVEDO, C. P. et al. Um modelo de matriz de transição para prognose de crescimento de povoamento natural remanescente de Mata Atlântica. *Revista Árvore*, MG, v. 19, n. 2, p. 167-199, 1995.
- BRAZ, E. M.; et al. Manejo da Estrutura diamétrica remanescente de Florestas Tropicais. *Ciência Florestal*, v.22, n.4, p. 787-794, 2012.
- CAMPANILI, M.; PROCHNOW, M. *Mata Atlântica – uma rede pela floresta*. Brasília. RMA: 2006.
- CRUZ, L. L. *Prognose da distribuição de uma floresta tropical amazônica pós manejo florestal*. 2014. 75p. (Dissertação de mestrado).
- EBLING, A. A. *Dinâmica e projeção diamétrica em remanescente de floresta ombrófila Mista na Flona de São Francisco de Paula, RS*. 2012. 126 p. (Dissertação de mestrado).
- FRIEDMAN, M. *The use of Ranges to avoid the assumption of normality implicit in the analysis of variance*. *J.Amer. Statist*, 1937.
- IBGE. *Manual Técnico da Vegetação Brasileira*. Manuais Técnicos em Geociências. Ed. 2. Rio de Janeiro, 2012.
- LANA, M. D. *Dinâmica e prognose do crescimento em um Fragmento de Floresta Ombrófila Mista no Sul do Paraná*. 2013. 187 f. (Dissertação de mestrado).
- LANA, M. D. et al. Prognose da Estrutura Diamétrica em Floresta Ombrófila Mista. *Floresta e Ambiente*, v. 22, n. 1, p. 71-78, 2015.
- LIMA, J. P. da C.; LEÃO, J. R. A. Dinâmica de Crescimento e Distribuição Diamétrica de Fragmentos de Florestas Nativa e Plantada na Amazônia Sul Ocidental. *Floram: Floresta e Ambiente*, v. 20, n. 1, p. 70-79, 2013.
- MACHADO, Sebastião A. et al. Modelagem da distribuição diamétrica de quatro espécies de Lauraceae em fragmento de

Floresta Ombrófila Mista. **Revista Ciências Exatas e Naturais**, v. 12, n. 1, 2010.

MENDONÇA, A. C. A. **Caracterização e simulação dos processos dinâmicos de uma área de Floresta Tropical de Terra Firme utilizando matrizes de transição**. 2003. 198 f. (Dissertação de mestrado).

MENON, M. U. et al. Matriz de transição para a predição da distribuição diamétrica em Floresta Ombrófila Mista na FLONA de Irati (PR). **Ambiência**, v.6, n.2, p. 271-280, 2010.

NASCIMENTO, R. G. M. et al. Modelo de projeção por classe diamétrica para florestas nativas: enfoque na função probabilística de Weibull. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v. 32, n. 70, p. 209-219, 2012.

ORELLANA, E. et al. Modelagem da distribuição diamétrica de espécies florestais em um fragmento de floresta ombrófila mista. **Revista Árvore**, v. 38, n. 2, p. 297-308, 2014.

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

PULZ F. A. et al. Acuracidade da predição da distribuição diamétrica de uma floresta inequidêneas com a matriz de transição. **Cerne**, v.5, n.1, p. 01-14, 1999.

REIS, L. P. et al. Avaliação do potencial madeireiro na Floresta Nacional do Tapajós após 28 anos da exploração florestal. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v. 30, n. 64, p. 265-281, 2010.

REIS, L. P. et al. Prognose da distribuição diamétrica por matriz de transição em floresta após colheita no leste da Amazônia. **Ciência Florestal**, v. 28, n. 2, p. 715-724, 2018.

SCOLFORO, J. R. S. **Manejo Florestal**. Lavras – MG, UFLA, FAEPE, 1998.

SIEGEL, S. **Estatística não-paramétrica (para a ciência do comportamento)**. Edição traduzida: FARIAS, A. A. de, NICK, E. São Paulo, Makron Books do Brasil Ed. Ltda, 1975. 350p.

SOUZA, A. L. de; SOARES, C. P. B. **Florestas Nativas: estrutura, dinâmica e manejo**. Viçosa: UFV, 2013. 322 p.

STEPKA, T. F. et al. Prognose da estrutura diamétrica de uma Floresta Ombrófila Mista com os métodos razão de movimentos e matriz de transição. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v. 30, n. 64, p. 327-335, 2010.