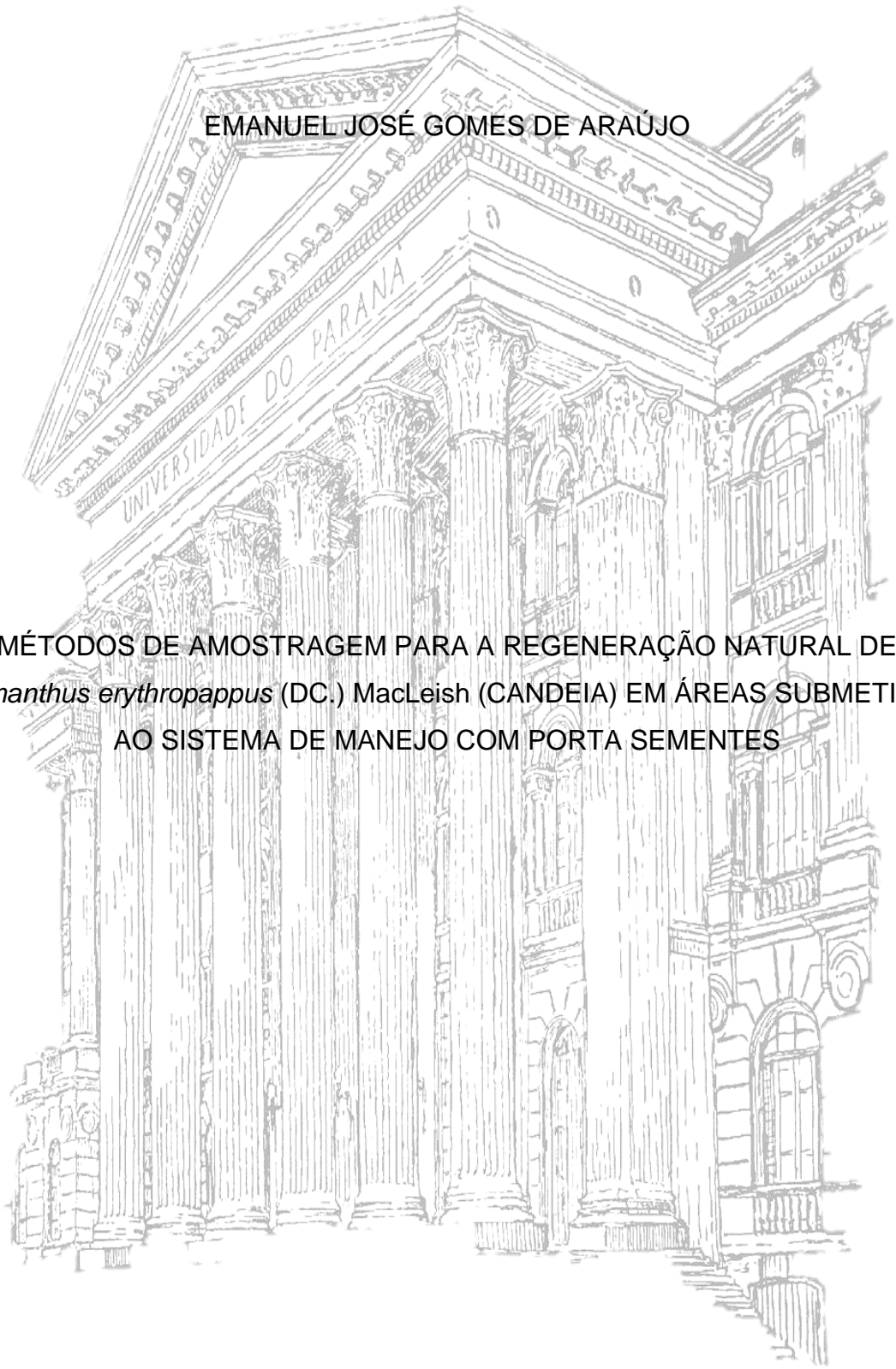


UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

EMANUEL JOSÉ GOMES DE ARAÚJO

MÉTODOS DE AMOSTRAGEM PARA A REGENERAÇÃO NATURAL DE
Eremanthus erythropappus (DC.) MacLeish (CANDEIA) EM ÁREAS SUBMETIDAS
AO SISTEMA DE MANEJO COM PORTA SEMENTES



CURITIBA

2015

EMANUEL JOSÉ GOMES DE ARAÚJO

MÉTODOS DE AMOSTRAGEM PARA A REGENERAÇÃO NATURAL DE
Eremanthus erythropappus (DC.) MacLeish EM ÁREAS SUBMETIDAS AO
SISTEMA DE MANEJO COM PORTA SEMENTES

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 obtenção do título de Doutor em Engenharia Florestal.

Orientador: Prof. Dr. Sylvio Péllico Netto
Coorientadores: Dr. Sebastião do Amaral Machado
Dra. Ana Paula Dalla Corte

CURITIBA

2015

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

Araújo, Emanuel José Gomes de

Métodos de amostragem para a regeneração natural de *Eremanthus erythropappus* (DC.) Macleish (candeia) em áreas submetidas ao sistema de manejo com porta sementes / Emanuel José Gomes de Araújo. – Curitiba, 2015.
158 f. : il.

Orientador: Prof. Dr. Sylvio Péllico Netto

Coorientadores: Dr. Sebastião do Amaral Machado

Dra. Ana Paula Dalla Corte

Tese (Doutorado) - Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Agrárias, Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal. Defesa: Curitiba, 22/05/2015.

Área de concentração: Manejo Florestal.

1. Florestas – Reprodução. 2. Manejo Florestal. 3. Amostragem (Estatística).
4. Teses. I. Péllico Netto, Sylvio. II. Machado, Sebastião do Amaral. III. Corte, Ana Paula Dalla. IV. Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Agrárias. V. Título.

CDD – 634.9

CDU – 634.0.231



Universidade Federal do Paraná
Setor de Ciências Agrárias - Centro de Ciências Florestais e da Madeira
Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal

PARECER

Defesa nº. 1119


A banca examinadora, instituída pelo colegiado do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, do Setor de Ciências Agrárias, da Universidade Federal do Paraná, após arguir o(a) doutorando(a) *Emanuel José Gomes de Araújo* em relação ao seu trabalho de tese intitulado "**MÉTODOS DE AMOSTRAGEM PARA A REGENERAÇÃO NATURAL DE *Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish (candeia) EM ÁREAS SUBMETIDAS AO SISTEMA DE MANEJO COM PORTA SEMENTES**", é de parecer favorável à **APROVAÇÃO** do(a) acadêmico(a), habilitando-o(a) ao título de *Doutor* em Engenharia Florestal, área de concentração em MANEJO FLORESTAL.


Dr. Vinicius Augusto Morais

Universidade do Estado de Mato Grosso
Primeiro examinador


Dr. Márcio Coraiola

Pontifícia Universidade Católica do Paraná
Segundo examinador


Dr. Carlos Roberto Sanquetta

Universidade Federal do Paraná
Terceiro examinador


Dr. Sebastião do Amaral Machado

Universidade Federal do Paraná
Quarto examinador


Dr. Sylvio Pellico Netto

Universidade Federal do Paraná
Orientador e presidente da banca examinadora



Curitiba, 22 de maio de 2015.


Antonio Carlos Batista

Coordenador do Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal

BIOGRAFIA DO AUTOR

Emanuel José Gomes de Araújo, filho de Julio Gomes de Araújo e Edezia Maria de Araújo, é natural de Petrolândia, estado de Pernambuco. Nasceu no dia 25 de janeiro de 1984. É o filho mais novo de uma família de nove irmãos e possui 16 sobrinhos. Estudou o ensino primário, fundamental e médio nas Escolas de Jatobá e Maria Cavalcante Nunes, em Petrolândia. Em 2001 concluiu o ensino médio na Escola Major João Pereira em Itajubá, Minas Gerais. Ingressou na Universidade Federal de Lavras (UFLA) em 2003 no curso de Engenharia Florestal, o qual foi concluído em 2008. No mesmo ano começou a carreira profissional como auditor de planos de manejo em Minas Gerais pelo Laboratório de Estudos e Projetos em Manejo Florestal (LEMAF). Em 2010 ingressou no curso de Mestrado pela UFLA, concluindo o mesmo em 2012. Também em 2012 iniciou o curso de Doutorado pela Universidade Federal do Paraná (UFPR). Concomitantemente ao curso de Doutorado, foi assessor de controle e gestão da Diretoria na Empresa Vetorial Energética, onde trabalhou com indicadores nas áreas de produção, custos e orçamentos. Ainda em 2012, foi aprovado em concurso público para professor do magistério superior na Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro (UFRRJ). Atualmente é professor da área de Mensuração e Manejo Florestal, responsável pela disciplina de Dendrometria.

A Edezia Maria de Araújo, minha mãe, pelo exemplo de força, luta, perseverança e dedicação aos filhos.

A Julio Gomes de Araújo, meu pai, pelo incentivo e sábias palavras.

Aos meus irmãos César, Nice, Cláudia, Claudiane, Clécia, Jadinho e Juninho, por tantos e tantos momentos de alegria, comunhão, confraternização e companheirismo.

Ao meu irmão, Charles (Charlinho), por representar o amor em seu pleno significado.

Aos meus sobrinhos, por me darem tantas alegrias.

Ao Evando, meu cunhado, por ter me dado a oportunidade de evoluir na vida.

Em especial, a
Tia Betinha, a quem sou imensuravelmente grato pelo carinho, ajuda e amor de mãe.

DEDICO

AGRADECIMENTOS

À Deus, por ser Onisciente, Onipresente e Onipotente em minha vida.

Ao professor Sylvio Péllico Netto, pela ótima orientação e, acima de tudo, pela amizade, compreensão e carinho para com seus orientados. Pelo seu compromisso com a ciência e com o ensino. Por representar as palavras Professor e Orientador na essência de seus significados.

Ao Professor José Roberto Scolforo por ser um verdadeiro exemplo de motivação, compromisso e por ter contribuído de forma significativa para minha formação. Agradeço por todo carinho, preocupação e respeito demonstrados a todo tempo.

Aos professores Sebastião do Amaral Machado, Carlos Roberto Sanquetta, Márcio Coraiola e Vinícius Augusto Morais, pelas grandes contribuições no trabalho e pela participação na banca de defesa.

De forma especial ao Professor Sebastião do Amaral Machado e a Professora Ana Paula Dalla Corte pela coorientação e ensinamentos e ao Professor Carlos Roberto Sanquetta pelos vários ensinamentos nas disciplinas e trabalhos desenvolvidos.

Aos meus grandes companheiros do laboratório de Manejo de Florestas Nativas e parceiros de produção científica: Hassan, Allan, Gabrielle, Ângelo, Rodrigo e Alexandre.

De maneira muito especial, a Rafaella De Angeli Curto, pelo carinho, dedicação, paciência e por ser minha companheira em todos os momentos.

Também agradeço pelo imenso carinho e ótimos momentos compartilhados com a Sintia, Ataídes, Rogério, Tomaz, Rômulo, Badé, Pedro, Ipatinga, Pompeu, Ana Paula, Jaime, Aurélio, Aline, Iza, Luan e Rasta.

À Vanete e ao Adriando por sempre estarem dispostos a contribuir com as pesquisas realizadas com Candeia.

Ao programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal da Universidade Federal do Paraná, pela oportunidade de aprendizado e desenvolvimento desta pesquisa.

Ao Laboratório de Estudos e Projetos em Manejo Florestal, à Universidade Federal de Lavras e à empresa Citróleo, pela disponibilização dos dados e apoio para o desenvolvimento desta pesquisa.

À Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro pela liberação para o desenvolvimento do trabalho e obtenção deste título.

“Posso todas as coisas em Cristo que me fortalece.”

Filipenses 4:13

RESUMO

O objetivo deste trabalho foi propor uma metodologia de amostragem de área variável para a regeneração natural da espécie *Eremanthus erythropappus*, em áreas submetidas ao manejo com porta sementes, considerando a estrutura espacial da espécie. Os dados para as análises foram coletados em 46 áreas, aqui denominadas de unidades de estudo, onde foi implantado o sistema de manejo com porta sementes. Em todas as unidades de estudo foram contabilizadas as plantas regenerantes de *Eremanthus erythropappus* e mensuradas as suas alturas totais. Também foram mensuradas as alturas totais e os diâmetros a 1,30 m do solo de todas as plantas arbóreas de *Eremanthus erythropappus* e de outras espécies, além dos seus tocos remanescentes do manejo. Todos esses foram georreferenciados para permitir as simulações das metodologias de amostragem avaliadas. Para os estudos do padrão espacial aplicou-se a função K de Ripley e o índice de Moran. Os métodos de amostragem testados, além de variações estruturais desses, foram: Strand, Prodan, Adaptativa em Conglomerados e uma associação das técnicas de Voronoi e Krigagem. Ao todo se testou 75 variações estruturais dos métodos supracitados. Todas as metodologias de amostragem que consideraram a krigagem como estimador do número de plantas por hectare, foram classificadas com desempenho ótimo, pois propiciaram valores de índice de desempenho superior a 0,8. Além disso, em todos eles os intervalos de confiança gerados incluíram a média referencial, que foi considerada como o estimador mais confiável da média paramétrica. Conclui-se que, na amostragem da regeneração natural da candeia, deve-se considerar a zona de inclusão de cada planta e aplicar a krigagem ordinária como estimador do número de plantas por hectare.

Palavras-chave: *Eremanthus erythropappus*, Padrão espacial, Amostragem de área variável, Zona de inclusão, Geoestatística.

ABSTRACT

The objective of this study was to propose a variable area sampling methodology for natural regeneration of the species *Eremanthus erythropappus* in areas under the management with seed-trees, considering the spatial structure of the species. Data for the analysis were collected in 46 areas, here called study units, which was implemented a management system with seed-trees. In all study units regenerating plant *Eremanthus erythropappus* were recorded and measured their total heights. Total height and diameter at 1.30 m above the ground of all trees of *Eremanthus erythropappus* and other species, in addition to the remaining stumps of its management were also measured. All these were georeferenced to allow simulations of the evaluated sampling methodologies. For studies of the spatial pattern applied to K Ripley function and the Moran index. The sampling methods tested, and structural variations of these were: Strand, Prodan, Adaptive in Custer Sampling and an association of Voronoi and Kriging techniques. Altogether 75 structural variations of the above methods were tested. All sampling methodologies that considered the kriging estimator as the number of plants per hectare were classified with great performance because propitiated performance index values higher than 0.8. Moreover, in all of them the generated confidence intervals include the reference mean, which was regarded as the most reliable estimator of the parametric average. In conclusion, the sampling of the natural regeneration of *Eremanthus erythropappus*, we should consider the inclusion zone of each plant and apply the ordinary kriging as an estimator of the number of plants per hectare.

Keywords: *Eremanthus erythropappus*, Spatial pattern, Sampling variable area, Area of inclusion, Geostatistics.

LISTA DE FIGURAS

- FIGURA 1 - EXEMPLO DE ENVELOPES DE CONFIANÇA PARA INTERPRETAÇÃO DA FUNÇÃO K NA FORMA ORIGINAL ($K(S)$) E TRANSFORMADA ($L(S)$). LINHAS TRACEJADAS REPRESENTAM OS ENVELOPES DE CONFIANÇA E LINHA CONTÍNUA REPRESENTA OS VALORES ESTIMADOS PELA FUNÇÃO K.48
- FIGURA 2 - SEMIVARIOGRAMA TEÓRICO EM QUE A É O ALCANCE DA FUNÇÃO, $C + C_0$ É O PATAMAR E C_0 É O EFEITO PEPITA52

CAPÍTULO 1

- FIGURA 1.1 - LOCALIZAÇÃO GEOGRÁFICA DOS MUNICÍPIOS ONDE ESTÃO INSTALADAS AS UNIDADES DE ESTUDO71
- FIGURA 1.2 - RELAÇÃO ENTRE OS VALORES DE PROBABILIDADE RESULTANTES DO TESTE PARA O ÍNDICE DE MORAN EM FUNÇÃO DA ÁREA BASAL NAS UES QUE APRESENTARAM DIVERGÊNCIA ENTRE OS MÉTODOS77
- FIGURA 1.3 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DA REGENERAÇÃO NATURAL DA CANDEIA (REG) E ESTRATO ARBÓREO (ARB) E RESULTADOS OBTIDOS POR MEIO DA FUNÇÃO K DE RIPLEY NO CASO UNIVARIADO PARA A REGENERAÇÃO (A) E BIVARIADO ENTRE REGENERAÇÃO E ESTRATO ARBÓREO (B, C)79
- FIGURA 1.4 - VALORES ESTIMADOS (LINHA CONTÍNUA) E LIMITES DE CONFIANÇA (LINHAS TRACEJADAS) DA FUNÇÃO K DE RIPLEY UNIVARIADA PARA AS UES COM REGENERAÇÃO DE CANDEIA APÓS REALIZAÇÃO DO SISTEMA DE MANEJO COM PORTA SEMENTES80
- FIGURA 1.5 - VALORES ESTIMADOS (LINHA CONTÍNUA) E LIMITES DE CONFIANÇA (LINHAS TRACEJADAS) DA FUNÇÃO K DE RIPLEY BIVARIADA PARA AS UES COM REGENERAÇÃO DE CANDEIA E PLANTAS ARBÓREAS DE CANDEIA APÓS REALIZAÇÃO DO SISTEMA DE MANEJO COM PORTA SEMENTES81

FIGURA 1.6 - VALORES ESTIMADOS (LINHA CONTÍNUA) E LIMITES DE CONFIANÇA (LINHAS TRACEJADAS) DA FUNÇÃO K DE RIPLEY BIVARIADA PARA AS UES COM REGENERAÇÃO DE CANDEIA E PLANTAS ARBÓREOS DAS ESPÉCIES NATIVAS APÓS REALIZAÇÃO DO SISTEMA DE MANEJO COM PORTA SEMENTES	82
FIGURA 1.7 - VALORES ESTIMADOS (LINHA CONTÍNUA) E LIMITES DE CONFIANÇA (LINHAS TRACEJADAS) DA FUNÇÃO K DE RIPLEY BIVARIADA PARA AS UES COM REGENERAÇÃO DE CANDEIA E TOCOS DE CANDEIA APÓS REALIZAÇÃO DO SISTEMA DE MANEJO COM PORTA SEMENTES	82

CAPÍTULO 2

FIGURA 2.1 - CARACTERIZAÇÃO DO MÉTODO DE AMOSTRAGEM DE STRAND	93
FIGURA 2.2 - VALIDAÇÃO DAS ESTIMATIVAS REALIZADAS NAS VARIAÇÕES DO MÉTODO DE AMOSTRAGEM DE STRAND, PARA A VARIÁVEL DENSIDADE (PLANTAS.HA ⁻¹), PARA OS COMPRIMENTOS DE LINHA 1 (A), 2 (B), 3 (C), 4 (D) E 5 M (E)	101
FIGURA 2.3 - VALIDAÇÃO DAS ESTIMATIVAS REALIZADAS NAS VARIAÇÕES DO MÉTODO DE AMOSTRAGEM DE STRAND, PARA A VARIÁVEL ALTURA MÉDIA (M), PARA OS COMPRIMENTOS DE LINHA 1 (A), 2 (B), 3 (C), 4 (D) E 5 M (E)	102
FIGURA 2.4 - VALIDAÇÃO DAS ESTIMATIVAS REALIZADAS PARA AS VARIAÇÕES DO MÉTODO DE AMOSTRAGEM DE PROGAN, PARA A VARIÁVEL DENSIDADE (PLANTAS.HA ⁻¹), CONSIDERANDO A 1ª (A), 10ª (B), 20ª (C), E 30ª (D) PLANTA MAIS PRÓXIMA DO PONTO AMOSTRAL	107
FIGURA 2.5 - VALIDAÇÃO DAS ESTIMATIVAS REALIZADAS PARA AS VARIAÇÕES DO MÉTODO DE AMOSTRAGEM DE PROGAN, PARA A VARIÁVEL ALTURA MÉDIA (M), CONSIDERANDO A 1ª (A), 10ª (B), 20ª (C), E 30ª (D) PLANTA MAIS PRÓXIMA DO PONTO AMOSTRAL	109

CAPÍTULO 3

FIGURA 3.1 - ILUSTRAÇÃO DA ESTRATÉGIA DE AMOSTRAGEM 1	124
FIGURA 3.2 - ILUSTRAÇÃO DA ESTRATÉGIA DE AMOSTRAGEM 2	126
FIGURA 3.3 - ILUSTRAÇÃO DOS PROCEDIMENTOS DA ESTRATÉGIA DE AMOSTRAGEM 3	128
FIGURA 3.4 - VALIDAÇÃO DAS ESTIMATIVAS REALIZADAS PARA AS VARIACIONES ESTRUTURAIS DA ESTRATÉGIA 1, PARA A VARIÁVEL DENSIDADE (PLANTAS.HA ⁻¹), CONSIDERANDO A 1ª (A), 10ª (B), 20ª (C), E 30ª (D) PLANTA MAIS PRÓXIMA DO PONTO AMOSTRAL...	137
FIGURA 3.5 - DISTRIBUIÇÃO DE FREQUÊNCIA OBSERVADA E ESTIMADA POR MEIO DA FUNÇÃO WEIBULL (A) E GRÁFICO DE RESÍDUOS (B) PARA A VARIÁVEL ÁREA DE ABRANGÊNCIA DAS REGENERAÇÕES	139
FIGURA 3.6 - ANÁLISE EXPLORATÓRIA DOS DADOS TRANSFORMADOS PARA A ESCALA LOGARÍTMICA PARA VERIFICAR TENDÊNCIAS EM RELAÇÃO ÀS COORDENADAS (A E B), PRESENÇA DE OUTLIERS (C) E DISTRIBUIÇÃO APROXIMADAMENTE NORMAL (D)	141
FIGURA 3.7 - POSIÇÃO GEOGRÁFICA DOS PONTOS AMOSTRAIS (A), SEMIVARIOGRAMAS DIRECIONAIS PARA VERIFICAR ISOTROPIA (B), SEMIVARIOGRAMA EXPERIMENTAL E MODELOS AJUSTADOS (C) E GRÁFICO DE VALIDAÇÃO PARA O MODELO DE SEMIVARIÂNCIA DE MELHOR DESEMPENHO (D).....	142
FIGURA 3.8 - ESPACIALIZAÇÃO DA VARIÁVEL NÚMERO DE PLANTAS POR HECTARE POR MEIO DA KRIGAGEM ORDINÁRIA E PONTOS AMOSTRAIS. PONTOS MAIORES E TONALIDADES MAIS ESCURAS INDICAM MAIOR DENSIDADE DE PLANTAS	146
FIGURA 3.9 - MÉDIA REFERENCIAL E ESTIMADA PELA ESTRATÉGIA 2 E PELAS VARIACIONES ESTRUTURAIS DA ESTRATÉGIA 3, PARA A VARIÁVEL DENSIDADE (PLANTAS.HA ⁻¹)	146
FIGURA 3.10 - VALIDAÇÃO DAS ESTIMATIVAS REALIZADAS PARA AS VARIACIONES ESTRUTURAIS DA ESTRATÉGIA 3, PARA A VARIÁVEL DENSIDADE (PLANTAS.HA ⁻¹), CONSIDERANDO AS CONDIÇÕES ≤2.500 (A), >2.500 (B), G ₁ (C), G ₂ (D), G ₃ (E), AGREGADO (F), ALEATÓRIO (G) E VARIADO (H)	147

FIGURA 3.10 - VALIDAÇÃO DAS ESTIMATIVAS REALIZADAS PARA AS VARIÁVEIS ESTRUTURAIS DA ESTRATÉGIA 3, PARA A VARIÁVEL DENSIDADE (PLANTAS.HA⁻¹), CONSIDERANDO AS CONDIÇÕES ≤ 2.500 (A), > 2.500 (B), G₁ (C), G₂ (D), G₃ (E), AGREGADO (F), ALEATÓRIO (G) E VARIADO (H) 148

FIGURA 3.11 - VALIDAÇÃO DAS ESTIMATIVAS REALIZADAS E GRÁFICO DE DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS PARA A ESTIMATIVA DA VARIÁVEL DENSIDADE (PLANTAS.HA⁻¹), PARA A KRIGAGEM CONSIDERANDO TODAS AS UES (A, B) E PARA O MÉTODO DE AMOSTRAGEM ADAPTATIVA EM CONGLOMERADOS (C, D)..... 149

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 - LISTA DE ESPÉCIES DO GÊNERO <i>Eremanthus</i>	23
----------------------------------------------------------------	----

CAPÍTULO 1

TABELA 1.1 - UNIDADES DE ESTUDO OBSERVADAS PARA OS PADRÕES ESPACIAIS DE AGREGAÇÃO (A), ALEATORIEDADE (B), REPULSÃO (C) OU PARA AS COMBINAÇÕES AGREGAÇÃO-ALEATORIEDADE (A+B), ALEATORIEDADE-REPULSÃO (B+C) OU AGREGAÇÃO-ALEATORIEDADE-REPULSÃO (A+B+C) AO LONGO DAS DISTÂNCIAS	74
TABELA 1.2 - ESTATÍSTICAS OBTIDAS PARA O ÍNDICE DE MORAN NAS 46 UNIDADES DE ESTUDOS ESTUDADAS E SEUS RESPECTIVOS PADRÕES ESPACIAIS, COM 99% DE PROBABILIDADE	76

CAPÍTULO 2

TABELA 2.1 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DA AMOSTRAGEM REALIZADA PELAS VARIAÇÕES DO MÉTODO DE STRAND PARA A VARIÁVEL DENSIDADE (PLANTAS.HA ⁻¹)	99
TABELA 2.2 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DA AMOSTRAGEM REALIZADA PELAS VARIAÇÕES DO MÉTODO DE STRAND PARA A VARIÁVEL ALTURA (M) DOS PLANTAS REGENERANTES DE CANDEIA	100
TABELA 2.3 - ESTATÍSTICAS DE PRECISÃO, EXATIDÃO E DESEMPENHO NA ESTIMATIVA DA VARIÁVEL NÚMERO DE PLANTAS POR HECTARE PELAS VARIAÇÕES DO MÉTODO DE AMOSTRAGEM DE STRAND	103
TABELA 2.4 - ESTATÍSTICAS DE PRECISÃO, EXATIDÃO E DESEMPENHO NA ESTIMATIVA DA VARIÁVEL ALTURA MÉDIA PELAS VARIAÇÕES DO MÉTODO DE AMOSTRAGEM DE STRAND.....	103
TABELA 2.5 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DA AMOSTRAGEM REALIZADA PELAS VARIAÇÕES DO MÉTODO DE PRODAN PARA A VARIÁVEL NÚMERO DE PLANTAS. HA ⁻¹ REGENERANTES DE CANDEIA ...	105

TABELA 2.6 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DA AMOSTRAGEM REALIZADA PELAS VARIAÇÕES DO MÉTODO DE PRODAN PARA A VARIÁVEL ALTURA MÉDIA (M) DAS PLANTAS REGENERANTES DE CANDEIA	108
TABELA 2.7 - ESTATÍSTICAS DE PRECISÃO, EXATIDÃO E DESEMPENHO NA ESTIMATIVA DA VARIÁVEL NÚMERO DE PLANTAS POR HECTARE PELAS VARIAÇÕES DO MÉTODO DE AMOSTRAGEM DE PRODAN.....	110
TABELA 2.8 - ESTATÍSTICAS DE PRECISÃO, EXATIDÃO E DESEMPENHO NA ESTIMATIVA DA VARIÁVEL ALTURA MÉDIA PELAS VARIAÇÕES DO MÉTODO DE AMOSTRAGEM DE PRODAN	110

CAPÍTULO 3

TABELA 3.1 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DA AMOSTRAGEM REALIZADA PELAS VARIAÇÕES ESTRUTURAIS DA ESTRATÉGIA 1 PARA A VARIÁVEL NÚMERO DE PLANTAS.HA ⁻¹ DE REGENERAÇÕES DE CANDEIA	136
TABELA 3.2 - ESTATÍSTICAS DE PRECISÃO, EXATIDÃO E DESEMPENHO NA ESTIMATIVA DA VARIÁVEL NÚMERO DE PLANTAS POR HECTARE PELAS VARIAÇÕES ESTRUTURAIS DA ESTRATÉGIA 1	138
TABELA 3.3 - PARÂMETROS ESTIMADOS, ESTATÍSTICAS DE AJUSTE DOS MODELOS DE SEMIVARIÂNCIA E GRAU DE DEPENDÊNCIA ESPACIAL PARA A VARIÁVEL DENSIDADE EQUIVALENTE (DE) EM TODAS AS UNIDADES DE ESTUDO (UE)	143
TABELA 3.4 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DA AMOSTRAGEM REALIZADA PELA ESTRATÉGIA 2 E PELAS VARIAÇÕES ESTRUTURAIS DA ESTRATÉGIA 3 PARA A VARIÁVEL NÚMERO DE PLANTAS.HA ⁻¹ REGENERANTES DE CANDEIA.....	145
TABELA 3.5 - ESTATÍSTICAS DE PRECISÃO, EXATIDÃO E DESEMPENHO NA ESTIMATIVA DA VARIÁVEL NÚMERO DE PLANTAS POR HECTARE PELA ESTRATÉGIA 2 E PELAS VARIAÇÕES ESTRUTURAIS DA ESTRATÉGIA 3	150

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO GERAL	18
2	OBJETIVOS	20
2.1	OBJETIVO GERAL	20
2.2	OBJETIVOS ESPECÍFICOS.....	20
3	ESTRUTURA DO TRABALHO	21
4	REVISÃO DE LITERATURA	22
4.1	A ESPÉCIE EM ESTUDO (CANDEIA - <i>Eremanthus erythropappus</i> (DC.) MacLeish)	22
4.1.1	Gênero <i>Eremanthus</i>	22
4.1.2	Espécie <i>Eremanthus erythropappus</i> (DC.) MacLeish	23
4.1.3	Ambiente de ocorrência da espécie <i>Eremanthus erythropappus</i> (DC.) MacLeish	25
4.1.4	Aspectos dendrométricos da candeia	26
4.1.5	O potencial econômico da candeia	28
4.1.6	O manejo da candeia nativa	30
4.1.7	Regeneração natural da candeia em áreas manejadas.....	33
4.1.8	A opção de plantios comerciais com candeia	34
4.1.9	Produção de sementes e mudas	35
4.1.10	Aspectos genéticos da candeia.....	38
4.1.11	Outros potenciais de uso da candeia	39
4.2	MÉTODOS DE AMOSTRAGEM	40
4.2.1	Segundo a periodicidade:	40
4.2.2	Segundo a estrutura:	41
4.2.3	Segundo a abordagem da população:	41
4.2.4	Métodos de amostragem de área variável	43
4.3	PADRÃO DE DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL	44
4.3.1	Função K de Ripley.....	45
4.3.2	Índice de Moran	48
4.4	GEOESTATÍSTICA	50

CAPÍTULO 1

1	INTRODUÇÃO	69
2	MATERIAL E MÉTODOS	71
2.1	ÁREA DE ESTUDO	71
2.2	COLETA DE DADOS	72
2.3	ANÁLISE DOS DADOS	72
3	RESULTADOS E DISCUSSÃO	74
4	CONCLUSÕES	83
	REFERÊNCIAS	84

CAPÍTULO 2

1	INTRODUÇÃO	90
2	MATERIAL E MÉTODOS	91
2.1	ÁREA DE ESTUDO E BANCO DE DADOS.....	91
2.2	MÉTODO DE AMOSTRAGEM DE STRAND.....	92
2.3	MÉTODO DE AMOSTRAGEM DE PRODAN	95
2.4	ESTATÍSTICA.....	97
2.5	PRECISÃO, EXATIDÃO E DESEMPENHO.....	97
3	RESULTADOS E DISCUSSÃO	99
4	CONCLUSÕES	111
5	RECOMENDAÇÕES	112
	REFERÊNCIAS	113

CAPÍTULO 3

1	INTRODUÇÃO	118
2	MATERIAL E MÉTODOS	120
2.1	ÁREA DE ESTUDO E BANCO DE DADOS.....	120
2.2	ESTRATÉGIAS DE AMOSTRAGEM	120
2.3	DESENVOLVIMENTO E APLICAÇÃO DAS ESTRATÉGIAS	122
2.4	ESTATÍSTICA.....	133
2.5	PRECISÃO, EXATIDÃO E DESEMPENHO.....	133
3	RESULTADOS E DISCUSSÃO	135
4	CONCLUSÕES	151

5 RECOMENDAÇÕES	152
REFERÊNCIAS.....	153
CONSIDERAÇÕES FINAIS	157
RECOMENDAÇÕES GERAIS	158

1 INTRODUÇÃO GERAL

Eremanthus erythropappus (DC.) MacLeish, mais conhecida como candeia, é uma espécie florestal nativa, muito utilizada para a produção de moirões de cerca e para a produção de óleo essencial. Ela ocorre em grande abundância na região sul do estado de Minas Gerais, formando imensos mosaicos denominados de candeais.

A maior parte do óleo produzido é exportada, principalmente para indústrias de cosméticos e fármacos de países europeus (SANTOS *et al.*, 2008). Segundo Oliveira *et al.* (2012b), as empresas que extraem óleo essencial pagam de R\$ 165,00 a R\$ 185,00.mst⁻¹ de madeira para os produtores rurais que entregam a madeira diretamente na fábrica. Após a extração, o kg de óleo essencial é comercializado por um preço de venda que varia de US\$ 50.00 a US\$ 55.00. Diante disso, historicamente existiu uma forte pressão sobre essa espécie.

Até o ano 2000, a candeia era explorada de forma predatória, devido ao alto valor comercial e não havia nenhuma lei específica que regulamenta-se o seu manejo. Neste mesmo ano, a Polícia Federal e o Instituto Estadual de Florestas de Minas Gerais descobriram uma rede clandestina de madeireiros e empresários que atuavam no corte indiscriminado da candeia. Era comum o uso do termo “máfia da candeia” referindo-se a quem usufruía de seus produtos. Subsequentemente às denúncias e a abertura de inquérito para apurar o corte clandestino da candeia, surgiu o interesse e a necessidade de pesquisas com essa espécie.

Os primeiros estudos com candeia foram estimulados na mesma época das denúncias, quando o Laboratório de Estudos e Projetos em Manejo Florestal (LEMAF/UFLA) aprovou projeto para viabilizar tanto o manejo sustentável da candeia nativa, quanto estabelecer sistemas de produção através de plantios comerciais. Desde então, vários trabalhos vêm sendo realizados, abordando estudos com a candeia, seja no âmbito ecológico, silvicultural, da tecnologia da madeira, genético, do manejo e de outras áreas correlatas (SCOLFORO *et al.*, 2012a). Por essa espécie ser unicamente explorada e produzida no Brasil (DONADELLI, 2012), foi relevânte o desenvolvimento desses estudos, visando gerar maior conhecimento sobre ela.

Os primeiros estudos demonstraram que é possível manejar a candeia de forma sustentável e o principal avanço de tais pesquisas foi a criação da Portaria nº 01 de 5 de janeiro de 2007 (MINAS GERAIS, 2007), que regulamenta e dispõe sobre

as normas para manejá-la em Minas Gerais. A partir de então, todas as áreas de candeia submetidas ao manejo em Minas Gerais foram seguindo as premissas desta Portaria. O manejo conduzido nestas condições atende os pilares da sustentabilidade, pois incentiva a preservação e recuperação de áreas naturais quando manejada corretamente, promove desenvolvimento social através da geração de empregos e crescimento econômico, pois os produtos originados dela apresentam alta procura e expressivo valor no mercado (ARAÚJO *et al.*, 2012a). Contudo, em 2012, esta Portaria foi revogada com a justificativa de que algumas premissas deveriam ser aperfeiçoadas. A partir de então, o manejo da candeia em Minas Gerais foi regulamentado por um Termo de Referência de acordo com Art. 18 do Capítulo V da Resolução Conjunta SEMAD/IEF nº 1804, de 11 de janeiro de 2013 (MINAS GERAIS, 2013a). No mesmo ano, esta também foi revogada a partir da Resolução Conjunta SEMAD/IEF nº 1905, de 12 de agosto de 2013 (MINAS GERAIS, 2013b) no seu Art. 40. Esta última dispõe sobre os processos de autorização para intervenção ambiental no âmbito do Estado de Minas Gerais.

Entre os anos de 2009 e 2011, em mais uma etapa dos trabalhos com candeia, foram realizadas auditorias em 122 fragmentos de candeia com planos de manejo aprovados e executados seguindo as premissas da Portaria nº 01 de 5 de janeiro de 2007. Dentre as metas estabelecidas nestas auditorias, buscou-se realizar o inventário florestal da regeneração natural. Isso porque o engenheiro responsável pelo plano de manejo tem a obrigação de monitorar a área e garantir condições que favoreçam o desenvolvimento da regeneração natural (MINAS GERAIS, 2007). O obstáculo foi a definição de uma metodologia de amostragem precisa e exata para retratar os parâmetros densidade e altura das regenerações, sendo estes indicadores do desenvolvimento da regeneração natural na área manejada. O padrão agregado da regeneração natural dificultou a implantação de métodos com aleatorização de unidades amostrais. Outro aspecto é a elevada densidade da regeneração natural da candeia, que em alguns casos apresenta aglomerados com o equivalente a 15.000 plantas.ha⁻¹ (ARAÚJO *et al.*, 2012a), inviabilizando a contagem e medição em unidades amostrais de área fixa.

Diante disso, surgiu a necessidade de, no presente trabalho, viabilizar uma metodologia de amostragem que propicie estimativas precisas e exatas dos parâmetros inerentes à regeneração natural da candeia em áreas submetidas ao manejo.

2 OBJETIVOS

2.1 OBJETIVO GERAL

Propor uma metodologia de amostragem de área variável para a regeneração natural da espécie *Eremanthus erythropappus* (candeia), em áreas submetidas ao manejo com porta sementes, considerando a estrutura espacial da espécie.

2.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS

Analisar e descrever a estrutura espacial da regeneração natural da espécie candeia em áreas submetidas ao sistema de manejo com porta sementes;

Aplicar e avaliar o desempenho de metodologias de amostragem de área variável para a regeneração natural da candeia em áreas submetidas ao sistema de manejo com porta sementes;

Aplicar e avaliar o desempenho de metodologias de amostragem de área variável para a regeneração natural da candeia, considerando sua estrutura espacial, em áreas submetidas ao sistema de manejo com porta sementes.

3 ESTRUTURA DO TRABALHO

Revisão de Literatura. Está dividido em quatro seções, onde são abordados os principais fundamentos teóricos e as experiências com as metodologias aplicados nos capítulos subsequentes. O foco maior da revisão está no tópico 1 (A Espécie em Estudo), o qual inclui a apresentação do estado da arte sobre os resultados já publicados a partir das pesquisas com a espécie *E. erythropappus*.

Capítulo 1: Diagnóstico espacial da regeneração natural de *Eremanthus erythropappus*. Foi analisado o padrão de distribuição espacial da regeneração natural da candeia e sua relação com o estrato arbóreo da floresta, a partir da função K de Ripley e do índice de Moran.

Capítulo 2: Métodos de amostragem de área variável aplicados para a regeneração natural de *Eremanthus erythropappus*. Estuda a precisão e exatidão dos métodos de amostragem de área variável propostos por Strand (1958) e Prodan (1968) para a regeneração natural da candeia.

Capítulo 3: Estatística espacial aplicada a amostragem da regeneração natural de *Eremanthus erythropappus*. Este capítulo apresenta uma análise da viabilidade de aplicar metodologias de amostragem de área variável para a regeneração natural da candeia considerando o seu padrão espacial e a estrutura de continuidade espacial das unidades amostrais.

Considerações Finais e Recomendações. Compõe uma compilação dos principais resultados obtidos para as metodologias de amostragem avaliadas, além das restrições e recomendações a serem observadas em cada método.

4 REVISÃO DE LITERATURA

4.1 A ESPÉCIE EM ESTUDO (CANDEIA - *Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish)

4.1.1 Gênero *Eremanthus*

A candeia pertence à família Asteraceae, mais especificamente ao gênero *Eremanthus*. As espécies do gênero *Eremanthus* são arvoretas, árvores, mais raramente arbustos, de folhas alternas, sésseis a pecioladas, com limbo inteiro, discolor, de margem não revoluta e sem bainha foliar. Os capítulos são frequentemente agregados num receptáculo secundário formando uma inflorescência de segunda ordem. Os frutos apresentam um pappus persistente a caduco com duas a cinco séries de cerdas estramíneas, às vezes alvas ou avermelhadas (MACLEISH, 1987; LOEUILLE *et al.*, 2012).

O gênero *Eremanthus* possui 22 espécies (TABELA 1). São espécies endêmicas dos cerrados e campos rupestres do Planalto Central Brasileiro, sendo que somente duas delas (*E. mattogrossensis* e *E. rondoniensis*) também ocorrem na Bolívia. Dentre as 22 espécies apresentadas, *Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish é o foco deste estudo, pois é largamente comercializada para a produção de moirões e extração de óleo essencial. Destaca-se também, que a maioria das pesquisas e trabalhos já publicados com candeia são relativos a essa espécie.

TABELA 1 - LISTA DE ESPÉCIES DO GÊNERO *Eremanthus*

ESPÉCIES DO GÊNERO <i>Eremanthus</i>	
1	<i>Eremanthus arboreus</i> (Gardner) MacLeish
2	<i>Eremanthus argenteus</i> MacLeish & H. Schumach.
3	<i>Eremanthus auriculatus</i> MacLeish & H. Schumach.
4	<i>Eremanthus brasiliensis</i> (Gardner) MacLeish
5	<i>Eremanthus brevifolius</i> Loeuille
6	<i>Eremanthus capitatus</i> (Spreng.) MacLeish
7	<i>Eremanthus cinctus</i> Baker
8	<i>Eremanthus crotonoides</i> Sch. Bip.
9	<i>Eremanthus elaeagnus</i> Sch. Bip.
10	<i>Eremanthus erythropappus</i> (DC.) MacLeish
11	<i>Eremanthus glomerulatus</i> Less.
12	<i>Eremanthus goyazensis</i> Sch. Bip.
13	<i>Eremanthus hatschbachii</i> H. Rob.
14	<i>Eremanthus incanus</i> Less.
15	<i>Eremanthus leucodendron</i> Mattf.
16	<i>Eremanthus mattogrossensis</i> Kuntze
17	<i>Eremanthus mollis</i> Sch. Bip.
18	<i>Eremanthus pabstii</i> G.M. Barroso
19	<i>Eremanthus polycephalus</i> (DC.) MacLeish
20	<i>Eremanthus rondoniensis</i> MacLeish & H. Schumach.
21	<i>Eremanthus uniflorus</i> MacLeish & H. Schumach.
22	<i>Eremanthus veadeiroensis</i> H. Rob.

FONTE: SCOLFORO *et al.* (2012b)

4.1.2 Espécie *Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish

E. erythropappus é uma espécie florestal de múltiplos usos. Sua madeira é muito utilizada como moirão de cerca, em decorrência da durabilidade. Também é utilizada para a extração de óleo essencial, cujo princípio ativo é o α -bisabolol, empregado na fabricação de medicamentos e cosméticos. Dentre os produtos à base de α -bisabolol que possuem alta demanda no mercado e que são responsáveis por valorizar o óleo essencial produzido pela candeia, pode-se citar: cremes, bronzeadores, protetores solares, medicamentos, além de produtos destinados a profilaxia e cuidados da pele de bebês e adultos, entre outros (SCOLFORO *et al.*, 2012b).

É uma espécie percursora de campo, típica de encraves entre a mata e os campos abertos (cerrado, campos rupestres e campos de altitude), formando

povoamentos mais ou menos puros. Também acontece dentro da floresta, quando há alguma perturbação, pois é uma espécie heliófila e a entrada de luz a beneficia (SCOLFORO *et al.*, 2012b).

Possui de três a quatro flores por capítulo, os quais são agrupados numa sincefalia hemisférica. Na face abaxial são observados tricomas tectores do tipo ramificado em profusão, o que justifica o aspecto esbranquiçado das folhas a olho nu, em razão da reflexão da luz. Anatomicamente, as folhas de *E. erythropappus* apresentam estruturas tipicamente xeromorfas, que, certamente, contribuem para uma proteção mecânica e química da folha e, conseqüentemente, para a adaptação dessa espécie em seu ambiente natural. A associação de tricomas tectores e glandulares proporcionam a proteção das folhas de candeia a fatores abióticos e bióticos do ambiente, sendo o óleo essencial fundamental pela sua localização nas duas faces da lâmina foliar (DUTRA *et al.*, 2010).

A época de florescimento é de julho a setembro, quando ocorre o período seco e frio do ano. Sua frutificação e dispersão ocorrem no período de elevação da temperatura, de agosto a setembro e estende-se aos meses de outubro e novembro, quando ocorre o início do período das chuvas.

Segundo Scolforo *et al.* (2012b), uma característica interessante dessa espécie é sua capacidade de desenvolvimento em sítios com solos pouco férteis, rasos e, predominantemente, em áreas de campos de altitude, que varia entre 400 e 2.200 m. Essa característica permite que a candeia se desenvolva em locais nos quais seria difícil a implantação de culturas agrícolas ou, mesmo, a implantação de alguma outra espécie florestal.

A candeia era classificada como pertencente ao grupo ecológico das pioneiras, secundária inicial, considerada precursora na invasão de campos (CARVALHO, 1994). Estudos realizados pela equipe da Universidade Federal de Lavras (UFLA) com a espécie permitiram uma correção nessa classificação, passando-a a espécie de ecótono, nas áreas de transição entre as matas semidecíduais e os campos abertos (cerrado) ou também os campos de altitude (SCOLFORO *et al.*, 2004). Apesar de apresentar alta produção de sementes, de sua dispersão ser feita pelo vento, quando criadas as condições adequadas e a espécie apresentar alta taxa de regeneração natural, características essas das espécies pioneiras, ela não possui ciclo de vida curto, sendo encontrados exemplares com idade superior a 70 anos. Quando em campos abertos, ela desenvolve-se

rapidamente formando povoamentos mais ou menos puros. Dentro da floresta, isso ocorre posteriormente a uma perturbação, pois trata-se de uma espécie que necessita da presença de luz para seu desenvolvimento (SCOLFORO *et al.*, 2012b).

Resultados ecofisiológicos obtidos por Pedralli (1997) mostraram que a candeia é fotoblástica positiva. Segundo esse mesmo autor e Scolforo *et al.* (2007), seu recrutamento via banco de sementes ocorre, principalmente, nas camadas de 0-10 cm do solo, na presença de serapilheira e nos tratamentos de plena luz, sendo esse último, fator imprescindível para a germinação das sementes e o estabelecimento de suas plantas.

4.1.3 Ambiente de ocorrência da espécie *Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish

A candeia *Eremanthus erythropappus* está distribuída em toda a parte sudeste do Planalto Central, sendo bastante comum em colônias no meio da floresta secundária da faixa costeira e do cerrado, em campos rupestres do planalto interior no centro-oeste (Goiás e Distrito Federal) e, ainda, sudeste (Minas Gerais, Espírito Santo, São Paulo e Rio de Janeiro) do Brasil (MACLEISH, 1987; LOEUILLE *et al.*, 2012).

As regiões de ocorrência natural da candeia são caracterizadas por apresentar clima, segundo a classificação de Köppen, mesotérmico úmido do tipo Cwb, tropical de altitude e com verões suaves. A temperatura média anual está entre 18°C e 20°C e a média anual de precipitação pluviométrica entre 1.400 e 1.550 mm. Os meses mais chuvosos são: novembro, dezembro, janeiro e fevereiro, e as menores precipitações ocorrem em junho, julho e agosto (SCOLFORO *et al.*, 2012b).

Quanto aos solos, podem ocorrer em Cambissolo álico (Ca), Cambissolo distrófico (Cd), Latossolo Vermelho Escuro distrófico (LEd) e Latossolo Vermelho Amarelo distrófico (LVd), Latossolo Roxo distrófico (LRd), Latossolo Vermelho Escuro álico (LEa), Litólico Álico (Ra) e Podzólico Vermelho Amarelo distrófico (PVd) (SCOLFORO *et al.*, 2012b). Os solos onde existem remanescentes de candeia, de forma geral, possuem pH com média de 5,1. A matéria orgânica pode ser classificada com média de 2,2 dag.kg⁻¹. O cálcio apresenta valor de médio a baixo (0,3 mg.dm⁻³). O magnésio, valores de baixo a muito baixo (0,1 cmolc.dm⁻³). O potássio apresenta

grande variabilidade de disponibilidade nas áreas, com valores na grandeza de $40,7 \text{ mg.dm}^{-3}$. O fósforo, baixos valores ($1,4 \text{ mg.dm}^{-3}$) e o alumínio, valores médios de $1,2 \text{ (cmolc.dm}^{-3})$. O índice de saturação de bases é, em média, de 9,7% e o índice de saturação de alumínio é de 67,6%. Com relação às características físicas do solo, as distribuições granulométricas indicam que essas variam de textura média a arenosa, com 68,7% de areia, 20,8% de argila e 11,2% de silte, em média (SCOLFORO *et al.*, 2012b).

4.1.4 Aspectos dendrométricos da candeia

A madeira de candeia pode ser proveniente de áreas nativas ou de plantios comerciais. Em cada um desses casos ela possui características dendrométricas específicas, que irão influenciar diretamente na produtividade e, conseqüentemente, na rentabilidade. Cabe destacar que os valores de referência aqui descritos, são informações médias obtidas de Scolforo *et al.* (2012a) e que podem variar conforme as condições do sítio no qual se avalia. Além disso, algumas informações são provenientes de áreas experimentais que ainda estão em fase de desenvolvimento e acompanhamento, gerando resultados preliminares.

Em candeais nativos, o diâmetro a 1,30 m do solo (DAP) médio das plantas mais finas é de 7,61 cm e de aproximadamente 32 cm para as de maior dimensão. A altura total (Ht) para essas duas categorias é, em média, de 6,48 e 11,07 m, respectivamente. Pode-se considerar, de maneira geral, o diâmetro médio 20,0 cm e altura média de 9,0 m. O volume total com casca médio de uma árvore é de $0,2159 \text{ m}^3$, podendo variar de $0,0171$ a $0,5905 \text{ m}^3$. As plantas mais finas possuem volume médio de $0,0176 \text{ m}^3$ e as de maior porte apresentam, em média, $0,5093 \text{ m}^3$. Em média, o percentual de volume de casca em relação ao volume total de cada árvore é de 17,60%.

É comum comercializar a madeira de candeia quando essa está empilhada. Nesse caso, usa-se um fator de empilhamento médio de $2,46 \text{ mst.m}^{-3}$ (SCOLFORO *et al.*, 2012d). Esse valor é expressivo devido à maior irregularidade do tronco da candeia, gerando muitos espaços vazios quando a madeira é acomodada na pilha com 1 m de largura, 1 m de comprimento e 1 m de altura.

A densidade básica média da madeira pode variar entre regiões, sendo de 630 e 640 kg.m⁻³ nos municípios de Delfim Moreira e Aiuruoca, respectivamente, e de 680 kg.m⁻³ para o município de Ouro Preto, todos em Minas Gerais (SCOLFORO *et al.*, 2012d). Contudo, Pérez *et al.* (2004) encontraram densidade básica média de 670 kg.m⁻³ para as árvores do município de Baependi, MG.

Quanto ao rendimento de óleo, este é de 10,96 kg.m⁻³ de madeira com casca, em média, para uma árvore de candeia. Esse valor pode variar entre 8,57 a 14,47 kg.m⁻³. Quanto a produção de óleo, a média é de 11,78 L.m⁻³ de madeira, podendo variar de 9,21 a 15,55 L.m⁻³ em uma árvore de candeia. O peso seco médio de uma árvore é de 142,37 kg.m⁻³, variando de 11 a 413 kg.m⁻³. O rendimento médio de óleo essencial é de 1,68%, com 88,49% de α -bisabolol puro em média.

Os estudos ainda são recentes em plantios com candeia e as poucas áreas experimentais ainda estão em monitoramento. Contudo, tomando alguns valores apresentados por Scolforo *et al.* (2012d) e considerando 1.600 plantas por hectare, cuja árvore que possui diâmetro médio em determinada idade igual a 12,5 cm e volume médio de 0,0589 m³, pode-se fazer algumas simulações. Assim, com uma densidade média de 610 kg.m⁻³, tem-se uma massa de matéria seca de 35,94 kg. Assumindo o rendimento do óleo de 1,64%, pode-se obter 943,24 kg de óleo essencial por hectare plantado.

O primeiro trabalho com modelagem de variáveis dendrométricas para a candeia foi realizado por Scolforo *et al.* (2004) em fragmentos nativos. Nesse, ajustaram-se modelos matemáticos para estimar volume de madeira em pé (m³), peso seco (kg), peso de óleo (kg) e quantidade de moirões para cada indivíduo. O modelo de Schumacher e Hall, na sua forma logarítmica, foi o de melhor desempenho em todas as situações.

No entanto, Camolesi *et al.* (2010) detectaram que o melhor modelo para estimar o volume e número de moirões de candeia em três municípios de Minas Gerais, foi o de Spurr logaritimizado. Isso mostra a necessidade de selecionar um modelo de acordo com o ambiente de ocorrência da espécie, do conjunto de dados, dentre outras fontes de variabilidade. Além disso, considerando um mesmo modelo, deve-se analisar a necessidade do ajuste de uma equação para cada situação. No mesmo trabalho realizado por Camolesi *et al.* (2010), o teste de identidade de modelos mostrou que o ajuste de uma única equação nem sempre é possível. Para descrever a relação hipsométrica em plantios homogêneos, o teste de identidade de modelos

também indicou a necessidade de ajustar diferentes equações, dependendo das condições de plantio (ARAÚJO *et al.*, 2012b). Segundo esses autores, para as condições estudadas, os modelos tradicionais de Henricksen, Stofells, Assman, Trorey e Curtis são os mais precisos.

Tanto em áreas nativas quanto em plantios, a forma como as variáveis dendrométricas serão mensuradas e, principalmente amostradas, é fundamental para obter resultados confiáveis. O único trabalho realizado para definir forma e tamanho ótimos de parcela com a espécie candeia, foi realizado por Oliveira *et al.* (2011). Em plantio comercial com tal espécie analisou-se a melhor forma e tamanho de parcela experimental para estimar as variáveis: circunferência a 1,30 m do solo (CAP), altura total (HT) e volume total com casca (VT). Nessa ocasião, detectou-se que o tamanho ideal de parcelas para plantios é de 60 plantas com formato retangular, ou seja, 2 linhas com 30 plantas. Além disso, o método de Hatheway foi o mais conveniente para estimar o tamanho ideal de forma a minimizar o erro de estimativa das variáveis. Em candeais nativos recomenda-se o uso de parcelas retangulares (10 x 100 m) e área de 1.000 m² com distribuição sistemática ao longo da área.

Para estudos com regeneração natural em áreas nativas, deve-se adotar procedimentos amostrais que garantam a representatividade espacial da área, sendo a estrutura sistemática a mais apropriada (SILVA *et al.*, 2008). Entretanto, não existe trabalho na literatura que recomende um método de amostragem ideal para avaliar a regeneração natural da candeia em áreas manejadas.

4.1.5 O potencial econômico da candeia

No estado de Minas Gerais, principalmente em áreas com predominância de Cambissolos, estão localizados vários sítios degradados. Esses dificultam a indicação de espécies florestais com potencial de cultivo, seja para fins de restauração ambiental ou para fins de produção florestal e geração de renda nas propriedades rurais (SCOLFORO *et al.*, 2012b). Dentre as poucas espécies que podem ser indicadas para cultivo nessas áreas, destaca-se a candeia, que ocorre naturalmente em solos arenosos ou pedregosos, apresentando crescimento inicial acelerado e com baixa exigência edáfica.

Por possuir essa característica, a maioria dos trabalhos já realizados com candeia destaca o potencial econômico dessa espécie como justificativa (BARREIRA *et al.*, 2005; BARREIRA *et al.*, 2006; CAMOLESI *et al.*, 2010; ESTOPA *et al.*, 2006; FEITOSA *et al.*, 2009; GALDINO *et al.*, 2006; MELO *et al.*, 2012; MORI *et al.*, 2010; OLIVEIRA *et al.*, 2011; PAES *et al.*, 2010; PÉREZ *et al.*, 2004; ROSUMEK, 2008; SANTOS *et al.*, 2008; SANTOS *et al.*, 2009; SCOLFORO *et al.*, 2004; SILVA *et al.*, 2005; SILVA *et al.*, 2007; SILVA *et al.*, 2008; SIQUEIRA *et al.*, 2009; SOUZA *et al.*, 2007; TONETTI *et al.*, 2006; VIEIRA *et al.*, 2012), fortalecendo a pretensão de viabilizar um sistema de produção comercial por meio de plantios, ou através do manejo de áreas nativas em propriedades rurais situadas, principalmente, nas serras da Mantiqueira e do Espinhaço.

A madeira de candeia pode ser destinada para a produção de moirões de cerca, quando comercializada entre produtores rurais, e para a extração de óleo essencial, quando a finalidade é a produção de α -bisabolol pela indústria (PÉREZ *et al.*, 2004). Segundo Pedralli (1997), o α -bisabolol possui propriedades antiflogísticas, antimicóticas e dermatológica, tornando a espécie com elevado potencial econômico. Tanto no manejo em áreas plantadas, quanto em áreas nativas, a extração de óleo é a opção de maior atratividade econômica, pois alcança os maiores preços no mercado nacional e internacional.

Em plantios comerciais, a renda bruta com a venda da madeira para a extração do óleo pode alcançar R\$ 12.846,00.ha⁻¹, considerando uma área com produção média em volume de 98,82 mst.ha⁻¹ aos dez anos de idade (SCOLFORO, *et al.*, 2012c). Scolforo *et al.* (2012c) deixa claro que não é razoável comparar a produção de plantios de candeia com outras espécies florestais de alta produtividade, como por exemplo as espécies do gênero *Eucalyptus*. A primeira se desenvolve em áreas de serra, com solos rasos e pouco férteis, ou seja, em condições adversas para a produção de espécies do gênero *Eucalyptus*. Além disso, as pesquisas ainda são recentes e estudos com a silvicultura da espécie, nutrição, melhoramento genético, clonagem e outros é que fornecerão ganhos expressivos em produtividade. Isso gerará subsídios para uma possível comparação com a produtividade das espécies do gênero *Eucalyptus*, que contam com investimento de dezenas de milhões de dólares ao longo de meio século no Brasil (SCOLFORO *et al.*, 2012c)

Quando o produtor rural optar pela execução do manejo da candeia em áreas nativas, destaca-se que os custos mais significativos estão associados com o

transporte e a exploração, representando 67% do total (OLIVEIRA *et al.*, 2010). Ainda, para garantir maior margem de comercialização, os produtores rurais devem vender diretamente a madeira para as empresas que extraem o óleo, ou seja, sem intermediários na negociação (OLIVEIRA *et al.*, 2009).

A madeira extraída do manejo em áreas nativas pode ser comercializada por até R\$ 175,00.mst⁻¹ de madeira entregue na fábrica de óleo pelo produtor rural. A madeira empilhada pelo produtor na beira da estrada é comercializada por R\$ 115,00.mst⁻¹ e a madeira em pé é vendida pelo produtor rural por R\$ 50,00.mst⁻¹ (OLIVEIRA *et al.*, 2012a). Considerando uma área com produção média em volume de 45 m³.ha⁻¹ e fator de empilhamento de 2,67 mst.m⁻³, para um ciclo de corte de 15 anos com a madeira vendida para ser entregue na indústria ao preço de R\$ 175,00.mst⁻¹, o lucro líquido pode chegar a R\$ 7.693,81.ha⁻¹. De acordo Oliveira *et al.* (2010), a realização do manejo para a extração do óleo essencial é viável economicamente, mesmo em situações de elevada taxa de juros, ou quando o preço da madeira está em baixa. Além disso, ciclos mais curtos propiciam maior rentabilidade, mas essa opção não deixa de ser viável em situações em que o ciclo de colheita é mais longo.

4.1.6 O manejo da candeia nativa

Historicamente a candeia nativa foi explorada de forma desordenada, sem seguir os critérios de um manejo que buscasse a minimização de impactos (ARAÚJO *et al.*, 2012a; SILVA *et al.*, 2008). Por apresentar alto potencial econômico devido às propriedades de sua madeira, a candeia também foi alvo de forte pressão de exploração (OLIVEIRA *et al.*, 2012a). Para Donadelli (2012), o cenário de exploração ilegal da candeia foi resultado da falta de acompanhamento por mecanismos de regulação na cadeia de extração do óleo essencial de sua madeira. A solução para o controle dessa exploração seria o desenvolvimento e execução de planos de manejo florestal sustentáveis, fundamentado no conhecimento da ecologia da espécie (SOUZA *et al.*, 2007).

Até meados de 2004 a candeia não possuía um sistema de manejo que garantisse a sua manutenção, levando em consideração os aspectos ecológicos e

ambientais. Segundo Scolforo *et al.* (2012a), para evitar a clandestinidade da exploração da candeia, que ocorria de forma totalmente irresponsável e ambientalmente degradante, era necessário investigar como seria o seu manejo de forma sustentável. A partir dos estudos preconizados pelo LEMAF/UFLA e com a necessidade de regulamentar a atividade de manejo, foi emitida a Portaria nº 01 de 5 de janeiro de 2007. Essa dispõe sobre as normas para elaboração e execução de um plano de manejo, para produção sustentada da candeia em Minas Gerais (MINAS GERAIS, 2007). A iniciativa evitaria que a espécie entrasse na lista das ameaçadas de extinção.

O primeiro trabalho buscando definir uma opção de manejo para a candeia nativa foi realizado por Pérez *et al.* (2004). Com base no sistema de corte seletivo, foi proposto um sistema de manejo vinculado ao peso de óleo produzido, ao ritmo de crescimento, à estrutura da vegetação e ao conceito de floresta balanceada. Nessa ocasião, definiu-se que a remoção de até 60% da área basal total não compromete a estrutura da floresta.

Scolforo *et al.* (2008) apresentam, além do sistema de corte seletivo, os demais sistemas silviculturais que podem ser aplicados para a candeia: sistema de seleção em grupo, sistema de corte em faixas e o sistema com árvores porta-sementes. O desenvolvimento desses sistemas permitiu que a candeia fosse manejada de forma sustentável. As principais premissas que devem ser seguidas para que tais sistemas de manejo possam ser implementados são: Mapeamento do candeal a ser manejado, mensuração do estoque de madeira, definição do sistema de exploração com minimização dos impactos e cuidados no povoamento após a exploração, com objetivo de favorecer o desenvolvimento da regeneração natural. Essas premissas, bem como todas as recomendações detalhadas sobre como proceder na elaboração do plano de manejo estão apresentadas em Scolforo *et al.* (2012e). Em todos os casos, destaca-se que o manejo deve ser realizado somente em área de predominância da espécie, ou seja, onde pelo menos 70% das plantas são de candeia (MINAS GERAIS, 2007).

Na prática, o sistema de manejo com porta-sementes (SCOLFORO *et al.*, 2012e) é o mais aplicado devido à praticidade e, de certa forma, permite que seja removido um maior número de árvores de candeia por hectare. Conforme apresentado na Portaria nº 01 de 5 de janeiro de 2007 (MINAS GERAIS, 2007), nesse sistema podem ser retirados até 70% das plantas de candeia. Entretanto, algumas premissas

devem ser obedecidas, como deixar no mínimo 100 árvores porta-sementes por hectare. Além disso, elas devem estar distanciadas em média 10 m umas das outras. A aplicação desse sistema permite que a cobertura do solo seja reestabelecida com rapidez e de forma segura, pois a regeneração é intensa ($11.275 \text{ plantas.ha}^{-1}$) devido a abertura de clareiras, além de reduzir a quase zero as despesas com implantação da regeneração (SCOLFORO *et al.*, 2012e).

Concomitantemente à elaboração e execução dos planos de manejo com candeia, houve o acompanhamento e monitoramento dessas áreas pelo LEMAF/UFLA em parceria com o Instituto Estadual de Florestas (IEF). De acordo com Araújo *et al.* (2012a), até o final do ano de 2009, foram apresentados e fiscalizados cerca de 130 planos de manejo, seguindo as normas da Portaria supracitada, ao Instituto Estadual de Florestas (IEF). Esses representam uma área total manejada de 1.107,71 hectares e um volume de madeira extraída das áreas nativas em torno de $30.521,89 \text{ m}^3$. Os planos de manejo realizados abrangem 35 municípios das regiões sul e central de Minas Gerais. O acompanhamento dessas áreas permitiu inferir que o manejo, quando realizado seguindo as premissas da Portaria nº 01 de 5 de janeiro de 2007, propicia a preservação da flora e da fauna originais, além de reduzir a incidência de queimadas e, principalmente, a exploração ilegal. Isso deve-se principalmente ao fato de que a legislação, além de propor premissas para que o manejo seja realizado, também exige uma série de cuidados na área após o manejo, como por exemplo o transplântio de epífitas e apresentação de relatório anual de monitoramento da área (SCOLFORO *et al.*, 2008). Araújo *et al.* (2012a) demonstraram que o manejo com candeia nativa é sustentável somente quando realizado seguindo a legislação supracitada, gerando renda, preservação ambiental e desenvolvimento social para os produtores rurais que querem usufruir do manejo com candeia. Destaca-se também que tais áreas são de campo com cambissolos de baixa fertilidade e em elevadas altitudes, pois nesses locais ela ocorre com predominância mínima de 70%. Caso contrário, a sua regeneração fica comprometida, pois ela ocorrerá em competição com outras espécies e em menor intensidade, devido ao sombreamento causado pelas copas daquelas árvores.

4.1.7 Regeneração natural da candeia em áreas manejadas

A regeneração natural é a forma mais antiga e natural de renovação de uma floresta, sendo que cada tipo de regeneração surge dependendo de pré-condições, que variam conforme a espécie (SCOLFORO *et al.*, 2012e).

Pouco ainda se sabe sobre a regeneração natural da candeia, principalmente em áreas submetidas ao manejo. O único trabalho para avaliar a intensidade da regeneração nesses locais foi realizado por Araújo *et al.* (2012a). Nessa ocasião, buscou-se avaliar a intensidade da regeneração natural em áreas submetidas ao manejo com porta-sementes em diferentes idades.

Segundo Dalanesi *et al.* (2004), as plantas de candeia tendem a ser mais abundantes em Neossolos Litólicos. Já Araújo *et al.* (2012a) constataram que a área manejada com esse tipo de solo foi a que apresentou a menor intensidade de regeneração, mesmo com idade avançada de manejo. As condições ideais para o manejo contemplaram solos do tipo Cambissolo Húmico. Uma possibilidade é que para a regeneração em fase inicial de desenvolvimento, essa última condição seja a melhor. Esses resultados mostram que mais estudos devem ser realizados para maior compreensão sobre o desenvolvimento da candeia ao longo do tempo, uma vez que os aspectos ambientais influenciam no metabolismo dessa espécie (SOUZA *et al.*, 2003).

Dentre os fatores mais relevantes, pode-se citar a disponibilidade luminosa, pois trata-se de uma espécie heliófila, ou seja, necessita de incidência direta de luz para o seu desenvolvimento. Scolforo *et al.* (2012e) recomendam que, após a realização do manejo, deve-se fazer a escarificação do solo, que consiste no seu revolvimento. Esse deve ser realizado na profundidade de 5 a 10 cm, em círculos de 60 cm de diâmetro, distantes 2,5 m um do outro ao longo da área manejada e evitando a supressão de qualquer outra espécie vegetal. Essa prática permitirá o contato direto da semente de candeia com o solo e, por esse estar exposto, receberá luminosidade, que propiciará a germinação e desenvolvimento da regeneração.

Outra característica importante da regeneração da candeia em áreas manejadas é a forte dependência espacial entre suas plantas, indicando que elas tendem a ocorrer formando agregados. Por possuir esse padrão, Pérez *et al.* (2004) recomendam que seja feito o desbaste na regeneração para deixar, em média, 1

planta a cada 4 m², com o objetivo de reduzir a competição e favorecer o desenvolvimento das plantas remanescentes. Partindo dos conceitos de geoestatística e aplicando a krigagem ordinária foi possível detectar a continuidade espacial da regeneração em áreas manejadas e observar a forte relação com o estrato arbóreo de outras espécies nativas. Nas regiões dos fragmentos manejados, onde a candeia ocorre com outras espécies nativas, não é viável a remoção de plantas de candeia, pois ali a regeneração não se estabelece. Isso fortalece a premissa de que o manejo com candeia deve ser realizado somente em áreas onde ela é predominante (ARAÚJO *et al.*, 2012a).

Esse padrão de agregação foi primeiramente detectado por Silva *et al.* (2008) por meio da função K de Ripley. Eles avaliaram o padrão de distribuição espacial das plantas regenerantes em área submetida ao sistema de manejo com porta sementes. Nessa ocasião concluiu-se que o padrão é agregado, o que permite a formação de mosaicos na vegetação, dando origem a imensos candeais. Além disso, as plantas regenerantes são independentes espacialmente das árvores porta sementes.

4.1.8 A opção de plantios comerciais com candeia

Com a redução da disponibilidade de áreas com candeia nativa, uma alternativa é o cultivo de plantios comerciais (OLIVEIRA *et al.*, 2011). Contudo, as experiências com plantios ainda são mais recentes que aquelas obtidas para as áreas nativas. Os plantios existentes são experimentais e ainda estão em fase de monitoramento e avaliação. Entretanto, essa atividade é crescente e promissora, pois se trata de uma espécie nativa, com baixas exigências nutricionais, potencializando seu plantio em áreas degradadas, e naquelas impróprias para o cultivo agrícola (ALTOÉ, 2012).

Os estudos iniciais indicam que o plantio com candeia é viável em arranjos com espaçamentos a partir de 1,5 x 2,0 m (SILVA *et al.*, 2012a). Segundo esses autores, espaçamentos mais densos tornam a atividade inviável. A máxima receita, com menor risco, é atingida aos 12 anos de idade quando a candeia é plantada no espaçamento 1,5 x 3,0 m (SILVA *et al.*, 2014). Recomenda-se espaçamentos maiores em sítios mais produtivos e em sítios de pior qualidade o espaçamento deve ser

menor. De maneira geral, Scolforo *et al.* (2008) recomendam espaçamentos de 2,5 x 2,5 m tanto em condições de preparo mecanizado do solo ou de coveamento. Esses autores também recomendam sobre a adubação, que pode ser feita com uma dosagem de 100 a 150 g de formulação N:P:K, na proporção 8:28:16 em cada cova, visando maximizar a produção. O plantio pode ser realizado com mudas de altura entre 25 a 35 cm e, a partir daí, deve-se combater formigas e realizar a roçada e desrama. Como já mencionado, nessas condições de plantio a renda bruta pode alcançar até R\$ 12.846,00.ha⁻¹, com produção volumétrica máxima de 43,05 m³.ha⁻¹ aos dez anos de idade (SCOLFORO *et al.*, 2012c).

Outra alternativa é o plantio de candeia na forma de sistemas agroflorestais. Silva *et al.* (2012b) mostraram que a condição mais rentável para esse tipo de sistema ocorre quando a candeia é plantada em espaçamentos de 10 x 2 m consorciada com milho nas entre linhas. Nessas condições, o lucro médio pode alcançar R\$ 1.849,90.ha⁻¹.

4.1.9 Produção de sementes e mudas

Até o momento, não existem procedências, progênies ou clones testados para a candeia, que possam ser indicados para plantio em determinados ambientes ou regiões, já que os estudos são recentes. Sendo assim, é necessário utilizar sementes de fontes locais, oriundas de árvores com boas características fenotípicas (SCOLFORO *et al.*, 2008). Davide *et al.* (2012) recomendam que as populações de candeia destinadas à produção de sementes devem ser selecionadas dentro de sua região de ocorrência natural e buscando a maior representatividade genética da respectiva região. Em populações com mais de 500 árvores, deve-se coletar sementes de 15 a 25 árvores (matrizes) distanciadas aproximadamente de 50 a 100 m umas das outras. Os autores também destacam que essas matrizes devem ser vigorosas, apresentar boas condições fitossanitárias, possuir copa pequena, tronco cilíndrico, boa desrama natural e boas produtoras de sementes. A coleta de sementes deve ser feita no início da dispersão das sementes, antes de completar a secagem natural e serem dispersas pelo vento. Para a candeia esse período ocorre de agosto a outubro, podendo se estender a novembro. Davide *et al.* (2012) destacam também

que deve-se evitar a coleta durante ou imediatamente após a ocorrência de chuvas, pois isso pode acelerar o processo de deterioração da semente.

A produção de mudas de candeia é exclusivamente via seminal. Para isso, é necessário fazer o beneficiamento das sementes, ou seja, separar sementes vazias das sementes viáveis. Segundo Tonetti *et al.* (2006), a presença de grandes quantidades de sementes vazias e mal formadas é responsável pela baixa germinação. Após o beneficiamento da semente realizado com soprador, a taxa de germinação média aumenta da ordem de 11 para 73% (DAVIDE *et al.*, 2012). Essa operação de beneficiamento pode ser realizada por meio de peneiras, centrifugação ou imersão da semente em meio líquido. Em todos os casos as sementes são separadas via diferença na densidade (DAVIDE; MELO, 2012).

Após coletadas e a realização do beneficiamento das sementes, uma opção é produção de mudas via semeadura direta, pois dispensa a construção de sementeiras, reduz a incidência de pragas, reduz o custo final das mudas, dentre outros. Segundo Davide e Melo (2012), os recipientes mais recomendados são saco plástico ou tubetes, sendo que o tubete apresenta as vantagens de impedir o enovelamento da raiz, reduz o volume de substrato utilizado, melhora a ergonomia do operador, são reutilizáveis, além de reduzir o custo em relação ao saco plástico. Dentre as desvantagens, pode-se citar o maior investimento inicial.

Quando se opta pela produção de mudas em saco plástico, o substrato pode ser composto de 3 partes de terra de subsolo peneirada, 1 parte de esterco de curral curtido e 1 parte de casca de arroz carbonizada. Em cada 1.000 litros dessa mistura deve ser adicionado 5 kg de superfosfato simples e 120 g de cloreto de potássio. Quando a opção for utilizar os tubetes, recomenda-se 2 partes de terra de subsolo peneirada, 5 partes de casca de arroz carbonizada e 3 partes de vermiculita com granulometria média, com a mesma proporção de fertilizante utilizada para o saco plástico (DAVIDE; MELO, 2012). Destaca-se que outras composições de substrato também são apresentadas pelos autores e podem ser utilizadas conforme a necessidade. Contudo, Melo *et al.* (2014) destacam que o esterco influencia de forma negativa no crescimento das mudas de candeia.

O ciclo de produção das mudas pode ser realizado de 120 a 150 dias, variando com as condições climáticas, e as plantas produzidas possuem padrão de 25 a 40 cm de altura e 4 a 6 mm de diâmetro do colo. Deve-se destacar também que de 30 a 45 dias é preciso fazer um desbaste deixando uma muda por recipiente com o objetivo

de reduzir a competição e favorecer o crescimento. Em relação ao aspecto nutricional na produção de mudas de candeia em viveiro florestal, a ausência de fósforo (P) e nitrogênio (N) afeta drasticamente o crescimento das plantas (VENTURIN *et al.*, 2005). Segundo os autores, as mudas de candeia apresentam menor exigência quanto aos nutrientes: cálcio (Ca), potássio (K) e zinco (Zn). Esse último prejudica a produção de matéria seca da parte aérea e do sistema radicular. Silva *et al.* (2005) constataram que a inoculação com micorriza também é um fator importante e que pode aumentar o crescimento das mudas de candeia. A rustificação das mudas ocorre com aproximadamente 4 a 6 meses de idade, com duração média de 15 a 25 dias e, após esse período, ela pode ser plantada em campo.

Muitas vezes a produção de mudas via seminal não é a melhor opção, pois propicia o desenvolvimento de plantas com maior heterogeneidade devido às variações genéticas. Ainda, se as árvores matrizes não forem bem selecionadas, podem fornecer sementes com baixo percentual germinativo (FEITOSA *et al.*, 2009), conforme constatado por Velten e Garcia (2005). A propagação assexuada via enxertia, micropropagação, estaquia e miniestaquia são alternativas, porém pouco se sabe ainda sobre esses métodos para a candeia. Ainda são poucos os trabalhos que caracterizam morfoanatomicamente as sementes e que procuram compreender os seus eventos bioquímicos e fisiológicos na embebição e germinação (DAVIDE *et al.*, 2008). Isso justifica a apresentação de outras formas de reprodução.

Melo *et al.* (2012) propôs uma metodologia para a propagação vegetativa de plantas adultas de candeia com finalidade de melhoramento da espécie. Nesse trabalho detectou-se que a decepa e a exposição de raízes é uma técnica eficiente para o resgate de matrizes selecionadas. Além disso, as estacas produzidas a partir das brotações da cepa possuem elevado enraizamento quando estaqueadas em casa de vegetação climatizada. Tais resultados contribuem de forma significativa para que as técnicas de melhoramento genético sejam aplicadas também para a espécie candeia.

4.1.10 Aspectos genéticos da candeia

Pouco ou nada se conhece sobre os aspectos genéticos, distribuição espacial dos genótipos e sistema de reprodução da espécie candeia (CARVALHO *et al.*, 2012). O desenvolvimento de pesquisas com esse caráter é essencial para gerar conhecimento e propor metodologias de seleção de boas matrizes, além de delinear estratégias que propiciam a conservação e o melhoramento genético. Essas metodologias subsidiarão a formação de povoamentos com plantas que podem atingir um nível máximo em produtividade. Para Melo *et al.* (2012), a máxima produtividade potencial de um plantio com candeia pode ser alcançada quando se usa mudas provenientes de material genético melhorado. É comum existir diferenças no desenvolvimento das mudas originadas de sementes de diferentes populações. Além disso, é importante o alcance de níveis adequados de crescimento e desenvolvimento por meio de seleções de genótipos mais adaptados. Além disso, essa prática pode subsidiar melhores estratégias para a conservação e manejo florestal (BARREIRA *et al.*, 2005).

Os estudos já realizados mostram que as populações de candeia possuem variabilidade genética suficiente e ela deve ser utilizada em programas de melhoramento e conservação. Estopa *et al.* (2006) afirmam que maiores taxas de diversidade genética são influenciadas pelo gradiente de altitude e que a diversidade genética é maior dentro das populações do que entre elas. De acordo com Mori *et al.* (2009), os maiores teores de alfabisabolol estão relacionados às altitudes mais elevadas, sendo essa uma variável importante para ser relacionada com a extração, teor e qualidade do óleo produzido (GALDINO *et al.*, 2006), visando à seleção de matrizes superiores.

Barreira *et al.* (2006) mostraram que o manejo promove mudança na estrutura genética da espécie, mas de forma positiva, aumentando a diversidade genética e favorecendo a reprodução entre um maior número de plantas.

De maneira geral, os poucos estudos realizados com candeia, quanto às características genéticas, são otimistas. A alta diversidade genética, associada às características demográficas das populações de candeia com alta densidade populacional, permite supor que essa apresenta potencial para o manejo florestal sustentável (CARVALHO *et al.*, 2012).

4.1.11 Outros potenciais de uso da candeia

Como já foi dito, a principal utilidade da madeira de candeia é para a extração de óleo essencial para indústria de cosméticos e fármacos. Segundo Ribeiro *et al.* (2010), a utilização justifica-se pelos efeitos terapêuticos das espécies do gênero *Eremanthus*. Esse uso é o que mais agrega valor para a candeia. Entretanto, isso não impede que outras opções sejam analisadas e propostas com o intuito de aperfeiçoar a sua utilização.

O óleo é o principal responsável pela alta durabilidade da madeira de candeia, sendo que, quando submetidas às extrações parcial e total, a madeira de candeia apresenta substancial queda na resistência ao apodrecimento, quando submetida ao fungo *Gloeophyllum trabeum* (OLIVEIRA *et al.*, 2005). Isso evidencia a possibilidade do uso do óleo para tratamento de madeiras. Paes *et al.* (2010) mostraram que o óleo da candeia é resistente também ao ataque do cupim xilófago *Nasutitermes corniger* Motsch, porém o alto custo do óleo torna o tratamento de madeiras a princípio uma opção inviável, sendo necessária uma análise econômica mais detalhada para o estabelecimento de tal empreendimento.

Outra possibilidade de utilização do óleo de candeia é no controle biológico, pois o α -bisabolol presente no óleo inibi o crescimento de fitopatógenos, como *Rhizoctonia solani*, *Alternaria* sp. e *Alternaria carthami* (HILLEN *et al.*, 2012).

Quanto aos aspectos tecnológicos da madeira de candeia, os estudos também são pouco expressivos (MORI *et al.*, 2010), principalmente para as características anatômicas e propriedades físicas e químicas, o que dificulta a recomendação da madeira de candeia para determinados fins. Os autores supracitados apresentaram os primeiros trabalhos descrevendo as características da madeira de candeia.

Sabe-se que, após a extração do óleo da madeira de candeia, resíduos são gerados. Esses podem ser direcionados para produção de painéis cimento-madeira e painéis articulados, tornando-se uma opção comercial viável (SANTOS *et al.*, 2008). Entretanto, essa opção deve ser feita quando se associa madeira de outras espécies ao resíduo da madeira de candeia (SANTOS *et al.*, 2012). Outra opção para o resíduo da madeira após a extração do óleo é na produção de chapas (SANTOS *et al.*, 2009).

A possibilidade de produção melífera também não deve ser descartada, pois a candeia apresenta alta porcentagem de pólen viável (77,25%) e as abelhas *Apis mellifera* e *Trigona* sp. são os visitantes mais frequentes (VIEIRA *et al.*, 2012). Salustiano *et al.* (2006) destacam a possibilidade de usar os extratos e óleo essencial de candeia também como produto antimicrobiano. O extrato etanólico de candeia demonstra ter efeitos antinociceptivo, anti-inflamatório e anti-ulcerogênico, sugerindo potencialidade para fins terapêuticos em animais de laboratório, entretanto estudos mais aprofundados devem ser realizados para uma possível aplicação na medicina popular (SILVÉRIO *et al.*, 2008).

Trabalhos como os de Magalhães *et al.* (2008) e Rosumek (2008) retratam a interação da candeia com fungos e formigas, respectivamente. Esse tipo de estudo destaca a importância da candeia não somente quanto ao aspecto produtivo, mas também quanto ao aspecto ecológico. Conhecer como a candeia interage com outros organismos permite compreender melhor os ambientes onde ela ocorre (DIAS *et al.*, 2002; FUJACO *et al.*, 2010).

4.2 MÉTODOS DE AMOSTRAGEM

Inventário florestal pode ser definido como o uso da teoria da amostragem para a determinação ou estimativa de características quantitativas ou qualitativas da floresta (SCOLFORO; MELLO, 2006).

Péllico Netto e Brena (1997) classificam a aplicação da amostragem em três níveis: segundo a periodicidade, segundo a estrutura e segundo a abordagem da população.

4.2.1 Segundo a periodicidade:

- Amostragem de uma ocasião: Trata-se do inventário florestal realizado uma única vez em determinada área.

- Amostragem em múltiplas ocasiões: Nesse caso são realizadas múltiplas abordagens da mesma população ao longo do tempo. Geralmente essa repetição periódica da amostragem ocorre em espaços regulares de tempo.

4.2.2 Segundo a estrutura:

- Amostragem aleatória: é aquela cujas unidades amostrais são sorteadas com um critério probabilístico aleatório. Divide-se em amostragem Aleatória Irrestrita e Restrita. Na Amostragem Aleatória Irrestrita, nenhuma restrição é imposta ao processo de seleção das unidades. A seleção de cada unidade amostral é livre de qualquer escolha e totalmente independente da seleção das demais unidades amostrais. Na Amostragem Aleatória Restrita, a unidade mínima da amostragem depende de uma restrição prévia imposta à população a ser amostrada. Como exemplos dessa estrutura, a amostragem em dois estágios, a amostragem estratificada, entre outras.
- Amostragem Sistemática: nesse caso, o processo probabilístico caracteriza-se pela seleção aleatória da primeira unidade amostral e pela seleção automática e distribuição sistemática das demais unidades amostrais na população.

4.2.3 Segundo a abordagem da população:

Aqui se diferencia Método de Amostragem, Processo de Amostragem e Sistema de Amostragem.

- Método de Amostragem: é a abordagem referente a uma única unidade amostral (tamanho, forma, critério de seleção das plantas que participam de cada unidade, etc).
- Processo de Amostragem: é a abordagem referente a um conjunto de unidades amostrais.

- Sistema de Amostragem: é um conjunto de processos e/ou métodos de amostragem, normalmente estruturados de forma integrada, para uma determinada aplicação específica.

Péllico Netto e Brena (1997) acrescentam que os processos de amostragem estão estreitamente vinculados à periodicidade das medições, ou seja, com avaliações em uma ou em múltiplas ocasiões.

Para a regeneração natural é preciso ações de mapeamento com o objetivo de aplicar o método de acordo com o seu desenvolvimento, distribuição e grau de concorrência. Conforme Viani *et al.* (2010), diferenças na densidade de regeneração natural apontadas em alguns trabalhos são decorrentes, não apenas de diferentes potenciais de regeneração, mas também de variações de amostragem (tamanho da área e critério de inclusão) e no esforço amostral empregado. Além disso, por existir uma heterogeneidade espacial e temporal da comunidade de plântulas, recomenda-se estudos que busquem novas formas de amostragem e sejam avaliados.

Estudos ecológicos apontam que a maioria das comunidades é espacialmente estruturada e que os métodos de amostragem devem ser robustos, para detectar diferentes níveis de autocorrelação espacial (GOSLEE, 2006).

Para a regeneração natural da candeia, Silva *et al.* (2008) recomendam procedimentos de amostragem que garantam boa representatividade espacial da área. Aqueles com caráter de sistematização das unidades amostrais são os mais recomendados para espécies com padrão agregado (PALUDO *et al.*, 2011).

Quanto à forma das unidades amostrais, parcelas circulares propiciam maior praticidade de alocação em alguns casos e podem ser uma opção para povoamentos de menor diversidade, como é o caso dos candeais. Como exemplo de utilização desse tipo de parcelas em florestas naturais, pode-se citar Schweiger e Sterba (1997), que optaram pelas circulares de 300 m² para quantificar a regeneração natural de *Picea abies* (L.) Karst. durante o inventário florestal nacional da Áustria. Lexerod e Eid (2005) também utilizaram parcelas circulares de 250 m² para estudar o recrutamento de espécies na Noruega. Além disso, Pausas *et al.* (2004) aplicaram parcelas circulares com raio de 10 m, para avaliar a variabilidade de desenvolvimento da regeneração natural de *Pinus halepensis*, após a incidência de fogo na região leste.

4.2.4 Métodos de amostragem de área variável

Strand (1958) focaliza neste método, fundamentalmente, o critério probabilístico de seleção das plantas na unidade amostral com proporcionalidade ao diâmetro, para o cálculo da área basal e do número de árvores por hectare, e proporcional à altura das árvores para se obter o volume e o número de árvores por hectare. Sua abordagem é feita em linhas dentro da floresta e não em pontos de estação no caso de Bitterlich (1948) e Hirata (1955).

A unidade amostral é constituída de uma linha de comprimento L , tomada dentro do povoamento, sobre a qual enumera-se todas as plantas do seu lado esquerdo que se qualificam para a amostragem. Quando o foco da amostragem é a regeneração natural, as plantas são selecionadas com proporcionalidade a sua altura. O procedimento de seleção é o seguinte: caminhando-se ao longo da linha de comprimento L , enumera-se todas as plantas situadas a sua esquerda, cuja distância da planta à linha seja menor ou igual a sua altura total (PÉLLICO NETTO; BRENNAN, 1996). Para este caso, o estimador do número de plantas. ha^{-1} é dado por:

$$N. ha^{-1} = \frac{10.000}{L} \sum_{i=1}^m \left(\frac{1}{h_i} \right)$$

Em que: $N. ha^{-1}$ = número de regenerações por hectare; L = comprimento da linha de amostragem; m = número de regenerações amostradas; h_i = altura da i -ésima regeneração amostrada.

A especificação do método de seis árvores foi primeiramente apresentado por Prodan (1968) em Freiburg, Alemanha. Este método considera a medição de seis plantas e a distância ou raio da sexta planta como referência da unidade amostral.

A decisão sobre o número de plantas medidas na unidade amostral, teve como base o comportamento do coeficiente de variação do volume individual das plantas, em relação ao número de plantas observadas. Neste estudo, Prodan (1968), verificou que o coeficiente de variação se tornava estável, a partir da sexta planta medida. Portanto, fixou em seis o número de plantas a serem observadas, que é o

número ótimo, uma vez que minimiza o custo de medição da unidade amostral. O estimador do número de plantas. ha^{-1} e da altura média são dados por:

$$N. ha^{-1} = \frac{f(10.000)}{\pi. R_i^2}$$

Em que: N/ha = número de regenerações por hectare; π = constante pi; R_i = raio (distância) da i -ésima regeneração até o ponto de amostragem ($i = 1,2,3,\dots,n$); f = fator aplicado para a i -ésima regeneração distanciada do ponto amostral ($i_1 = 0,5; i_2 = 1,5; i_3 = 2,5 \dots; i_n = n - 0,5$).

$$\bar{H} = \frac{\sum_{i=1}^m (h_i)}{m}$$

Em que: \bar{H} = altura média estimada; m = número de pontos de amostragem ($m = 1,2, \dots, 30$); h_i = altura da i -ésima regeneração amostrada e limítrofe da unidade amostral ($i = 1,2, \dots, 30$).

4.3 PADRÃO DE DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL

O estudo da distribuição espacial de espécies florestais implica no teste da hipótese do padrão espacialmente aleatório (H_0 : padrão aleatório), contra duas hipóteses alternativas (H_1 : contrária a H_0): padrão agregado ou padrão regular. O padrão aleatório indica independência espacial entre plantas; o padrão agregado caracteriza atração espacial e o padrão regular caracteriza repulsão espacial (ARAÚJO *et al.*, 2014).

Dentre as metodologias utilizadas para descrever o padrão espacial de observações, tem-se a função K de Ripley (RIPLEY, 1977), que tem sido aplicada com frequência para descrever o padrão espacial de espécies florestais (SILVA *et al.*, 2008; BRUZINGA *et al.*, 2013; CAPRETZ *et al.*, 2012; RODE *et al.*, 2010; ANJOS *et al.*, 2004; PEREIRA *et al.*, 2006) e o índice de Moran (LEGENDRE; FORTIN 1989),

ainda pouco aplicado em situações florestais. Nas duas metodologias, obtém-se a inferência sobre a correlação entre observações no espaço geográfico.

4.3.1 Função K de Ripley

A função K de Ripley é uma função de densidade probabilística que considera a variância de todas as distâncias entre todos os pontos georreferenciados. Também chamado de método de segunda ordem, é baseado na contagem e na distância, sendo necessário o conhecimento das coordenadas de cada indivíduo (CAPRETZ *et al.*, 2012). A função K de Ripley avalia a correlação espacial de processos pontuais, não sendo obrigatória a presença de valores referentes aos pontos, mas somente a ocorrência ou não. Por meio dela busca-se avaliar a probabilidade do evento ocorrer num determinado local, sendo essa probabilidade maior quando este evento ocorre de forma agregada (CÂMARA; CARVALHO, 2004).

Dentre as vantagens deste método, destaca-se duas: permitir a detecção do padrão espacial entre indivíduos de um mesmo evento ao longo de diferentes escalas de distâncias simultaneamente e investigar o nível de relação espacial entre dois eventos distintos (CAPRETZ, 2004). O evento pode ser considerado como uma espécie florestal, por exemplo, e os indivíduos sendo cada planta com suas coordenadas (x;y) conhecidas. Quando a função é aplicada para descrever o padrão espacial de um evento, chamamos de caso univariado e quando descreve a relação espacial entre dois eventos diferentes, denomina-se caso bivariado.

Como a função K computa a distância entre todos os pontos no mapa, deve-se aplicar métodos de correção para plantas que estão localizadas na borda do mapa. Isso por que essas plantas não podem ser interpretadas como se não houvesse vizinhos ao seu lado. Estes existem, mas não aparecem por estarem fora dos limites do mapa (CAPRETZ, 2004).

Para isso, o estimador da função K no caso univariado baseia-se na correção isotrópica de bordadura segundo a formulação a seguir (RIPLEY, 1977):

$$\hat{K}(s) = \frac{1}{\bar{\lambda}_n} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_i^{-1}(x_i, x_j) I(\|x_i - x_j\| < s), \text{ para } i \neq j \text{ e } s > 0$$

Em que: n é o número de árvores na região de estudo; x_i e x_j as coordenadas dos pontos do mapa; $\|x_i - x_j\|$ é a distância euclidiana entre as localizações x_i e x_j ; s é um vetor arbitrário de distâncias; $\hat{\lambda}_n = n/|A|$ é o número de árvores dividido pela área da região de estudos, sendo um estimador não viciado da intensidade do processo; $W_1(x_i, x_j)$ é a função de correção isotrópica de bordadura, a qual representa a proporção da circunferência com centro em x_i e com raio $\|x_i - x_j\|$ que está fora da região de estudo, sendo a função definida para qualquer polígono convexo; $I(U)$ é uma função indicadora que assume o valor 1 (um) sempre que a condição U for verdadeira e zero quando falsa.

A utilização da função transformada $\hat{L}(s)$ facilita a interpretação gráfica da função K de Ripley (CAPRETZ, 2004), que pode ser interpretada como:

$$\hat{L}(s) = \sqrt{\frac{\hat{K}_s}{\pi}} - s$$

Em que: $\hat{L}(s)$ é o valor da função \hat{K}_s transformada; \hat{K}_s é o estimador da função de Ripley no caso univariado e s é um vetor de distâncias.

Para a função K bivariada, também chamada de função cruzada, torna possível investigar a relação espacial entre dois grupos de eventos, como por exemplo dois grupos de árvores ou entre árvores e regeneração natural. A estimativa da função K bivariada é feita de forma análoga a função univariada (CAPRETZ, 2004).

$$\hat{K}_{12}(s) = \frac{1}{\hat{\lambda}_1 \hat{\lambda}_2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_1(x_{1i}, x_{2j}) I(\|x_{1i} - x_{2j}\| < s), \text{ para } i \neq j \text{ e } s > 0$$

Em que: $\hat{\lambda}_1 = n_1/|A|$ é o estimador não viciado da intensidade do primeiro processo; $\hat{\lambda}_2 = n_2/|A|$ é o estimador não viciado da intensidade do segundo processo; $W_1(x_{1i}, x_{2j})$ é a função de correção isotrópica de bordadura centrada nas árvores do primeiro processo e $I(U)$ é uma função indicadora centrada nas árvores do primeiro processo.

Nos dois casos, os envelopes de confiança (limites de confiança) são definidos por meio de simulações Monte Carlo. Após a realização de simulações, define-se o intervalo de confiabilidade, que delimita a região de aceitação da hipótese (Hipótese H_0) do padrão espacialmente aleatório (caso univariado) ou independente (caso bivariado). Na construção desse intervalo são armazenados os valores mínimos e máximos de K , obtidos nas simulações para cada distância s .

Para o caso univariado, a hipótese inicial testada é a de completa aleatoriedade espacial, ou seja, que existe ausência de algum tipo de dependência entre pontos de um evento, situação encontrada quando os valores observados estiverem dentro dos envelopes construídos (CAPRETZ *et al.*, 2012). Caso essa hipótese seja rejeitada, existem duas hipóteses alternativas: atração ou repulsão espacial, ou seja, quando os valores estiverem fora dos envelopes. Nessa condição, para valores observados maiores que o limite superior, o padrão é agregado, e se forem menor que o limite inferior, o padrão é regular (FIGURA 1).

No caso bivariado, utiliza-se a técnica de toroidal shifts usada por Barot *et al.* (1999) e a interpretação é semelhante a função univariada, mas nesse caso avalia-se a hipótese de completa independência espacial, ou seja, que existe ausência de algum tipo de dependência entre eventos, situação encontrada quando os valores observados estiverem dentro dos envelopes construídos (CAPRETZ *et al.*, 2012). Caso essa hipótese seja rejeitada, existem duas hipóteses alternativas: atração ou repulsão espacial, ou seja, quando os valores estiverem fora dos envelopes. Nessa condição, para valores observados maiores que o limite superior, o padrão é de atração, e se forem menor que o limite inferior, o padrão é de repulsão (FIGURA 1).

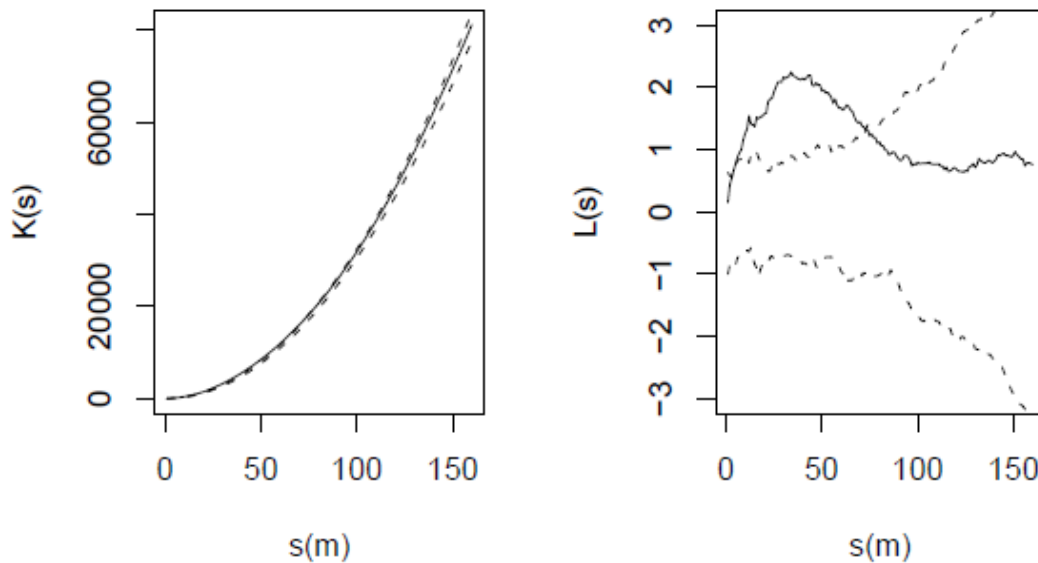


FIGURA 1 - EXEMPLO DE ENVELOPES DE CONFIANÇA PARA INTERPRETAÇÃO DA FUNÇÃO K NA FORMA ORIGINAL ($K(S)$) E TRANSFORMADA ($L(S)$). LINHAS TRACEJADAS REPRESENTAM OS ENVELOPES DE CONFIANÇA E LINHA CONTÍNUA REPRESENTA OS VALORES ESTIMADOS PELA FUNÇÃO K.

FONTE: CAPRETZ *et al.* (2012)

4.3.2 Índice de Moran

O índice de Moran é um indicador estatístico aplicado na descrição do padrão espacial de eventos, mas ainda pouco utilizado em estudos com florestas. Ele avalia a hipótese de existência de padrão aleatório (independência espacial), assim como a função K de Ripley. Contudo, ele é baseado na média de uma variável Z que corresponde a determinada área. Ele mede a relação do desvio padronizado dessa variável, numa área específica, com o desvio padronizado das áreas vizinhas para a mesma variável.

O índice de Moran é fundamental para gerar um mapa indicando as regiões que apresentam correlação quanto a característica de interesse (SANTOS; RAIÁ JÚNIOR, 2006). A semelhança entre pontos próximos é medida a partir da matriz de vizinhança ou de proximidade (CÂMARA *et al.*, 2004b). A escolha e a determinação da medida de proximidade nessa matriz pode ocorrer com base em determinados critérios, dentre os quais: em função do centroide das áreas, do comprimento das fronteiras ou da existência de um lado comum (CÂMARA *et al.*, 2004b). Para que o

índice possa ser aplicado, exige-se que os eventos apresentem estacionaridade de primeira ordem (sem tendência) e de segunda ordem (variância constante). O conceito de estacionaridade pressupõe um comportamento homogêneo da estrutura de correlação espacial ao longo de toda área de estudo (CÂMARA *et al.*, 2004a). De acordo com Câmara *et al.* (2004b), quando existir não-estacionaridade de primeira ordem (tendência), os vizinhos tenderão a ter valores mais parecidos que áreas distantes, pois cada valor é comparado à média global, inflacionando o índice. Da mesma forma, se a variância não é constante, nos locais de maior variância o índice será mais baixo, e vice-versa.

Matematicamente o índice de Moran global pode ser estimado da seguinte maneira:

$$I = \left(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (z_i - z_m)(z_j - z_m) \right) / \sum_{i=1}^n (z_i - z_m)^2$$

Em que: I é o índice de Moran; n é o número de observações; w_{ij} é a matriz normalizada de proximidade espacial; z_i é o valor padronizado do atributo referente a i -ésima observação (ponto); z_j o valor padronizado de seus respectivos vizinhos e z_m é o valor médio do atributo na área de estudo

O índice de Moran varia de -1 a 1 e presta-se a um teste cuja hipótese nula (H_0) é de independência espacial; neste caso, seu valor seria zero. Valores próximos de 1 indicam correlação direta, ou seja, agregação. Já valores negativos e tendendo a -1 retratam correlação inversa, ou seja, repulsão. Uma vez calculado, é importante estabelecer sua validade estatística. Para estimar a significância do índice, é preciso associar a este uma distribuição estatística, sendo mais usual relacionar a estatística de teste à distribuição normal. Outra possibilidade, sem pressupostos em relação à distribuição, e abordagem mais comum é um teste de pseudo-significância (CÂMARA *et al.*, 2004b).

4.4 GEOESTATÍSTICA

O termo Geoestatística etimologicamente designa o estudo estatístico de fenômenos naturais. Foi utilizado originalmente por Matheron, em 1963, que o definia como “a aplicação do formalismo de funções aleatórias no conhecimento e estimativa de fenômenos naturais”. De acordo com Isaaks e Srivastava (1989), a teoria fundamental da Geoestatística prega que, em média, espera-se que unidades amostrais próximas no espaço (ou no tempo) sejam mais similares entre si do que as que estiverem distantes. Além disso, compreender a correlação entre unidades amostrais, antes de tomar alguma conclusão, é essencial no estudo de qualquer fenômeno.

De maneira geral, pode-se afirmar que a maior parte das ocorrências apresentam entre si uma relação que depende da distância (CÂMARA *et al.*, 2004a). Os passos realizados num estudo empregando técnicas de geoestatística incluem: análise exploratória dos dados; análise estrutural (modelagem da estrutura de correlação espacial) e interpolação estatística da superfície.

As técnicas de análise exploratória aplicadas a dados espaciais são essenciais ao desenvolvimento das etapas da modelagem estatística espacial, em geral sensível ao tipo de distribuição, à presença de valores extremos e à ausência de estacionaridade (CÂMARA *et al.*, 2004b).

O segundo passo trata-se da mensuração da relação entre duas variáveis aleatórias sendo realizada por meio da autocorrelação espacial. Índices como o de Moran e o gráfico de semivariância são indicadores robustos da correlação espacial entre variáveis. Valores significativos de índices de correlação espacial são evidências de dependência espacial e indicam que o postulado de independência das amostras, base da maior parte dos procedimentos de inferência estatística, é inválido e que os modelos inferenciais para estes casos devem levar explicitamente o espaço em conta em suas formulações (CÂMARA *et al.*, 2004a).

Os principais conceitos estatísticos que definem a estrutura de dependência espacial dos dados relacionam-se aos efeitos de primeira e segunda ordem. Efeito de primeira ordem é o valor esperado, isto é, a média do processo no espaço. Efeito de segunda ordem é a covariância entre pontos no espaço. Um conceito importante neste tipo de estudo é o de estacionaridade. O processo é considerado estacionário se os

efeitos de primeira e segunda ordem são constantes, em toda região estudada, ou seja, não há tendência. Um processo é isotrópico se, além de estacionário, a covariância depende somente da distância entre os pontos e não da direção entre eles (CÂMARA *et al.*, 2004a).

Quando a variável não apresenta isotropia, alguns cuidados devem ser tomados antes de se fazer as estimativas. Inicialmente identificam-se os eixos de anisotropia, isto é, os eixos de maior e de menor variabilidade espacial da variável em estudo. Isto é realizado com auxílio do mapa de semivariograma. Identificados os eixos de anisotropia, calculam-se os dois semivariogramas experimentais direcionais, relativos às direções de maior e menor variabilidade espacial da variável em estudo, e procede-se o ajuste dos mesmos. Estabelecidos os dois modelos, o passo seguinte é combiná-los num modelo único e consistente para todas as direções (CÂMARA *et al.*, 2004a).

O grau com que as unidades amostrais são semelhantes entre si é dado pela autocorrelação espacial e esta pode ser medida por meio do estudo variográfico. Um semivariograma é uma função crescente da distância (h), uma vez que, em média, a diferença entre os valores observados de dois pontos tende a aumentar com o aumento da distância que os separa (FIGURA 2). Quanto mais rápido for o crescimento do semivariograma, menor será a influência de uma amostra sobre a zona vizinha. Segundo Ribeiro Júnior (1995), o semivariograma (metade do variograma) é o método preferido para caracterizar a estrutura de continuidade espacial de variáveis regionalizadas, devido à sua característica de exigir hipóteses de estacionaridade menos restritivas (Hipótese Intrínseca). Conforme destaca Rodrigues (2004), existem basicamente três tipos de semivariograma:

I – Experimental: obtido a partir de amostras, é o único conhecido.

II – Teórico: também chamado de semivariograma ajustado, é aquele obtido a partir dos modelos de referência.

III – Verdadeiro: é o semivariograma real, sempre desconhecido.

Um semivariograma é composto por uma região ascendente (região geoestatística) e uma região estacionária (região estatística). A região estatística é a região das variáveis aleatórias; a região Geoestatística é a região das funções aleatórias. A semivariância é estimada a partir da estrutura matemática a seguir:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N} \sum_{i=1}^N [Z(x+h) - Z(x)]^2$$

Em que: $\gamma(h)$ = semivariância estimada entre pares de pontos; $N(h)$ = número de pares de valores medidos $Z(x_i)$, $Z(x_i+h)$, separados pela distância h .

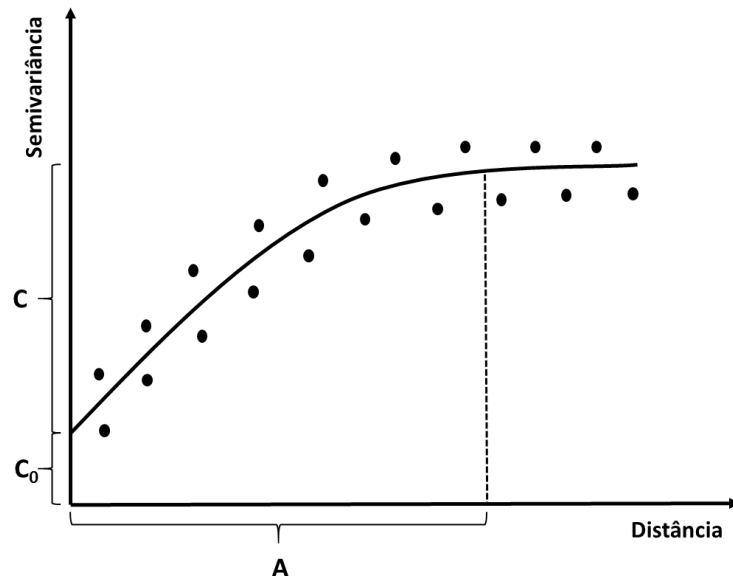


FIGURA 2 - SEMIVARIOGRAMA TEÓRICO EM QUE A É O ALCANCE DA FUNÇÃO, $C + C_0$ É O PATAMAR E C_0 É O EFEITO PEPITA
 FONTE: O autor (2015)

Os parâmetros do semivariograma são:

Alcance (a): distância dentro da qual as amostras apresentam-se correlacionadas espacialmente.

Patamar ($C_0 + C$): é o valor do semivariograma correspondente a seu alcance (a). Deste ponto em diante, considera-se que não existe mais dependência espacial entre as amostras, porque a variância da diferença entre pares de amostras torna-se aproximadamente constante.

Efeito Pepita (C_0): revela a descontinuidade do semivariograma para distâncias menores do que a menor distância entre as amostras. O efeito pepita é o valor da semivariância para a distância zero e representa a componente da variabilidade espacial que não pode ser relacionado com uma causa específica (variabilidade ao acaso). Parte desta descontinuidade pode ser também devida a erros de medição,

sendo impossível quantificar se a maior contribuição provém dos erros de medição ou da variabilidade de pequena escala não captada pela amostragem.

O objetivo principal de uma análise estrutural ou variográfica é ajustar um variograma teórico sobre o variograma experimental, de forma a se modelar o variograma verdadeiro. Dentre os modelos teóricos que existem, destacam-se:

Modelo Gaussiano:

$$\gamma(h) = C_0 + C \left[1 - e^{-\left(\frac{h}{a}\right)^2} \right]$$

Modelo Exponencial:

$$\gamma(h) = C_0 + C \left[1 - e^{-\frac{h}{a}} \right]$$

Modelo Esférico:

$$\gamma(h) = C_0 + C \left[1,5 \frac{h}{a} - 0,5 \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right] \text{ para } h < a$$

$$\gamma(h) = C_0 + C \text{ para } h \geq a$$

Em que: $\gamma(h)$ = semivariância; C_0 = efeito pepita; C = contribuição; a = alcance.

Após a verificação da dependência espacial entre variáveis, é preciso adotar algum dos métodos de interpolação para obter as estimativas. A Geoestatística parte do princípio em que a essência de qualquer estimativa não é apenas reproduzir um número pontual, mas também fornecer indicativos de como o valor real pode variar, em relação ao valor estimado. Nesse contexto, o método da krigagem foi desenvolvido, para suprir a necessidade de uma medida da acuracidade das estimativas, assegurando o menor erro possível. A hipótese implícita no procedimento geoestatístico é que o processo estudado é estacionário (CÂMARA *et al.*, 2004b).

A krigagem é um método de interpolação estatístico de efeito local e global, que considera o valor da variável nas proximidades do ponto a ser estimado. Esse método foi desenvolvido por Matheron, na década de 60 e recebeu o nome de krigagem em homenagem ao Engenheiro de Minas sul-africano Daniel G. Krige, que primeiro desenvolveu e implementou essa fórmula de inferência, Krige em 1951. Krige (1951), trabalhando com dados de mineração de ouro, concluiu que as variâncias obtidas através da abordagem clássica de amostragem, não faziam sentido se não

considerasse as distâncias entre as unidades amostrais. Foi então que Matheron (1963), baseado nestas observações, desenvolveu a teoria das variáveis regionalizadas. O que diferencia a krigagem de outros métodos de interpolação é a estimação de uma matriz de covariância espacial que determina os pesos atribuídos às diferentes amostras, o tratamento da redundância dos dados, a vizinhança a ser considerada no procedimento inferencial e o erro associado ao valor estimado. Além disso, a krigagem também fornece estimadores com propriedades de não tendenciosidade e eficiência (CÂMARA *et al.*, 2004b).

O estimador da krigagem ordinária é:

$$Z(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i)$$

Em que: $Z(x_0)$ = estimativa no ponto não amostrado; $Z(x_i)$ = valor observado no i -ésimo ponto amostral; n = número de pontos amostrados; λ_i = peso associado aos i -ésimo ponto amostrados ($i = 1, 2, 3, \dots, n$).

A técnica de krigagem baseia-se no estudo da variabilidade espacial da característica de interesse. De acordo com Journel e Huijbregts (1978), a técnica da krigagem é superior aos demais interpoladores por permitir calcular o erro associado a cada estimativa (variância da krigagem). Rodrigues (2004) acrescenta que a variância da krigagem está associada ao erro de uma combinação linear e, para o caso especial da geoestatística, determina-se o conjunto ótimo de ponderadores que minimizem a variância, sujeito à condição de não-enviesamento.

Na literatura, poucos são os trabalhos (ANJOS *et al.*, 2004; HIGUCHI *et al.*, 2011; MELLO *et al.*, 2006; ODA-SOUZA *et al.*, 2010; SOUZA *et al.*, 2010), que retratam o comportamento de áreas com vegetação, principalmente nas de florestas naturais, quanto ao aspecto espacial. Esse tipo de estudo é importante para compreender melhor a ecologia de áreas com florestas nativas. Sendo os estudos ainda mais escassos quando trata-se de regeneração natural.

REFERÊNCIAS

ALTOÉ, T. F. **Sustentabilidade de plantações de candeia (*Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish) na produção e qualidade de óleo essencial.** 153 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Departamento de Ciências Florestais, Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2012.

ANJOS, A.; MAZZA, M. C. M.; SANTOS, A. C. M. C.; DELFINI, L. T. Análise do padrão de distribuição espacial da araucária (*Araucaria angustifolia*) em algumas áreas no Estado do Paraná, utilizando a função K de Ripley. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, n. 66, p. 38-45, 2004.

ARAÚJO, E. J. G.; SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M.; SÉ, D. C.; OLIVEIRA, A. D.; MORAIS, V. A.; ALTOÉ, T. F. SCOLFORO, H. F. Sustentabilidade do manejo da candeia nativa (*Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish). In: SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; DAVIDE, A. C. **O manejo sustentável da candeia: o caminhar de uma nova experiência florestal em Minas Gerais.** Lavras: Editora UFLA, 2012a. p. 247-263.

ARAÚJO, E. J. G.; PELISSARI, A. P.; DAVID, H. C.; SCOLFORO, J. R. S.; PÉLLICO NETTO, S. MORAIS, V. A. Relação hipsométrica para candeia (*Eremanthus erythropappus*) com diferentes espaçamentos de plantio em Minas Gerais, Brasil. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, v. 32, n. 71, p. 257-268, 2012b.

ARAÚJO, E. J. G.; DAVID, H. C.; PÉLLICO NETTO, S.; MORAIS, V. A.; SCOLFORO, J. R. S. Padrão espacial de espécies arbóreas em fragmento de floresta estacional semidecidual. **Revista de Ciências Agrárias**, Belém, v. 57, n. 2, p. 166-171, 2014.

BAROT, S.; GIGNOUX, J.; MENAUT, J. Demography of a savanna palm tree: predictions from comprehensive spatial pattern analyses. **Ecology**, Durham, v. 80, p. 1987-2005, 1999.

BARREIRA, S.; SEBBENN, A. M.; KAGEYAMA, P. Y. Herança genética e desequilíbrio de ligação em nove locos isoenzimáticos de *Eremanthus erythropappus*. **Revista do Instituto Florestal**, São Paulo, v. 17, n. 2, p. 183-193, 2005.

BARREIRA, S.; SEBBENN, A. M.; SCOLFORO, J. R. S.; KAGEYAMA, P. Y. Diversidade genética e sistema de reprodução em população nativa de *Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish sob exploração. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, n. 71, p. 119-130, 2006.

BRUZINGA, J. S.; OLIVEIRA, M. L. R.; MACHADO, E. L. M.; LEITE, H. G.; PEREIRA, I. M.; NOGUEIRA, G. S. Distribuição espacial de indivíduos adultos de pequi. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 41, n. 98, p. 249-256, 2013.

CÂMARA, G.; CARVALHO, M. S. Análise espacial de eventos. *In*: DRUCK, S.; CARVALHO, M. S.; CÂMARA, G.; MONTEIRO, A. V. M.; CAMARGO, E. C. G.; FELGUEIRAS, C. A.; CRUZ, O. G.; CORREA, V. **Análise Espacial de Dados Geográficos**. Brasília: Embrapa, 2004. p. 27-41.

CÂMARA, G.; MONTEIRO, A. M.; FUKS, S. D.; CARVALHO, M. S. Análise espacial e geoprocessamento. *In*: DRUCK, S.; CARVALHO, M. S.; CÂMARA, G.; MONTEIRO, A. V. M.; CAMARGO, E. C. G.; FELGUEIRAS, C. A.; CRUZ, O. G.; CORREA, V. **Análise Espacial de Dados Geográficos**. Brasília: Embrapa, 2004a. p. 1-26.

CÂMARA, G.; CARVALHO, M. S.; CRUZ, O. G.; CORREA, V. Análise espacial de áreas. *In*: DRUCK, S.; CARVALHO, M. S.; CÂMARA, G.; MONTEIRO, A. V. M.; CAMARGO, E. C. G.; FELGUEIRAS, C. A.; CRUZ, O. G.; CORREA, V. **Análise Espacial de Dados Geográficos**. Brasília: Embrapa, 2004b. p. 104-147.

CAMARGO, E. C. G.; FUKS, S. D.; CÂMARA, G. Análise espacial de superfícies. *In*: DRUCK, S.; CARVALHO, M. S.; CÂMARA, G.; MONTEIRO, A. V. M.; CAMARGO, E. C. G.; FELGUEIRAS, C. A.; CRUZ, O. G.; CORREA, V. **Análise Espacial de Dados Geográficos**. Brasília: Embrapa, 2004. p. 42-78.

CAMOLESI, J. F.; SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; ACERBI JÚNIOR, F. W.; RUFINI, A. L.; MELLO, J. M. Ajuste, seleção e teste de identidade de modelo para volume e número de moirões da candeia (*Eremanthus erythropappus*). **Cerne**, Lavras, v. 16, n. 4, p. 431-441, 2010.

CAPRETZ, R. L. **Análise dos padrões espaciais de árvores em quatro formações florestais do Estado de São Paulo, através de análises de segunda ordem, como a Função K de Ripley**. 93 f. Dissertação (Mestrado em Ecologia de Agroecossistemas) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004.

CAPRETZ, R. L.; BATISTA, J. L. F.; SOTOMAYOR, J. F. M.; CUNHA, C. R.; NICOLETTI, M. F.; RODRIGUES, R. R. Padrão espacial de quatro formações florestais do estado de São Paulo, através da função k de Ripley. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 22, n. 3, p. 551-565, 2012.

CARVALHO, P. E. R. **Espécies florestais brasileiras: recomendações silviculturais, potencialidades e uso da madeira.** Colombo: EMBRAPA-CNPQ; Brasília: EMBRAPA-SPI, 1994. 640p.

CARVALHO, D.; BARREIRA, S.; MOURA, M. C. O. Genética, manejo e conservação. In: SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; DAVIDE, A. C. **O manejo sustentável da candeia: o caminhar de uma nova experiência florestal em Minas Gerais.** Lavras: Editora UFLA, 2012. p. 237-246.

DALANESI, P. E.; OLIVEIRA-FILHO, A. T.; FONTES, M. A. L. Flora e estrutura do componente arbóreo da floresta do Parque Ecológico Quedas do Rio Bonito, Lavras, MG, e correlações entre a distribuição das espécies e variáveis ambientais. **Acta Botanica Brasilica**, São Paulo, v. 18, n. 4, p. 737-757, 2004.

DAVIDE, A. C.; SILVA, C. S. J.; SILVA, E. A. A.; PINTO, L. V. A.; FARIA J. M. R. Estudos morfo-anatômicos, bioquímicos e fisiológicos durante a germinação de sementes de candeia (*Eremanthus erythropappus*) (DC.) MacLeish. **Revista Brasileira de Sementes**, Londrina, v. 30, n. 2, p.171-176, 2008.

DAVIDE, A. C.; MARTINS, J. C.; DAVIDE, L. M. C.; NERY, M. C.; TONETTI, O. A. O. Produção e tecnologia de sementes de candeia. In: SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; DAVIDE, A. C. **O manejo sustentável da candeia: o caminhar de uma nova experiência florestal em Minas Gerais.** Lavras: Editora UFLA, 2012. p. 29-42.

DAVIDE, A. C.; MELO, L. A. Produção de mudas de candeia. In: SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; DAVIDE, A. C. **O manejo sustentável da candeia: o caminhar de uma nova experiência florestal em Minas Gerais.** Lavras: Editora UFLA, 2012. p. 43-60.

DIAS, H. C. T.; FERNANDES FILHO, E. I.; SCHAEFER, C. E. G. R.; FONTES, L. E. F.; VENTORIM, L. B. Geoambientes do Parque Estadual do Ibitipoca, município de Lima Duarte-MG. **Árvore**, Viçosa, v. 26, n. 6, p. 777-786, 2002.

DONADELLI, F. M. M. Motivações e resultados da certificação florestal: um estudo de caso candeia de valor da candeia. **Ambiente & Sociedade**, São Paulo v. 15, n. 3, p. 97-121, 2012.

DUTRA, R. C.; FERRAZ, S. O.; PIMENTA, D. S.; SOUSA, O. V. Caracterização morfoanatômica das folhas de *Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish, Asteraceae. **Revista Brasileira de Farmacognosia**, Curitiba, v. 20, n. 6, p. 818-824, 2010.

ESTOPA, R. A.; SOUZA, A. M.; MOURA, M. C. O.; BOTREL, M. C. G.; MENDONÇA, E. G.; CARVALHO, D. Diversidade genética em populações naturais de candeia (*Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish). **Scientia Florestalis**, Piracicaba, n. 70, p. 97-106, 2006.

FEITOSA, S. S.; DAVIDE, A. C.; TONETTI, O. A. O.; FABRICANTE, J. R.; LUI, J. J. Estudos de viabilidade de sementes de candeia *Eremanthus erythropappus* (DC.) Macleish por meio de testes de germinação e raios x. **Floresta**, Curitiba, v. 39, n. 2, p. 393-399, 2009.

FUJACO, M. A. G.; LEITE, M. G. P.; MESSIAS, M. C. T. B. Análise multitemporal das mudanças no uso e ocupação do Parque Estadual do Itacolomi (MG) através de técnicas de geoprocessamento. **Revista Escola de Minas**, Ouro Preto, v. 63, n. 4, p. 695-701, 2010.

GALDINO, A. P. P.; BRITO, J. O.; GARCIA, R. F.; SCOLFORO, J. R. S. Estudo sobre o rendimento e qualidade do óleo da candeia (*Eremanthus* spp) e a influência das diferentes origens comerciais da sua madeira. **Revista Brasileira de Plantas Mediciniais**, Botucatu, v. 8, n. 4, p. 44-46, 2006.

GOSLEE, S. C. Behavior of vegetation sampling methods in the presence of spatial autocorrelation. **Plant Ecology**, Dordrecht, v. 187, n. 2, p. 203-212, 2006.

HIGUCHI, P.; SILVA, A. C.; VAN DEN BERG, E.; PIFANO, D. S. Associações espaciais entre indivíduos de diferentes espécies de *Miconia* spp. Ruiz & Pav. (Melastomataceae). **Árvore**, Viçosa, v. 35, n. 3, p. 381-389, 2011.

HILLEN, T.; SCHWAN-ESTRADA, K. R. F.; MESQUINI, R. M.; CRUZ, M. E. S.; STANGARLIN, J. R.; NOZAKI, M. Atividade antimicrobiana de óleos essenciais no controle de alguns fitopatógenos fúngicos in vitro e no tratamento de sementes. **Revista Brasileira de Plantas Mediciniais**, Botucatu, v. 14, n. 3, p. 439-445, 2012.

HIRATA, T. Height estimation through Bitterlich's method. **Journal of the Physical Society of Japan**, v. 37, p. 479-480, 1955.

ISAAKS, E. H.; SRIVASTAVA, R. M. **An introduction to applied geostatistics**. New York: Oxford University Press, 1989. 592p.

JOURNEL, A. G.; HUIJBREGTS, C. J. **Mining Geostatistics**. London: Academic Press, 1978. 600 p.

KRIGE, D. G. A statistical approach to some basic mine valuation problems on the Witwatersrand. **Journal of the Chemical, Metallurgical and Mining Society of South Africa**, v. 52, n. 6, p.119-139, 1951.

LEGENDRE, P.; FORTIN, M. J. Spatial pattern and ecological analysis. **Vegetatio**, v. 80, p. 107-138, 1989.

LEXEROD, N.; EID, T. Recruitment models for Norway Spruce, Scots Pine, Birch and Other Broadleaves in Young Growth Forests in Norway. **Silva Fennica**, Helsinki, v. 39, n. 3, p. 391-406, 2005.

LOEUILLE, B.; LOPES, J. C.; PIRANI, J. R. Taxonomic novelties in *Eremanthus* (Compositae: Vernonieae) from Brazil. **Royal Botanic Gardens, Kew Bulletin**, v. 67, n. 1, p. 1-9, 2012.

MACLEISH, N. F. F. Revision of *Eremanthus* (Compositae: Vernonieae). **Annals of the Missouri Botanical Garden**, Saint Louis, v. 47, n. 2, p. 265-290, 1987.

MAGALHÃES, W. C. S.; MISSAGIA, R. V.; COSTA, F. A. F.; COSTA, M. C. M. Diversidade de fungos endofíticos em candeia *Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish. **Cerne**, Lavras, v. 14, n. 3, p. 267-273, 2008.

MATHERON, G. Principles of geostatistics. **Economic Geology**, v. 58, n. 8, p. 1246-1266, 1963.

MELLO, J. M.; OLIVEIRA, M. S.; BATISTA, J. L. F.; JUSTINIANO JÚNIOR, P. R.; KANEGAE JÚNIOR, H. Uso do estimador geoestatístico para predição volumétrica por talhão. **Floresta**, Curitiba, v. 36, n. 2, p. 251-260, 2006.

MELO, L. A.; DAVIDE, A. C.; TEIXEIRA, L. A. F. Metodologia para resgate de matrizes e enraizamento de estacas de *Eremanthus erythropappus*. **Cerne**, Lavras, v. 18, n. 4, p. 631-638, 2012.

MELO, L. A.; PEREIRA, G. A.; MOREIRA, E. J. C.; DAVIDE, A. C.; SILVA, E. V.; TEIXEIRA, L. A. F. Crescimento de mudas de *Eucalyptus grandis* e *Eremanthus erythropappus* sob diferentes formulações de substrato. **Floresta e Ambiente**, Seropédica, v. 21, n. 2, p. 234-242, 2014.

MINAS GERAIS (Estado). Portaria nº 01, de 5 janeiro de 2007. Dispõe sobre normas para elaboração e execução do Plano de Manejo para Produção Sustentada da

Candeia - *Eremanthus erythropappus* e *Eremanthus incanus* no Estado de Minas Gerais e dá outras providências. **Lex: Publicação - Diário do Executivo - "Minas Gerais"**, de 6 jan. 2007, Belo Horizonte, MG.

MINAS GERAIS (Estado). Resolução Conjunta nº 1804, de 11 janeiro de 2013. Dispõe sobre os procedimentos para autorização da intervenção ambiental no Estado de Minas Gerais e dá outras providências. **Lex: Publicação - Diário do Executivo - "Minas Gerais"**, de 2 fev. 2013a, Belo Horizonte, MG.

MINAS GERAIS (Estado). Resolução Conjunta nº 1905, de 12 agosto de 2013. Dispõe sobre os processos de autorização para intervenção ambiental no âmbito do Estado de Minas Gerais e dá outras providências. **Lex: Publicação - Diário do Executivo - "Minas Gerais"**, de 12 ago. 2013b, Belo Horizonte, MG.

MORI, C. L. S. O.; BRITO, J. O.; SCOLFORO, J. R. S.; VIDAL, E. J.; MENDES, L. M. Influence of altitude, age and diameter on yield and alpha-bisabolol content of candeia trees (*Eremanthus erythropappus*). **Cerne**, Lavras, v. 15, n. 3, p. 339-345, 2009.

MORI, C. L. S. O.; MORI, F. A.; MENDES, L. M. Caracterização anatômica, química e física da madeira de candeia (*Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish). **Cerne**, Lavras, v. 16, n. 4, p. 451-456, 2010.

ODA-SOUZA, M.; BATISTA, J. L. F.; RIBEIRO JR, P. J.; RODRIGUES, R. R. Comparação das estruturas de continuidade espacial em quatro formações florestais do estado de São Paulo. **Floresta**, Curitiba, v. 40, n. 3, p. 515-522, 2010.

OLIVEIRA, J. T. S.; SOUZA, L. C.; LUCIA, R. M. D.; SOUZA JÚNIOR, W. P. Influência dos extrativos na resistência ao apodrecimento de seis espécies de madeira. **Árvore**, Viçosa, v. 29, n. 5, p. 819-826, 2005.

OLIVEIRA, A. D.; RIBEIRO, I. S. A.; SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M.; ACERBI JUNIOR, F. W.; CAMOLESI, J. F. Market chain analysis of candeia timber (*Eremanthus erythropappus*). **Cerne**, Lavras, v. 15, n. 3, p. 257-264, 2009.

OLIVEIRA, A. D.; RIBEIRO, I. S. A.; SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M.; REZENDE, J. L. P. Economic analysis of sustainable management of candeia. **Cerne**, Lavras, v. 16, n. 3, p. 335-345, 2010.

OLIVEIRA, G. M. V.; MELLO, J. M.; LIMA, R. R.; SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D. Tamanho e forma de parcelas experimentais para *Eremanthus erythropappus*. **Cerne**, Lavras, v. 17, n. 3, p. 327-338, 2011.

OLIVEIRA, A. D.; ANDRADE, I. S.; SCOLFORO, J. R. S. Análise econômica do manejo sustentável da candeia. In: SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; DAVIDE, A. C. **O manejo sustentável da candeia: o caminhar de uma nova experiência florestal em Minas Gerais**. Lavras: Editora UFLA, 2012a. p. 281-293.

OLIVEIRA, A. D.; SCOLFORO, J. R. S.; ANDRADE, I. S.; CAMOLESI, J. F. O comércio dos produtos da candeia: aspectos sociais e econômicos. In: SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; DAVIDE, A. C. **O manejo sustentável da candeia: o caminhar de uma nova experiência florestal em Minas Gerais**. Lavras: Editora UFLA, 2012b. p. 295-315.

PAES, J. B.; FONSÊCA, C. M. B.; LIMA, C. R.; SOUZA, A. D. Eficiência do óleo de candeia na melhoria da resistência da madeira de sumaúma a cupins. **Cerne**, Lavras, v. 16, n. 2, p. 217-225, 2010.

PALUDO, G. F.; MANTOVANI, A.; REIS, M. S. Regeneração de uma população natural de *Araucaria angustifolia* (Araucariaceae). **Árvore**, Viçosa, v. 35, n. 5, p. 1107-1119, 2011.

PAUSAS, J. G.; RIBEIRO, E.; VALLEJO, R. Post-fire regeneration variability of *Pinus halepensis* in the eastern Iberian Peninsula. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, n. 203, p. 251-259, 2004.

PEDRALLI, G. Estrutura diamétrica, vertical e análise do crescimento da candeia (*Vanillosmopsis erythropappa* Schult. Bip.) na Estação Ecológica do Tripuí, Ouro Preto - MG. **Árvore**, Viçosa, v. 21, n. 2, p. 301-306, 1997.

PÉLLICO NETTO, S.; BRENA, D. A. **Inventário florestal**. Curitiba, 1997. 316 p.

PEREIRA, A. A.; PÉLLICO NETTO, S.; CARVALHO, L. M. T. Análise da distribuição espacial de Jequitibá Rosa em uma Floresta Estacional Sub-Montana. **Acadêmica**, Curitiba, v. 4, n. 2, p. 21-34, 2006.

PÉREZ, J. F. M.; SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; MELLO, J. M.; BORGES, L. F. R.; CAMOLESI, J. F. Sistema de manejo para a candeia - *Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish – a opção do sistema de corte seletivo. **Cerne**, Lavras, v. 10, n. 2, p. 257-273, 2004.

PRODAN, M. Punktstichprobe fur die forsteinrichtung. *Forest. U. Holzwirt*, v. 23, n. 11, p. 225-226, 1968.

RIBEIRO JÚNIOR, P. J. **Métodos geoestatísticos no estudo da variabilidade espacial de parâmetros do solo**. 99 f. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracacaba, 1995.

RIBEIRO, A. O.; SILVA, A. F.; CASTRO, A. H. F. Identificação de espécies da família Asteraceae, revisão sobre usos e triagem fitoquímica do gênero *Eremanthus* da Reserva Boqueirão, Ingai-MG. **Revista Brasileira de Plantas Mediciniais**, Botucatu, v. 12, n. 4, p. 456-465, 2010.

RIPLEY, B. D. Modelling Spatial Patterns. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 39, p. 172-212, 1977.

RODE, R.; FIGUEIREDO FILHO, A.; MACHADO, S. A.; GALVÃO, F. Análise do padrão espacial de espécies e de grupos florísticos estabelecidos em um povoamento de *Araucaria angustifolia* e em uma Floresta Ombrófila Mista no centro-sul do Paraná. **Floresta**, Curitiba, v. 40, n. 2, p. 255-268, 2010.

RODRIGUES, R. R.; MARTINS, S. V.; BARROS, L. C. Tropical Rain Forest regeneration in an area degraded by mining in Mato Grosso State, Brazil. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 190, p. 323-333, 2004.

ROSUMEK, F. B. Associação de *Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish (Asteraceae) com formigas e sua relação com a mirmecofauna do solo em floresta de altitude, região central de Minas Gerais. **Lundiana**, Belo Horizonte, v. 9, n. 1, p. 41-47, 2008.

SALUSTIANO, M. E.; FERRAZ FILHO, A. C.; POZZA, E. A.; CASTRO, H. A. Extratos de candeia (*Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish) na inibição in vitro de *Cylindrocladium scoparium* e de quatro espécies de ferrugens. **Cerne**, Lavras, v. 12, n. 2, p. 189-193, 2006.

SANTOS, L.; RAIÁ JÚNIOR, A. A. Análise espacial de dados geográficos: a utilização da Exploratory Spatial Data Analysis - ESDA para identificação de áreas críticas de acidentes de trânsito no município de São Carlos (SP). **Sociedade & Natureza**, Uberlândia, v. 18, n. 35, p. 97-107, 2006.

SANTOS, R. C.; MENDES, L. M.; MORI, F. A.; MENDES, R. F. Aproveitamento de resíduos da madeira de candeia (*Eremanthus erythropappus*) para produção de painéis cimento-madeira. **Cerne**, Lavras, v. 14, n. 3, p. 241-250, 2008.

SANTOS, R. C.; MENDES, L. M.; MORI, F. A.; MENDES, R. F. Chapas de partículas aglomeradas produzidas a partir de resíduos gerados após a extração do óleo da

madeira de candeia (*Eremanthus erythropappus*). **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 37, n. 84, p. 437-446, 2009.

SANTOS, R. C.; CARNEIRO, A. C. O.; CASTRO, A. F. N. M.; CASTRO, R. V. O.; PIMENTA, A. S.; ARAÚJO, S. O.; ATAÍDE, G. M. Efeito inibidor da madeira de candeia em misturas com aglutinantes minerais. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 40, n. 93, p. 113-119, 2012.

SCHWEIGER, J.; STERBA, H. A model describing natural regeneration recruitment of Norway spruce (*Picea abies* (L.) Karst.) in Austria. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 97, n. 2, p. 107-118, 1997.

SCOLFORO, J. R. S.; PERÉZ, J. F. M.; MELLO, J. M.; OLIVEIRA, A. D.; CAMOLESI, J. F.; BORGES, L. F. R.; ACERBI JÚNIOR, F. W. Estimativa de volume, peso seco, peso de óleo e quantidade de moirões para a candeia (*Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish). **Cerne**, Lavras, v. 10, n.1, p. 87-102, 2004.

SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M. **Inventário Florestal**. Lavras: UFLA/FAEPE, 2006. 561 p.

SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; SILVA, C. P. C.; ANDRADE, I. S. CAMOLESI, J. F.; BORGES, L. F. R.; PAVAN, V. M. M. **O manejo da candeia nativa**. Lavras: Editora UFLA, 2008. 44 p. Boletim Técnico.

SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; DAVIDE, A. C. **O manejo sustentável da candeia: o caminhar de uma nova experiência florestal em Minas Gerais**. Lavras: Editora UFLA, 2012a. 329 p.

SCOLFORO, J. R. S.; LOEUILLE, B. F. P.; ALTOÉ, T. F. Caracterização da candeia. In: SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; DAVIDE, A. C. **O manejo sustentável da candeia: o caminhar de uma nova experiência florestal em Minas Gerais**. Lavras: Editora UFLA, 2012b. p. 19-27

SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; DAVIDE, A. C.; SILVA, C. P. C.; MELLO, J. M.; BOTELHO, S. A.; SCOLFORO, H. F.; ANDRADE, I. S.; MARTINS, J. C.; MORAIS, V. A.; ALTOÉ, T. F. Manejo de plantações de candeia. In: SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; DAVIDE, A. C. **O manejo sustentável da candeia: o caminhar de uma nova experiência florestal em Minas Gerais**. Lavras: Editora UFLA, 2012c. p. 61-97.

SCOLFORO, J. R. S.; CAMOLESI, J. F.; OLIVEIRA, A. D.; MELLO, J. M.; ACERBI JÚNIOR, F. W.; SILVA, C. P. C.; ANDRADE, I. S.; PAVAN, V. M. M.; ABREU, E. C. R. Inventário em candeiais nativos (*Eremanthus erythropappus*) em Minas Gerais. In: SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; DAVIDE, A. C. **O manejo sustentável da candeia: o caminhar de uma nova experiência florestal em Minas Gerais**. Lavras: Editora UFLA, 2012d. p. 153-162.

SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; ACERBI JÚNIOR, F. W.; SILVA, C. P. C.; ANDRADE, I. S.; PAVAN, V. M. M.; FERAZ FILHO, A. C. Opções de manejo sustentável para a candeia. In: SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; DAVIDE, A. C. **O manejo sustentável da candeia: o caminhar de uma nova experiência florestal em Minas Gerais**. Lavras: Editora UFLA, 2012e. p. 163-213.

SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; DAVIDE, A. C.; MELLO, J. M.; ACERBI JUNIOR, F. W. Manejo sustentado da candeia (*Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish e *Eremanthus incanus* (Less.) Less.). Disponível em: <http://www.nucleoestudo.ufla.br/nemaf/candeia/relatorio_projeto.pdf>. Acesso em: 20/10/2014.

SILVA, A. C.; VIEIRA, C. T.; ROSADO, S. C. S. Variabilidade em *Eremanthus erythropappus* para resposta à inoculação micorrízica. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 9, n. 3, p. 400-405, 2005.

SILVA, A. C.; ROSADO, S. C. S.; CALEGARIO, N.; RODRIGUES, E. A. C.; OLIVEIRA A. N.; VIEIRA, C. T. Variações genéticas na qualidade do sistema radicular de mudas de candeia (*Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish). **Árvore**, Viçosa, v.31, n.4, p.609-617, 2007.

SILVA, M. A.; MELLO, J. M.; SCOLFORO, J. R. S.; CZANCK JÚNIOR, L.; ANDRADE, I. S.; OLIVEIRA, A. D. Análise da distribuição espacial da candeia (*Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish) sujeita ao sistema de manejo porta-sementes. **Cerne**, Lavras, v. 14, n. 4, p. 311-316, 2008.

SILVA, C. S. J.; OLIVEIRA, A. D.; REZENDE, J. L. P.; MELLO, J. M.; SCOLFORO, J. R. S. Economic feasibility and rotation age for Stands of candeia (*Eremanthus erythropappus*). **Cerne**, Lavras, v. 18, n. 4, p. 695-706, 2012a.

SILVA, C. P. C.; COELHO JUNIOR, L. M.; OLIVEIRA, A. D.; SCOLFORO, J. R. S.; REZENDE, J. L. P.; LIMA, I. C. G. Economic analysis of agroforestry systems with candeia. **Cerne**, Lavras, v. 18, n. 4, p. 585-594, 2012b.

SILVA, C. S. J.; OLIVEIRA, A. D.; COELHO JÚNIOR, L. M.; SCOLFORO, J. R. S.; SOUZA, A. N. Viabilidade econômica e rotação florestal de plantios de candeia (*Eremanthus erythropappus*), em condições de risco. **Cerne**, Lavras, v. 20, n. 1, p. 113-122, 2014.

SILVÉRIO, M. S.; SOUSA, O. V.; DEL-VECHIO-VIEIRA, G.; MIRANDA, M. A.; MATHEUS, F. C.; KAPLAN, M. A. C. Propriedades farmacológicas do extrato etanólico de *Eremanthus erythropappus* (DC.) McLeisch (Asteraceae). **Revista Brasileira de Farmacognosia**, v. 18, n. 3, p. 430-435, 2008.

SIQUEIRA, F. F.; PINTO, L. V. A.; PEREIRA, A. J. Efeito da salinização e da época de dispersão das sementes na emergência de plântulas de candeia (*Eremanthus erythropappus*). **Agrogeoambiental**, v. 1, n. 2, p. 11-17, 2009.

SOUZA, O. V. S.; OLIVEIRA, M. S.; RABELLO, S. V.; CUNHA, R. O.; COSTA, B. L. S.; LEITE, M. N. Estudo farmacognóstico de galhos de *Vanillosmopsis erythropappa* Schult. Bip. - Asteraceae. **Revista Brasileira de Farmacognosia**, v. 13, p. 50-53, 2003.

SOUZA, A. L.; OLIVEIRA, M. L. R.; SILVA, E. F.; COELHO, D. J. S. Caracterização fitossociológica em áreas de ocorrência natural de candeia (*Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish). **Árvore**, Viçosa, v. 31, n. 4, p. 667-677, 2007.

SOUZA, G. S.; LIMA, J. S. S.; XAVIER, A. C.; ROCHA, W. S. D. Krigagem ordinária e inverso do quadrado da distância aplicados na espacialização de atributos químicos de um argissolo. **Scientia Agraria**, Curitiba, v. 11, n. 1, p. 73-81, 2010.

STRAND, L. Sampling for volume along a line. *Meddelelser Fra Det Norske Skogforsoksvesen*, v. 51, p. 327-331, 1958.

TONETTI, O. A. O.; DAVIDE, A. C.; SILVA, E. A. A. Qualidade física e fisiológica de sementes de *Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish. **Revista Brasileira de Sementes**, Londrina, vol. 28, n. 1, p. 114-121, 2006.

VELTEN, S. B.; GARCIA, Q. S. Efeitos da luz e da temperatura na germinação de sementes de *Eremanthus* (Asteraceae), ocorrentes na Serra do Cipó, MG, Brasil. **Acta Botanica Brasilica**. v. 19, n. 4, p. 753-761, 2005.

VENTURIN, N.; SOUZA, P. A.; MACEDO, R. L. G.; NOGUEIRA, F. D. Adubação mineral da candeia (*Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish). **Floresta**, Curitiba, v. 35, n. 2, p. 211-219, 2005.

VIANI, R. A. G.; DURIGAN, G.; MELO, A. C. G. A regeneração natural sob plantações florestais: desertos verdes ou redutos de biodiversidade? **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 20, n. 3, p. 533-552, 2010.

VIEIRA, F. A.; FAJARDO, C. G.; CARVALHO, D. Floral biology of candeia (*Eremanthus erythropappus*, Asteraceae). **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, v. 32, n. 72, p. 477-481, 2012. Nota científica.

CAPÍTULO 1

DIAGNÓSTICO ESPACIAL DA REGENERAÇÃO NATURAL DE *Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish

RESUMO

Dada a importância de conhecer as características ecológicas de espécies florestais, o objetivo deste trabalho foi analisar e descrever a estrutura espacial da regeneração natural da espécie *Eremanthus erythropappus* em áreas submetidas ao sistema de manejo com porta sementes. Os dados foram coletados em 46 populações submetidas ao manejo com porta sementes na região sul de Minas Gerais. Em cada Unidade de Estudo (UE) foram contabilizados e georreferenciados todas as plantas de *Eremanthus erythropappus* (arbóreo). Em cada regeneração também foi mensurada a altura total. Aplicou-se a função K de Ripley univariada e o índice de Moran para descrever o padrão espacial da regeneração. Para verificar a relação espacial da regeneração com as plantas arbóreas (*Eremanthus erythropappus* e outras espécies) e com as cepas de *Eremanthus erythropappus*, aplicou-se a função K de Ripley bivariada. As duas metodologias apresentaram resultados semelhantes, indicando que o padrão predominante de *Eremanthus erythropappus* é o agregado e, em alguns casos, varia entre o agregado e o aleatório. Além disso, predomina o padrão de interação entre a regeneração e as cepas remanescentes das árvores removidas no manejo florestal, significando uma relação entre a brotação da regeneração e as cepas remanescentes.

Palavras-chave: Padrão espacial, Agregação, Candeia, Correlação Espacial

SPATIAL DIAGNOSTIC OF NATURAL REGENERATION OF *Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish

ABSTRACT

Considering the importance of knowing the ecological characteristics of forest species, the aim of this study was to describe the spatial pattern of natural regeneration of *Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish, after application of a management system with seed-trees. Data from 46 populations to the management with seed-trees were collected in the southern region of Minas Gerais. In each population all plants (regenerating individuals, trees and remained plants after harvesting operation). Trees of other species were also recorded and georeferenced. In each regeneration was also measured the total height. It was also applied the univariate Ripley's K index and the Moran index to describe the spatial regeneration pattern of *Eremanthus erythropappus*. To check the spatial relationship of regenerations with individual trees (*Eremanthus erythropappus* and other species) and the stumps it was applied the Ripley's K bivariate function. The two methodologies presented similar results, indicating that the *Eremanthus erythropappus* pattern is predominantly aggregate and, in some cases, varies from aggregate a random pattern. Furthermore, there is a predominant pattern of interaction between regeneration and the remaining stumps from removed trees during the forest management, meaning a relationship between the sprouting regeneration and the remaining stumps.

Key words: Spatial pattern, Aggregation, Candeia, Spatial correlation

1 INTRODUÇÃO

O sistema de manejo com porta sementes é o mais utilizado para *Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish (candeia) em áreas nativas. Para verificar a sustentabilidade dessa prática, é preciso compreender, dentre outros fatores, o padrão de distribuição espacial de sua regeneração natural. Isso permite avaliar como os processos ecológicos interferem no desenvolvimento de uma espécie (CAPRETZ *et al.*, 2012). Ainda, é preciso relacionar o padrão espacial com o crescimento, competição, reprodução e mortalidade (ANJOS, 1998), buscando entender os possíveis processos ecológicos responsáveis pelo padrão (PALUDO *et al.*, 2011).

Um dos principais fatores que explica o padrão espacial da regeneração de espécies florestais é a síndrome de dispersão das sementes (CAPRETZ *et al.*, 2012; SILVA *et al.*, 2008). O padrão agregado é comum em florestas tropicais, formando mosaicos, nos quais há predominância de algumas espécies, em razão de fatores ambientais, em especial à luminosidade, quando se trata de espécies exigentes a luz (HIGUCHI *et al.*, 2011). A agregação de espécies foi verificada em diversos trabalhos (DALMASO *et al.*, 2013; MACHADO *et al.*, 2012; SCALON *et al.*, 2012; RODE *et al.*, 2010; SILVA *et al.*, 2008; ANJOS *et al.*, 2004) e o conhecimento do padrão espacial permite definir critérios de manejo (SCALON *et al.*, 2012) e metodologias adequadas de amostragem para a regeneração (PALUDO *et al.*, 2011; BRUZINGA *et al.*, 2013; SILVA *et al.*, 2008).

O estudo da distribuição espacial de espécies florestais implica no teste da hipótese do padrão espacialmente aleatório (H_0 : padrão aleatório), contra duas hipóteses alternativas (H_1 : contrária a H_0): padrão agregado ou padrão regular. O padrão aleatório indica independência espacial entre plantas da espécie; o padrão agregado caracteriza atração espacial, enquanto o padrão regular caracteriza repulsão espacial (ARAÚJO *et al.*, 2014).

Dentre as metodologias utilizadas para descrever o padrão espacial de observações, tem-se a função K de Ripley (RIPLEY, 1977), que tem sido aplicada com frequência para descrever o padrão espacial de espécies florestais (SILVA *et al.*, 2008; BRUZINGA *et al.*, 2013; CAPRETZ *et al.*, 2012; RODE *et al.*, 2010; ANJOS *et al.*, 2004; HIGUCHI *et al.*, 2011; PEREIRA *et al.*, 2006) e o índice de Moran (LEGENDRE; FORTIN 1989), que ainda é pouco aplicado em situações florestais. Nas

duas metodologias, a principal informação é a inferência sobre a correlação entre observações no espaço geográfico.

O objetivo deste trabalho foi analisar e descrever a estrutura espacial da regeneração natural da espécie *Eremanthus erythropappus* em áreas submetidas ao sistema de manejo com porta sementes.

2 MATERIAL E MÉTODOS

2.1 ÁREA DE ESTUDO

Os dados para esta pesquisa foram coletados em 46 Unidades de Estudo (UEs), com área de 300 m² e formato de polígono regular de 12 lados (ARAÚJO *et al.*, 2012), com a espécie florestal *E. erythropappus* (candeia) após terem sido submetidas ao sistema de manejo com porta sementes. Todas as UEs localizam-se na região Sul do Estado de Minas Gerais, distribuídas em cinco municípios diferentes, entre as coordenadas 22°16'48" S, 45°24'20" W e 21°59'04" S, 44°45'16" W (FIGURA 1.1). A altitude média da região de estudos varia de 950 m a 1.750 m, com precipitação média anual entre 1.600 mm e 1.700 mm e temperatura média anual variando de 16 °C a 17 °C. Os solos predominantes são Cambissolo Húmico, Neossolo Litólico e Argissolo Vermelho (CARVALHO *et al.*, 2008).

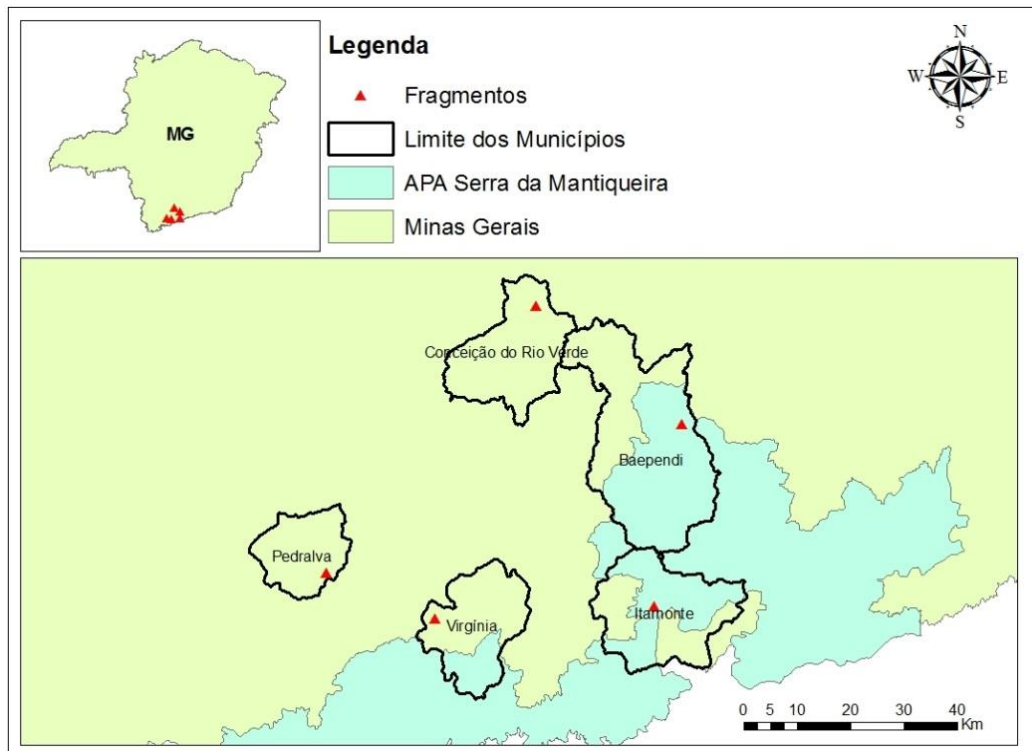


FIGURA 1.1 - LOCALIZAÇÃO GEOGRÁFICA DOS MUNICÍPIOS ONDE ESTÃO INSTALADAS AS UNIDADES DE ESTUDO

FONTE: O autor (2015)

2.2 COLETA DE DADOS

Em cada UE contabilizou-se quatro tipos de eventos: plantas regenerantes de candeia (altura $\geq 0,05$ m ou diâmetro a 1,30 m do solo < 5 cm), plantas arbóreas de candeia (diâmetro a 1,30 m do solo ≥ 5 cm), plantas arbóreas de outras espécies (diâmetro a 1,30 m do solo ≥ 5 cm) e de tocos de candeia provenientes das árvores removidas durante o manejo. Cada evento foi denominado de regeneração (R), Porta sementes (PS), Nativas (N) e Tocos (T), respectivamente. Para cada evento, em cada UE, obteve-se as coordenadas cartesianas (x, y) a partir da origem (0,0), que foi definida como o centro de cada Unidade de Estudo. As coordenadas foram obtidas com auxílio de croqui milimetrado. Os eventos regeneração, porta sementes, nativas e tocos foram encontrados em 46, 39, 34 e 46 UEs, respectivamente.

2.3 ANÁLISE DOS DADOS

As coordenadas cartesianas de cada evento foram tabuladas em planilhas eletrônicas e as análises realizadas aplicando a função K de Ripley (RIPLEY, 1977) e o índice de Moran: Para a função K utilizou-se o software Spatial Point Pattern Analysis (SPPA), versão 2.0 e para o índice de Moran o software ArcGIS 10.2.

A função K de Ripley analisou o padrão espacial do evento regeneração (caso univariado) e sua relação espacial (caso bivariado) com os eventos porta sementes, nativas e tocos. Foram avaliadas as relações entre pares de eventos (pares de pontos) a cada 5 cm (h), pois trata-se de regeneração natural. Não existe uma regra para a determinação do valor de h, sendo esse dependente do fenômeno a ser estudado e do interesse da pesquisa. A distância máxima considerada foi de 10 m, que corresponde à metade de um dos lados da área que limita a Unidade de Estudo, que no presente caso é de 20 m. Isso foi definido porque em áreas retangulares, o estimador da função K de Ripley é não viciado para distâncias inferiores à metade do menor lado do retângulo (DIGGLE, 2003). O número (m) de simulações Monte Carlo utilizadas para construir os envelopes de confiança, com $(1/(1+m)) \times 100\%$ de probabilidade, tanto no caso univariado quanto no bivariado, foi de 999 simulações.

Sendo assim, o teste de hipótese do padrão espacial de completa aleatoriedade (H_0) foi realizado com 99% de probabilidade, conforme aplicado por Anjos *et al.* (2004).

O teste para o índice de Moran, foi feito com 99% de probabilidade, em que testou-se a hipótese H_0 : padrão aleatório da regeneração. Quando o teste foi significativo, essa hipótese foi rejeitada e duas possibilidades contrárias a H_0 : repulsão ou agregação foram avaliadas. O índice de Moran pode assumir valores entre -1 e 1. Valores próximos de 1 indicam agregação e valores próximos de -1 indicam repulsão. Valores próximos de zero retratam um padrão espacial aleatório (LOREGIAN *et al.*, 2012). A análise foi realizada com base na normalização do valor original. Quando os valores normalizados de z-scores encontravam-se entre -2,58 e 2,58, região de aceitação da hipótese H_0 , o padrão encontrado foi o aleatório. Quando z-score > 2,58, o padrão espacial foi de agregação e quando z-score < -2,58, o padrão foi de repulsão, com 99% de probabilidade. A variável utilizada para a análise foi a altura total (ht) das regenerações, mensurada com régua graduada, e os cálculos baseados no método do inverso da distância, com a distância euclidiana.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

O número total de UEs analisadas, por meio da função K de Ripley, nas condições univariada (R) e bivariada (R+PS; R+N e R+T) dependem da ocorrência de cada evento na UE (TABELA 1.1).

TABELA 1.1 - UNIDADES DE ESTUDO OBSERVADAS PARA OS PADRÕES ESPACIAIS

PADRÃO ESPACIAL	VALORES ABSOLUTOS (NÚMERO DE POPULAÇÕES)				VALORES RELATIVOS (%)			
	R	R + PS	R + N	R + T	R	R + PS	R + N	R + T
Agregação (A)	25	0	0	0	54	0	0	0
Aleatoriedade (B)	1	31	15	16	2	79	44	35
Repulsão (C)	0	0	0	0	0	0	0	0
A+B	16	4	8	28	35	10	24	61
B+C	0	4	11	2	0	10	32	4
A+B+C	4	0	0	0	9	0	0	0
Total	46	39	34	46	100	100	100	100

FONTE: O autor (2015)

No caso univariado, a regeneração natural da candeia apresentou padrão espacial totalmente agregado (A) em 54% das UEs, podendo isso ser explicado pelo recrutamento das plantas (CAPRETZ *et al.*, 2012). A agregação da regeneração natural já foi verificada em diversas espécies florestais (CAPRETZ *et al.*, 2012; ANJOS *et al.*, 2004; SILVA *et al.*, 2008; PALUDO *et al.*, 2011; PALUDO *et al.*, 2009) e isso está diretamente relacionado com a síndrome de dispersão de sementes (PALUDO *et al.*, 2009). Espécies que possuem dispersão pelo vento, como é o caso da candeia, podem favorecer a formação de agregados, dependendo da direção do vento, onde desenvolvem-se inicialmente várias plantas. Com o passar do tempo, as plantas de um agregado competem entre si pelos recursos disponíveis, condicionando a mortalidade de parte deles. Essa competição provavelmente interfere no padrão espacial, pois 35% das UEs apresentaram padrão espacial variando entre o agregado e o aleatório (A+B). Das 16 (35%) UEs que apresentaram esse comportamento, apenas três delas estão em fase inicial de desenvolvimento (8 meses de idade) e a maioria possui entre 44 a 59 meses de idade, ou seja, a mortalidade de algumas plantas pode ter modificado o arranjo espacial da regeneração natural. Dentre as 25 (54%) UEs que apresentaram agregação total (A), 12 estão em fase inicial de desenvolvimento e 13 com idades avançadas, porém, estas últimas são

caracterizadas por apresentarem as maiores áreas basais do estrato arbóreo (Porta Sementes e Nativas). Nessas condições observou-se que a regeneração natural da candeia forma agregados nas clareiras, onde a disponibilidade de luz é maior e este é um recurso imprescindível para o desenvolvimento dela (SCOLFORO *et al.*, 2014).

Em quatro UEs o padrão espacial variou entre o agregado, aleatório e repulsivo. Essa mudança ao longo das escalas de distâncias é comum em espécies florestais (ANJOS *et al.*, 2004; BRUZINGA *et al.*, 2013; CAPRETZ *et al.*, 2012; DALMASO *et al.*, 2013; MACHADO *et al.*, 2012; PALUDO *et al.*, 2011), principalmente devido aos fatores do ambiente que influenciam no seu desenvolvimento e estabelecimento, além de características próprias da espécie (ARAÚJO *et al.*, 2014). Para Rode *et al.* (2010), a biologia reprodutiva, fenologia e fatores abióticos, como intensidade de luz, água, temperatura, tipo de solos e disponibilidade de nutrientes são características que influenciam nas estratégias de estabelecimento de uma espécie.

O padrão espacial de cada UE por meio da Função K e o teste para o índice de Moran constam na TABELA 1.2. Das 46 UEs analisadas, o teste para o índice de Moran foi significativo (p -valor $< 0,01$) em 26 delas conferindo agregação da regeneração. Esse resultado é semelhante aos obtidos pela função K de Ripley, contudo, em sete UEs em que a função K detectou padrão totalmente agregado, o índice de Moran classificou como padrão aleatório (p -valor $> 0,01$). Essas UEs foram as que apresentaram baixa densidade de regenerações e elevada área basal do estrato arbóreo com relação direta entre o p -valor e a área basal (FIGURA 1.2A). Em 19 UEs o teste para o índice de Moran foi não significativo (p -valor $> 0,01$), indicando aceitação da hipótese de completa aleatoriedade espacial. No entanto, a função K de Ripley tendeu a classificar o padrão espacial como variável entre o agregado e o aleatório, dependendo da escala de distância. Nesse caso, a relação p -valor em função da área basal é inversa (FIGURA 1.2B).

TABELA 1.2 - ESTATÍSTICAS OBTIDAS PARA O ÍNDICE DE MORAN NAS 46 UNIDADES DE ESTUDOS E SEUS RESPECTIVOS PADRÕES ESPACIAIS, COM 99% DE PROBABILIDADE

UE	ÍNDICE DE MORAN	VALOR DE Z	P-VALOR	PADRÃO MORAN	RIPLEY
1	0,0906	3,0028*	0,0027	Agregado	Agregado
2	0,2142	11,876*	0,0000	Agregado	Agregado
3	0,0038	0,3117	0,7552	Aleatório	Variável
4	0,2767	5,7887*	0,0000	Agregado	Variável
5	0,1880	9,3582*	0,0000	Agregado	Agregado
6	0,3603	7,5983*	0,0000	Agregado	Agregado
7	0,4141	8,5382*	0,0000	Agregado	Variável
8	0,2985	7,1610*	0,0000	Agregado	Agregado
9	0,4083	7,4753*	0,0000	Agregado	Agregado
10	0,2873	10,657*	0,0000	Agregado	Agregado
11	0,0456	3,3915*	0,0007	Agregado	Agregado
12	0,2077	2,3877	0,0170	Aleatório	Variável
13	0,3633	25,113*	0,0000	Agregado	Agregado
14	0,0775	5,8246*	0,0000	Agregado	Agregado
15	-0,0040	1,5295	0,1261	Aleatório	Variável
16	-0,2861	-0,337	0,7355	Aleatório	Variável
17	0,0692	1,6062	0,1082	Aleatório	Agregado
18	-0,1637	-0,644	0,5190	Aleatório	Variável
19	0,0909	3,7854*	0,0002	Agregado	Agregado
20	0,3507	1,9635	0,0496	Aleatório	Variável
21	0,1326	2,2223	0,0263	Aleatório	Agregado
22	0,0484	1,3983	0,1620	Aleatório	Agregado
23	-0,2000	-1,673	0,0943	Aleatório	Variável
24	0,0961	1,6254	0,1041	Aleatório	Variável
25	0,1361	3,0886*	0,0020	Agregado	Agregado
26	0,0733	2,8148*	0,0049	Agregado	Agregado
27	0,0676	3,3530*	0,0008	Agregado	Agregado
28	0,2565	6,0609*	0,0000	Agregado	Variável
29	0,1313	3,3011*	0,0010	Agregado	Variável
30	0,0321	1,2692	0,2043	Aleatório	Agregado
31	0,0525	1,7848	0,0743	Aleatório	Variável
32	0,1816	6,1857*	0,0000	Agregado	Agregado
33	0,4553	7,0559*	0,0000	Agregado	Variável
34	0,0518	1,6022	0,1091	Aleatório	Agregado
35	0,0160	0,6575	0,5108	Aleatório	Variável
36	0,1847	6,6219*	0,0000	Agregado	Agregado
37	0,0720	2,0543	0,0399	Aleatório	Agregado
38	0,3259	3,1669*	0,0015	Agregado	Variável
39	0,2786	4,2870*	0,0000	Agregado	Variável
40	NC	NC	NC	NC	Variável
41	0,2056	6,2300*	0,0000	Agregado	Agregado
42	0,0734	2,2857	0,0223	Aleatório	Agregado
43	0,1697	6,5134*	0,0000	Agregado	Agregado
44	0,3115	3,5978*	0,0003	Agregado	Variável
45	0,1786	2,2585	0,0239	Aleatório	Variável
46	0,3560	1,3500	0,1770	Aleatório	Variável

EM QUE: NC INDICA ÍNDICE NÃO CALCULADO

FONTE: O autor (2015)

Essa relação infere que em condições de intensa área basal do estrato arbóreo, os testes tendem a significância, retratando que a regeneração desenvolve-se formando agregados apenas no interior dos locais onde ocorrem clareiras (FIGURA 1.3). Nessas condições, há a formação de clareiras onde a regeneração consegue desenvolver-se, devido a disponibilidade de luz, formando agregados que foram detectados pela função K.

A FIGURA 1.4 apresenta os envelopes de confiança e os valores estimados por meio da função K que predominou nas populações para o caso univariado. O padrão agregado é comprovado pelos valores estimados acima do limite superior dos envelopes de confiança, refletindo a capacidade que essa espécie tem para a formação de povoamentos puros, que são popularmente denominados de candeiais. Como mencionado, isso deve-se principalmente ao tipo de dispersão de semente em relação à planta mãe (CRAWLEY, 1986). No caso da candeia, a dispersão anemocórica contribui para a agregação (SILVA *et al.*, 2008), mesma relação observada para as espécies *Cariniana legalis* (PEREIRA *et al.*, 2006) e *Cedrela fissilis* Veill. (MACHADO *et al.*, 2012), que possuem dispersão de suas sementes pelo vento. Essa capacidade das espécies se regenerarem formando agregados (SILVA *et al.*, 2008; MACHADO *et al.*, 2012) sugerem a formação de mosaicos que potencializam as áreas para o manejo.

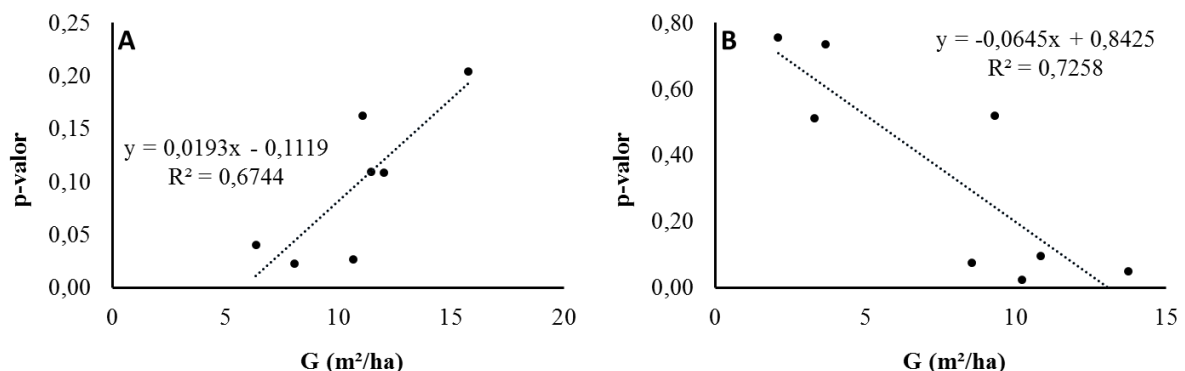


FIGURA 1.2 - RELAÇÃO ENTRE OS VALORES DE PROBABILIDADE RESULTANTES DO TESTE PARA O ÍNDICE DE MORAN EM FUNÇÃO DA ÁREA BASAL NAS UEs QUE APRESENTARAM DIVERGÊNCIA ENTRE OS MÉTODOS

FONTE: O autor (2015)

Pode-se perceber claramente a disposição espacial da regeneração natural em relação ao estrato arbóreo (Porta sementes e Nativas). Fica evidente que quando o estrato arbóreo é menos denso (FIGURA 1.3A), a regeneração natural recobre

quase que toda a área formando vários agregados. Nesse caso os valores estimados pela função K estão acima dos envelopes de confiança e o teste do índice de Moran foi significativo (p-valor < 0,01). A FIGURA 1.3B apresenta a relação entre a regeneração natural e o estrato arbóreo, indicando que ela é de independência quando o estrato arbóreo é menos denso, pois os valores estimados pela função K estão entre os envelopes de confiança. Já quando o estrato arbóreo é expressivo, a regeneração natural forma agregados no interior das clareiras (FIGURA 1.3C).

Na realização do manejo, a abertura de grandes clareiras na vegetação permite a incidência direta de luz, o que é imprescindível para a germinação das sementes de candeia e crescimento da regeneração. Segundo Capretz *et al.* (2012) a presença de clareiras também favorece a agregação de plantas jovens. Como o sistema de manejo com porta sementes permite isso, a regeneração ocorre com muitas plantas, confirmando o potencial da candeia para o manejo, contrapondo a ideia de que essa espécie não deve ser manejada, pois historicamente foi explorada de forma predatória. O manejo é inviável somente quando realizado sem seguir os critérios propostos a partir de pesquisas já desenvolvidas e já comprovados como sustentáveis (SCOLFORO *et al.*, 2012a; ARAÚJO *et al.*, 2012).

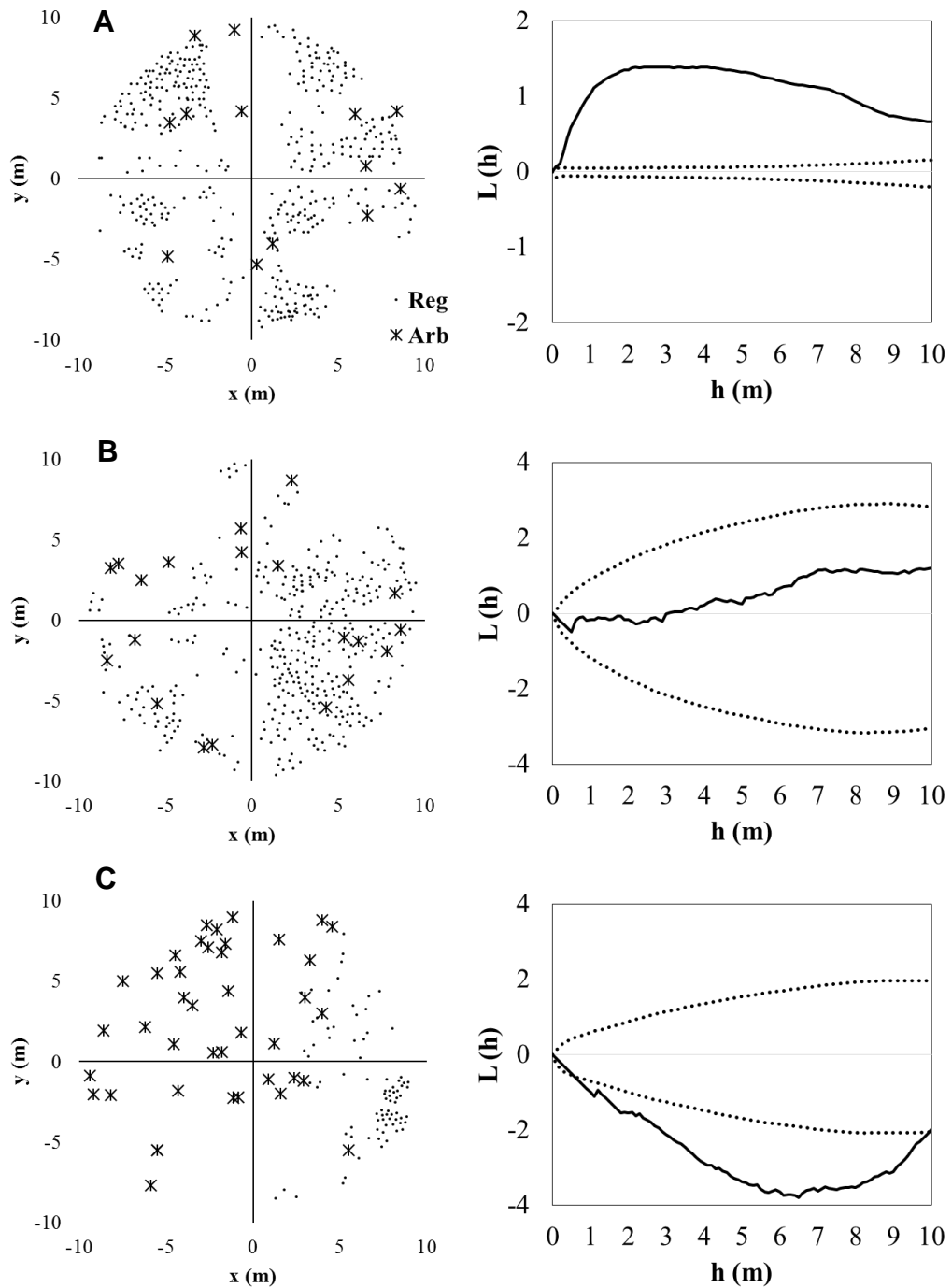


FIGURA 1.3 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DA REGENERAÇÃO NATURAL DA CANDEIA (REG) E ESTRATO ARBÓREO (ARB) E RESULTADOS OBTIDOS POR MEIO DA FUNÇÃO K DE RIPLEY NO CASO UNIVARIADO PARA A REGENERAÇÃO (A) E BIVARIADO ENTRE REGENERAÇÃO E ESTRATO ARBÓREO (B, C)

FONTE: O autor (2015)

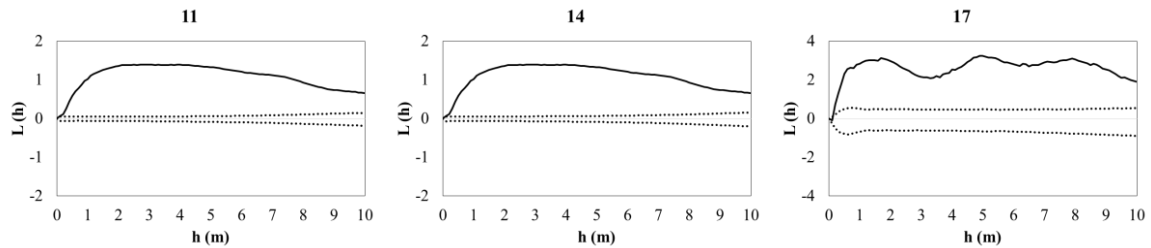


FIGURA 1.4 - VALORES ESTIMADOS (LINHA CONTÍNUA) E LIMITES DE CONFIANÇA (LINHAS TRACEJADAS) DA FUNÇÃO K DE RIPLEY UNIVARIADA PARA AS UEs COM REGENERAÇÃO DE CANDEIA APÓS REALIZAÇÃO DO SISTEMA DE MANEJO COM PORTA SEMENTES

FONTE: O autor (2015)

O padrão espacial foi diversificado na análise bivariada das populações (TABELA 1.1). A mortalidade, o recrutamento e fatores bióticos, como a competição intraespecífica e a mortalidade dependente de densidade podem ser responsáveis pela mudança de um padrão espacial quando se trabalha com plantas de maior porte (DALMASO *et al.*, 2013). Predominou o padrão aleatório (79%) entre a regeneração e plantas arbóreas de candeia (porta sementes). O padrão aleatório (44%) com indícios de repulsão (32%) foi o predominante entre a regeneração e nativas. Na relação entre a regeneração e tocos de candeia, predominou o padrão aleatório (35%) com indícios de agregação (61%).

Na FIGURA 1.5 estão apresentados os limites de confiança, com 99% de probabilidade, bem como os valores estimados pela função K de Ripley para retratar a relação espacial entre a regeneração e as plantas porta sementes. O padrão espacial mais frequente foi o de aleatoriedade, ou seja, a regeneração natural da candeia desenvolve-se independente das plantas arbóreas remanescentes e que são as portas sementes corroborando com os resultados obtidos por Silva *et al.* (2008). A relação de agregação ou independência entre dois eventos depende de como os recursos locais são explorados (PIANKA, 1994). Assim, percebe-se que não está ocorrendo competição pelos recursos, que pode ser explicada pela abundância desses ou pelo fato de as plantas arbóreas e regenerantes da candeia os explorarem de formas diferentes.

A repulsão entre árvores porta sementes e regeneração da candeia ocorreu em três UEs, sendo mais expressivo naquelas com elevada densidade de plantas arbóreas (367 plantas.ha⁻¹). Como nessas condições o dossel da área fica fechado, limitando a disponibilidade de luz, a regeneração tende a se desenvolver afastada dos plantas arbóreas, caracterizando a inibição de um evento pela presença do outro. Dois

motivos podem explicar a repulsão entre eventos, sendo eles a competição pelos recursos ou exigências ecológicas diferentes. No presente caso, é evidente a competição pela disponibilidade de luz entre regeneração e árvores porta sementes.

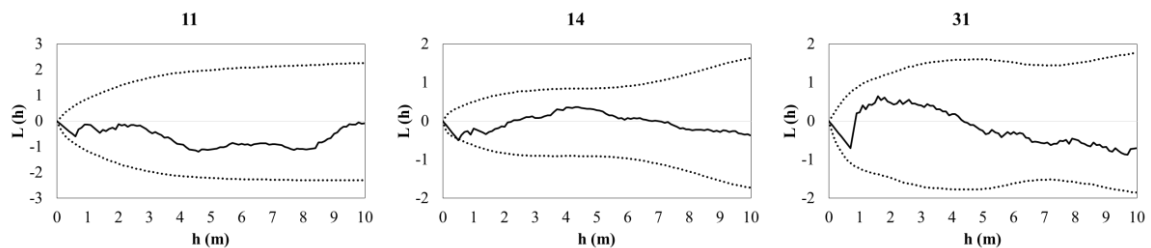


FIGURA 1.5 - VALORES ESTIMADOS (LINHA CONTÍNUA) E LIMITES DE CONFIANÇA (LINHAS TRACEJADAS) DA FUNÇÃO K DE RIPLEY BIVARIADA PARA AS UEs COM REGENERAÇÃO DE CANDEIA E PLANTAS ARBÓREAS DE CANDEIA APÓS REALIZAÇÃO DO SISTEMA DE MANEJO COM PORTA SEMENTES

FONTE: O autor (2015)

Para a análise bivariada entre a regeneração da candeia e plantas arbóreas de espécies nativas o padrão espacial de aleatoriedade ocorreu em 15 (44%) das 31 UEs analisadas, o que caracteriza independência espacial entre esses eventos (FIGURA 1.6 – UE 5). Isso mostra que a regeneração natural da candeia desenvolve-se também de forma independente do estrato arbóreo nativo para tais casos.

Em 11 UEs o padrão espacial variou entre o de aleatoriedade e repulsão (FIGURA 1.6 – UE 14). Nesses casos a área basal ocupada pelo estrato arbóreo nativo foi sempre superior a $2 \text{ m}^2.\text{ha}^{-1}$, indicando menor dominância da espécie candeia. Essas populações também são as que possuem menos de 70% de suas plantas dessa espécie. O padrão de repulsão é mais acentuado, onde os valores de área basal do estrato arbóreo nativo ultrapassam $6 \text{ m}^2.\text{ha}^{-1}$ (FIGURA 1.6 - UE 43). Pérez *et al.* (2004) recomendam que quando o manejo com abertura de clareiras for implementado em candeiais, a vegetação arbórea no interior dela deve ser retirada para favorecer a incidência de luz e o surgimento da regeneração natural da candeia. Isso comprova que o estrato arbóreo nativo, quando mais denso, prejudica a regeneração da candeia e favorece a relação de repulsão entre regeneração e vegetação arbórea nativa.

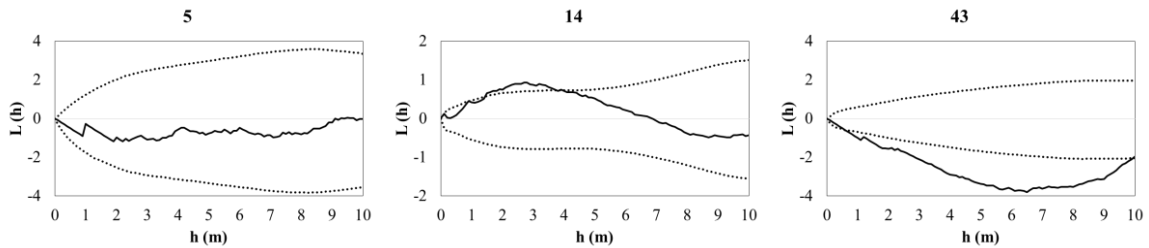


FIGURA 1.6 - VALORES ESTIMADOS (LINHA CONTÍNUA) E LIMITES DE CONFIANÇA (LINHAS TRACEJADAS) DA FUNÇÃO K DE RIPLEY BIVARIADA PARA AS UEs COM REGENERAÇÃO DE CANDEIA E PLANTAS ARBÓREAS DAS ESPÉCIES NATIVAS APÓS REALIZAÇÃO DO SISTEMA DE MANEJO COM PORTA SEMENTES

FONTE: O autor (2015)

Na FIGURA 1.7 os valores da função K e seus respectivos envelopes de confiança podem ser visualizados para a relação espacial entre a regeneração da candeia e os tocos das árvores dessa espécie. Percebeu-se que em 61% das UEs analisadas, essa relação foi de agregação espacial, principalmente para distâncias até 5 m. Isso implica que a presença de um evento contribui de forma positiva na presença do outro. Isto pode ser indícios de que a regeneração natural da candeia pode ser conduzida via brotação dos tocos e raízes expostas na superfície do solo.

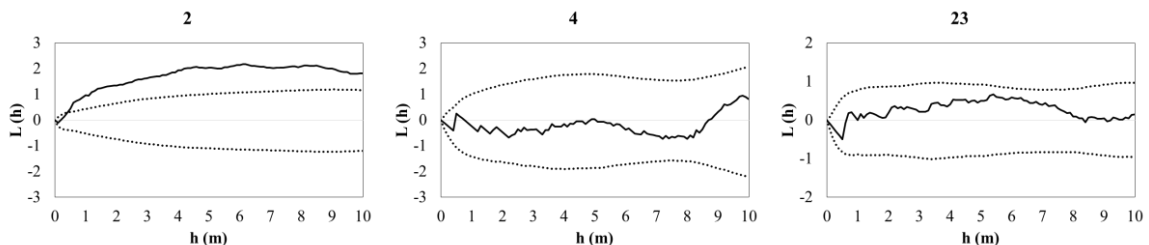


FIGURA 1.7 - VALORES ESTIMADOS (LINHA CONTÍNUA) E LIMITES DE CONFIANÇA (LINHAS TRACEJADAS) DA FUNÇÃO K DE RIPLEY BIVARIADA PARA AS UEs COM REGENERAÇÃO DE CANDEIA E TOCOS DE CANDEIA APÓS REALIZAÇÃO DO SISTEMA DE MANEJO COM PORTA SEMENTES

FONTE: O autor (2015)

Não foi feita uma análise de regenerações provenientes de brotações para este trabalho, sendo necessário avaliá-la com maior critério e, assim, poder inferir com maior certeza. Contudo, Melo *et al.* (2012) demonstraram que a candeia possui alto índice de brotação de suas raízes e tocos quando se faz a escarificação e decepa, respectivamente. Segundo esses autores, essa técnica mostra-se eficiente para o resgate de matrizes selecionadas de candeia. Ainda, pode-se inferir que essa característica confere à candeia um potencial para o manejo via condução das brotações das cepas remanescentes do manejo.

4 CONCLUSÕES

A regeneração natural da espécie *Eremanthus erythropappus* apresenta padrão espacial agregado, conforme comprovado pelos índices de Ripley e Moran. Nas áreas submetidas ao sistema de manejo com porta sementes, a regeneração desenvolve-se formando mosaicos puros (agregados), principalmente nas partes onde a área basal do estrato arbóreo não interfere na incidência de luz e no interior de clareiras. Esses mosaicos de regeneração apresentam potencial para originar os maciços de candeia ou candeiais futuramente.

As duas metodologias aplicadas para analisar e descrever o padrão espacial da regeneração natural da espécie *Eremanthus erythropappus* apresentaram resultados semelhantes e que retratam a realidade observada em campo. Assim, podem ser aplicadas para a descrever o padrão espacial de espécies florestais.

REFERÊNCIAS

- ANJOS, A. **Análise do padrão de distribuição espacial do palmiteiro (*Euterpe edulis*) utilizando a função K de Ripley**. 110 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1998.
- ANJOS, A.; MAZZA, M. C. M.; SANTOS, A. C. M. C.; DELFINI, L. T. Análise do padrão de distribuição espacial da araucária (*Araucaria angustifolia*) em algumas áreas no Estado do Paraná, utilizando a função K de Ripley. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, n. 66, p. 38-45, 2004.
- ARAÚJO, E. J. G.; SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M.; SÉ, D. C.; OLIVEIRA, A. D.; MORAIS, V. A.; ALTOÉ, T. F. SCOLFORO, H. F. Sustentabilidade do manejo da candeia nativa (*Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish). In: SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; DAVIDE, A. C. **O manejo sustentável da candeia: o caminhar de uma nova experiência florestal em Minas Gerais**. Lavras: Editora UFLA, 2012a. p. 247-263.
- ARAÚJO, E. J. G.; PELISSARI, A. P.; DAVID, H. C.; SCOLFORO, J. R. S.; PÉLLICO NETTO, S. MORAIS, V. A. Relação hipsométrica para candeia (*Eremanthus erythropappus*) com diferentes espaçamentos de plantio em Minas Gerais, Brasil. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, v. 32, n. 71, p. 257-268, 2012b.
- ARAÚJO, E. J. G.; DAVID, H. C.; PÉLLICO NETTO, S.; MORAIS, V. A.; SCOLFORO, J. R. S. Padrão espacial de espécies arbóreas em fragmento de Floresta Estacional Semidecidual. **Revista de Ciências Agrárias**, Belém, v. 57, n. 2, p. 166-171, 2014.
- BITTERLICH, W. Die winkelzahlprobe. Allg. Forst-u. Holzwirtschaft. Ztg. v. 59, p. 4-5, 1948.
- BRUZINGA, J. S.; OLIVEIRA, M. L. R.; MACHADO, E. L. M.; LEITE, H. G.; PEREIRA, I. M.; NOGUEIRA, G. S. Distribuição espacial de indivíduos adultos de pequi. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 41, n. 98, p. 249-256, 2013.
- CAPRETZ, R. L.; BATISTA, J. L. F.; SOTOMAYOR, J. F. M.; CUNHA, C. R.; NICOLETTI, M. F.; RODRIGUES, R. R. Padrão espacial de quatro formações florestais do estado de São Paulo, através da função k de Ripley. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 22, n. 3, p. 551-565, 2012.
- CARVALHO, L. G.; OLIVEIRA, M. S.; ALVEAS, M. C.; VIANELLO, R. L.; SEDIYAMA, G. C.; CASTRO NETO, C.; DANTAS, A. A. A. Clima. In: SCOLFORO, J. R.;

CARVALHO, L. M. T.; OLIVEIRA, A. D. **Zoneamento Ecológico-Econômico do Estado de Minas Gerais**: Componente geofísico e biótico. Lavras: UFLA, 2008. p. 89-101.

CRAWLEY, M. J. **Plant Ecology**. Oxford: Blackwell Scientific Publications, 1986. 496 p.

DALMASO, C. A.; INOUE, M. T.; OLIVEIRA FILHO, P. C.; MARCELINO, V. R. Padrões espaciais na regeneração de *Ocotea odorifera* na Floresta Nacional de Irati, PR. **Floresta**, Curitiba, v. 43, n. 2, p. 301-312, 2013.

DIGGLE, P. J. **Statistical analysis of spatial point patterns**. 2 ed. Oxford: University Press, 2003. 159p.

HIGUCHI, P.; SILVA, A. C.; VAN DEN BERG, E.; PIFANO, D. S. Associações espaciais entre indivíduos de diferentes espécies de *Miconia* spp. Ruiz & Pav. (Melastomataceae). **Árvore**, Viçosa, v. 35, n. 3, p. 381-389, 2011.

HIRATA, T. Height estimation through Bitterlich's method. **Journal of the Physical Society of Japan**, v. 37, p. 479-480, 1955.

LEGENDRE, P.; FORTIN, M. J. Spatial pattern and ecological analysis. **Vegetatio**, v. 80, p. 107-138, 1989.

LOREGIAN, A. C.; SILVA, B. B.; ZANIN, E. M.; DECIAN, V. S.; OLIVEIRA-HENKE, H.; BUDKE, J. C. Padrões espaciais e ecológicos de espécies arbóreas refletem a estrutura em mosaicos de uma floresta subtropical. **Acta Botanica Brasilica**, v. 26, n. 3, p. 593-606 2012.

MACHADO, S. A.; SANTOS, A. A. P.; ZAMIN, N. T.; NASCIMENTO, R. G. M. Distribuição espacial de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista Montana. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 42, n. 6, p. 1013-1019, 2012.

MELO, L. A.; DAVIDE, A. C.; TEIXEIRA, L. A. F. Metodologia para resgate de matrizes e enraizamento de estacas de *Eremanthus erythropappus*. **Cerne**, Lavras, v. 18, n. 4, p. 631-638, 2012.

PALUDO, G. F.; MANTOVANI, A.; KLAUBERG, C.; REIS, M. S. Estrutura demográfica e padrão espacial de uma população natural de *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze

(Araucariaceae), na Reserva Genética Florestal de Caçador, estado de Santa Catarina. **Árvore**, Viçosa, v. 33, n. 6, p. 1109-1121, 2009.

PALUDO, G. F.; MANTOVANI, A.; REIS, M. S. Regeneração de uma população natural de *Araucaria angustifolia* (Araucariaceae). **Árvore**, Viçosa, v. 35, n. 5, p. 1107-1119, 2011.

PEREIRA, A. A.; PÉLLICO NETTO, S.; CARVALHO, L. M. T. Análise da distribuição espacial de Jequitibá Rosa em uma Floresta Estacional Sub-Montana. **Acadêmica**, Curitiba, v. 4, n. 2, p. 21-34, 2006.

PÉREZ, J. F. M.; SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; MELLO, J. M.; BORGES, L. F. R.; CAMOLESI, J. F. Sistema de manejo para a candeia - *Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish – a opção do sistema de corte seletivo. **Cerne**, Lavras, v. 10, n. 2, p. 257-273, 2004.

PIANKA, E. R. **Evolutionary ecology**. New York, Harper Collins College Publishers, 1994. 486p.

RIPLEY, B. D. Modelling Spatial Patterns. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 39, p. 172-212, 1977.

RODE, R.; FIGUEIREDO FILHO, A.; MACHADO, S. A.; GALVÃO, F. Análise do padrão espacial de espécies e de grupos florísticos estabelecidos em um povoamento de *Araucaria angustifolia* e em uma Floresta Ombrófila Mista no centro-sul do Paraná. **Floresta**, Curitiba, v. 40, n. 2, p. 255-268, 2010.

SCALON, J. D.; OLIVEIRA, C. A. P.; MELLO, J. M. Análise espacial de um fragmento florestal baseada no mosaico de Dirichlet. **Árvore**, Viçosa, v. 36, n. 4, p. 733-740, 2012.

SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; DAVIDE, A. C. **O manejo sustentável da candeia: o caminhar de uma nova experiência florestal em Minas Gerais**. Lavras: Editora UFLA, 2012. 329 p.

SCOLFORO, J. R. S.; ARAUJO, E. J. G.; MELLO, J. M.; MORAIS, V.; ALTOE, T. F.; FERRAZ FILHO, A. C.; SCOLFORO, H. Spatial Analysis of the Natural Regeneration of Candeia (*Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish) as Influenced by Non-Candeia Tree Layer Composition. **Australian Journal of Basic and Applied Sciences**, v. 8, n. 16, p. 211-219, 2014.

SILVA, M. A.; MELLO, J. M.; SCOLFORO, J. R. S.; CZANCK JÚNIOR, L.; ANDRADE, I. S.; OLIVEIRA, A. D. Análise da distribuição espacial da candeia (*Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish) sujeita ao sistema de manejo porta-sementes. **Cerne**, Lavras, v. 14, n. 4, p. 311-316, 2008.

CAPÍTULO 2

MÉTODOS DE AMOSTRAGEM DE ÁREA VARIÁVEL APLICADOS PARA A REGENERAÇÃO NATURAL DE *Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish

RESUMO

O objetivo deste trabalho foi aplicar e avaliar o desempenho de métodos de amostragem de área variável em regeneração natural da espécie *Eremanthus erythropappus* (candeia) em áreas submetidas ao sistema de manejo com porta sementes. Os dados foram coletados em 46 Unidades de Estudos com regeneração natural da espécie candeia. Foram simuladas diferentes variações estruturais dos métodos de amostragem de Strand e Prodan para estimar o número de plantas por hectare e a altura média. Os valores estimados em cada caso foram comparados com o valor de referência por meio de regressão, do coeficiente de correlação Pearson e do índice de concordância de Willmott. O desempenho foi avaliado pela associação da correlação de Pearson com o índice de Willmott. O teste de Bartlett foi utilizado para testar homogeneidade de variâncias e o teste não paramétrico de Kruskal-Wallis foi aplicado para verificar possíveis diferenças estatisticamente significativas entre as médias estimadas e a referencial. O método de Strand com linhas de 4 e 5 m foram precisos e exatos na estimativa da densidade e da altura média. Já o método de Prodan apresentou superestimativa da densidade e foi preciso para estimar a altura. Conclui-se que o método de amostragem de Strand, utilizando linha de 4 m de comprimento, pode ser utilizado para amostrar a regeneração natural da espécie candeia, que possui padrão espacial agregado.

Palavras-chave: Método de Strand, Método de Prodan, Amostragem de Regeneração, Agregação.

**SAMPLING METHODS WITH VARIABLE AREA APPLIED TO NATURAL
REGENERATION OF *Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish**

ABSTRACT

The objective of this work was to apply and evaluate the performance of sampling methods of variable area in natural regeneration of the species *Eremanthus erythropappus* in areas subject to management system with seed-trees. The data were collected in 46 Units of Study with natural regeneration of *Eremanthus erythropappus*. Different structural variations of Strand and Prodan sampling methods were simulated to estimate the number of plants per hectare and average height. The estimated values for each case were compared with the reference value by means of regression, the coefficient of correlation and concordance index of Willmott. The performance was evaluated by the association of Pearson's correlation with the index of Willmott. Bartlett's test was used to test homogeneity of variances and the nonparametric Kruskal-Wallis test was applied to verify possible statistically significant differences between the estimated and referential means. The Strand's sampling method with rows of 4 and 5 m was precise and accurate for estimating the density and average height. Already the Prodan's sampling method has presented overestimation for density and was accurate to estimate height. It is concluded that the Strand's sampling method, using a line of 4 m in length, can be used for sampling natural regeneration of *Eremanthus erythropappus*, which presents aggregated spatial pattern.

Keywords: Strand's sampling method, Prodan sampling method, Sampling of regeneration, Aggregation.

1 INTRODUÇÃO

A amostragem da regeneração natural de espécies florestais é uma das dificuldades nos inventários florestais, pois é alta a variabilidade das variáveis inerentes à regeneração. A obtenção de informações confiáveis sobre a regeneração natural de uma espécie florestal pode ser feita por meio do censo. No entanto, a enumeração completa é uma operação que eleva os custos do inventário, tornando essa prática inviável economicamente. Uma alternativa é a aplicação de métodos de amostragem que estimem o parâmetro populacional com níveis de precisão e exatidão aceitáveis. O maior objetivo da teoria de amostragem é alicerçar as metodologias que propiciam maior eficiência, com alta precisão e exatidão, gerando baixo custo (COCHRAN, 1977).

Dois métodos de amostragem são mais utilizados em inventários florestais, sendo eles os de área fixa e os de área variável (STAMATELLOS; PANOURGIAS, 2005). Dentre os métodos de área variável, podem-se citar os propostos por Strand (1958) e Prodan (1968). O método da linha ou método de Strand é uma aplicação da técnica de contagem angular (LOETSCH *et al.*, 1973). Prodan (1968) desenvolveu uma metodologia que considera a distância da sexta planta mais próxima do ponto amostral. Péllico Netto e Brena (1997) apresentam o desenvolvimento teórico e as aplicações desses dois métodos.

A escolha do método dependerá da espécie florestal em questão, das condições locais e características da população. Uma característica que deve ser considerada é o padrão de distribuição espacial das árvores em uma floresta. Kleinn e Vilcko (2006a) destacam que essa característica influencia na amostragem, principalmente para o método da k-árvore, quando o padrão espacial das árvores na floresta é agregado. As metodologias de amostragem por pontos foram introduzidas no Brasil na década de 1960 (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997), contudo, ainda são poucos os trabalhos que aplicam esses métodos em florestas naturais.

O objetivo deste trabalho foi aplicar e avaliar o desempenho de métodos de amostragem de área variável para regeneração natural da espécie *Eremanthus erythropappus* em áreas submetidas ao sistema de manejo com porta sementes.

2 MATERIAL E MÉTODOS

2.1 ÁREA DE ESTUDO E BANCO DE DADOS

Os dados para a realização deste estudo foram coletados em 46 Unidades de Estudo (UEs), com regeneração natural de candeia (*Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish). As UEs estão distribuídas na região Sul do Estado de Minas Gerais, em cinco municípios diferentes (ARAÚJO *et al.*, 2012), entre as coordenadas 22°16'48" S, 45°24'20" W e 21°59'04" S, 44°45'16" W. A altitude média da região de estudo varia de 950 m a 1.750 m, com precipitação média anual entre 1.600 mm e 1.700 mm e temperatura média anual variando de 16°C a 17°C. Os solos predominantes são Cambissolo Húmico, Neossolo Litólico e Argissolo Vermelho (CARVALHO *et al.*, 2008).

Cada UE possui área de 300 m² e formato de um polígono regular de 12 lados (ARAÚJO *et al.*, 2012). Para obter a média referencial, que foi considerada como estimador do parâmetro populacional, em cada UE fez-se o censo das plantas regenerantes, onde foi mensurada a variável altura total (h) de cada um deles. Considerou-se como plantas regenerantes todos aqueles com altura ≥ 5 cm e diâmetro a 1,30 m do solo ≤ 5 cm. Além disso, foram obtidas as coordenadas geográficas de cada indivíduo mensurado, por meio de croqui milimetrado, para permitir a simulação dos métodos de amostragem analisados no presente estudo. Os métodos de amostragem testados foram os de Strand (aqui denominado de método S) e Prodan (aqui denominado de método P).

2.2 MÉTODO DE AMOSTRAGEM DE STRAND

O primeiro método aplicado nas 46 UE foi o desenvolvido por Strand (1958) e considera a seleção das plantas na unidade amostral com proporcionalidade a altura para obtenção da estimativa de densidade. Sua abordagem é feita com base em uma unidade amostral constituída de uma linha de comprimento L tomada dentro da população no qual se enumera todas as plantas que atendem o critério de inclusão. Para esse estudo adotou-se um fator de proporcionalidade (k_2) igual a um, ou seja, foram incluídos na amostragem todas as plantas regenerantes com altura total (h) igual ou superior à sua distância (d) até a linha de amostragem.

Em cada uma das 46 UEs sistematizou-se 4 linhas (unidades amostrais) de comprimento (L) variando de 1 a 5 m. Cada comprimento de linha caracterizou uma variação estrutural do método original (STRAND, 1958). Assim, foram aplicadas cinco variações denominadas de $L=1$ m, $L=2$ m, $L=3$ m, $L=4$ m e $L=5$ m, com amostragem das plantas realizada somente do lado esquerdo da linha. Finalmente, estimou-se a densidade e a altura média das 46 UEs para comparar com as médias referenciais de 3.167 plantas. ha^{-1} e 0,79 m, respectivamente.

A estimativa do número de regenerações por hectare de cada UE foi feita com base nos fundamentos teóricos desenvolvidos por Péllico Netto e Brena (1997).

$$N \cdot ha^{-1} = \frac{10.000}{L} \sum_{i=1}^m \left(\frac{1}{h_i} \right)$$

Em que: N/ha = número de regenerações por hectare; L = comprimento da linha de amostragem; m = número de regenerações amostradas; h_i = altura da i -ésima regeneração amostrada.

Para estimar a altura média, ainda não há uma formulação teórica específica para o método de amostragem de Strand, sendo necessário o desenvolvimento de uma estrutura matemática própria para essa variável. Para isso, seguiu-se a concepção de Hirata (1955), em que a seleção de árvores é feita com proporcionalidade a altura e as unidades amostrais são compostas por pontos de

Bitterlich (1948). O desenvolvimento da altura média de Hirata é apresentado em Péllico Netto e Brena (1997). A seguir, é apresentado o desenvolvimento para o cálculo da altura média estimada pelo método de Strand.

Considerando a amostragem de árvores ou regenerações com probabilidade proporcional à altura ao longo de uma linha de comprimento L que compreende uma unidade amostral, tem-se:

$$\operatorname{tg}\beta = \frac{h_i}{R_i} = k_2$$

Considera-se $k_2 = 1$, ou seja, o critério de inclusão é $h_i \geq R_i$ e R_i é igual à distância d_i da i -ésima árvore ou regeneração até a linha de amostragem (L) conforme ilustração a seguir:

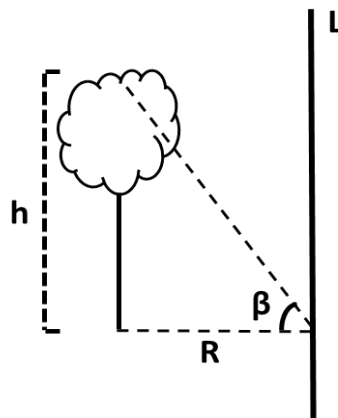


FIGURA 2.1 - CARACTERIZAÇÃO DO MÉTODO DE AMOSTRAGEM DE STRAND
 FONTE: O autor (2015)

Isolando-se R_i tem-se:

$$R_i = \frac{h_i}{\operatorname{tan}\beta}$$

Para cada árvore ou regeneração amostrada na linha de comprimento L , sua área (A_i) de ocupação será $A_i = R_i L$ e a probabilidade (p_i) de sua ocorrência na área amostrada será:

$$p_i = \frac{1}{R_i L}$$

Portanto, se em cada unidade amostral (linha de amostragem) forem amostrados m plantas (árvores ou regenerações), então m plantas estarão contidos na área Q que é representada pelo somatório das áreas A_i de cada indivíduo e matematicamente pode ser descrito da seguinte maneira:

$$Q = \sum_{i=1}^m A_i = \sum_{i=1}^m R_i L = L \sum_{i=1}^m R_i$$

Para estimar o número de plantas por hectare, tem-se:

$$\frac{Q}{10.000} = \frac{m}{n}$$

Rearranjando,

$$n = \frac{10.000m}{Q} = \frac{10.000m}{L \sum_{i=1}^m R_i}$$

Substituindo R_i por $\frac{h_i}{tg\beta}$ tem-se:

$$n = \frac{10.000m}{L \sum_{i=1}^m \frac{h_i}{tg\beta}} = \frac{10.000m}{\frac{L}{tg\beta} \sum_{i=1}^m h_i}$$

Portanto,

$$n = \frac{10.000mtg\beta}{L \sum_{i=1}^m h_i}$$

Para $h_i = R_i$, temos $tg\beta = k_2 = 1$, logo:

$$n = \frac{10.000m}{L \sum_{i=1}^m h_i} = \frac{10.000}{L \frac{\sum_{i=1}^m h_i}{m}} = \frac{10.000}{L\bar{h}}$$

Finalmente,

$$\bar{h} = \frac{10.000}{Ln}$$

Com $n = N/ha$

Se a amostragem for efetuada em u unidades amostrais (ua) que representam u linhas de comprimento L , então em cada ua tem-se um valor de \bar{h}_j e n_j , tal que $j = 1, 2, 3, \dots, u$ e a altura média das unidades amostrais (ua) será obtida por:

$$\bar{h}_u = \frac{\sum_{i=1}^u \bar{h}_j}{u} = \frac{1}{u} \sum_{i=1}^u \bar{h}_j = \frac{1}{u} \sum_{i=1}^u \frac{10.000}{Ln_j}$$

Finalmente,

$$\bar{h}_u = \frac{1}{u} \left(\frac{10.000}{Ln_1} + \dots + \frac{10.000}{Ln_u} \right)$$

$$\bar{h}_u = \frac{10.000}{uL} \left(\frac{1}{n_1} + \dots + \frac{1}{n_u} \right) = \bar{H}$$

Os valores de n_j serão obtidos pela amostragem proporcional à altura descritos em Péllico Netto e Brena (1997) e apresentado a seguir:

$$n_j = N/ha = \frac{10.000}{L} \sum_{i=1}^m \left(\frac{1}{h_i} \right)$$

Com $i = 1, 2, 3, \dots, m$

2.3 MÉTODO DE AMOSTRAGEM DE PRODAN

O outro método aplicado foi o proposto por Prodan (1968), que considera como critério de inclusão de uma árvore ou regeneração na amostragem a sua distância ao ponto amostral e, portanto, se faz com proporcionalidade a distância. O método original é denominado como das seis árvores, pois considera a distância da sexta árvore até o ponto amostral de referência. O desenvolvimento desse método

está apresentado em Péllico Netto e Brena (1997). Para este trabalho considerou-se a distância do primeiro até o trigésimo indivíduo (regeneração) mais próximo do ponto amostral, caracterizando o método original mais 29 variações dele.

Para as simulações das variações estruturais do método de Prodan, foram considerados dois critérios: a distância da 30ª planta até o ponto amostral não ser superior à distância do ponto amostral até a borda da UE para não caracterizar estimativa fora dos limites da UE e dois pontos amostrais dentro da UE não podem se sobrepor quanto à área de abrangência da amostragem. Sendo assim, das 46 UEs iniciais, apenas 21 atenderam aos dois critérios. Em cada UE selecionada aleatorizou-se um ponto amostral e, a partir daí, foram determinados os raios (R_i) que indicam a distância da i -ésima regeneração mais próxima desses pontos, com i variando de 1 a 30. Finalmente, estimou-se a densidade e a altura média das 21 UE para comparar com as médias referenciais de 5.803 plantas.ha⁻¹ e 0,82 m, respectivamente. Esse procedimento foi simulado 10.000 vezes para obtenção de estimativas confiáveis acerca do método.

A formulação matemática para estimar o número de regenerações por hectare, em cada UE, para as variações do método é apresentada a seguir:

$$N. ha^{-1} = \frac{f(10.000)}{\pi. R_i^2}$$

Em que: N/ha = número de regenerações por hectare; π = constante pi; R_i = raio (distância) da i -ésima regeneração até o ponto de amostragem ($i = 1,2,3,\dots,30$); f = fator aplicado para a i -ésima regeneração distanciada do ponto amostral ($i_1 = 0,5$; $i_2 = 1,5$; $i_3 = 2,5$; \dots ; $i_{30} = 29,5$).

A altura média em cada UE, em cada variação estrutural do método de amostragem, foi estimada por meio da média aritmética da altura observada do i -ésimo indivíduo amostrado e limítrofe da unidade amostral.

$$\bar{H} = \frac{\sum_{i=1}^m (h_i)}{m}$$

Em que: \bar{H} = altura média estimada da UE; m = número de pontos de amostragem na UE ($m = 1, 2, \dots, 30$); h_i = altura da i -ésima regeneração amostrada e limítrofe da unidade amostral ($i = 1, 2, \dots, 30$).

2.4 ESTATÍSTICA

Em cada método buscou-se avaliar a precisão e exatidão na estimativa das variáveis: número de plantas por hectare (densidade em N/ha) e altura total média (\bar{H}). Todas as análises e simulações foram realizadas em planilhas eletrônicas do Microsoft Excel e nos softwares Matlab Starter Application e R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2011).

Nas duas metodologias testadas, as variações estruturais dos métodos foram definidas como tratamentos e cada UE como as repetições do tratamento. Assim, o método de Strand foi composto por 5 tratamentos (método S) com 46 repetições cada e o método de Prodan por 30 tratamentos (método P) com 21 repetições cada. Aplicou-se o teste de Bartlett, a 95% de probabilidade, para verificar a homogeneidade da variância da amostra obtida em cada tratamento. Rejeitada a hipótese de homogeneidade da variância, aplicou-se o teste não paramétrico de Kruskal-Wallis (PIMENTEL-GOMES, 2009), a 95% de probabilidade, para avaliar diferença significativa entre as médias estimadas em cada tratamento e a média referencial, estimador mais exato do valor paramétrico, a partir de comparações múltiplas.

2.5 PRECISÃO, EXATIDÃO E DESEMPENHO

Para cada variação dos métodos de Strand e Prodan foi calculado o erro médio absoluto (EMA), conforme estrutura matemática a seguir:

$$EMA = \frac{\sum_{i=1}^n |\hat{y}_i - y_i|}{n}$$

Em que: EMA = erro médio absoluto; y_i = i -ésimo valor observado; \hat{y}_i = i -ésimo valor estimado; n = número de observações.

Além disso, fez-se o ajuste de uma regressão linear simples ($y = \beta_0 + \beta_1 x + e_i$) com os valores estimados em cada UE em função dos seus respectivos valores referenciais. Avaliou-se a significância dos coeficientes da regressão ajustada para retratar a tendência no gráfico. Testou-se as hipóteses $H_0: \beta_0 = 0$ e $H_0: \beta_1 = 1$ a partir do teste t a 95% de probabilidade. Quando tais hipóteses são aceitas verifica-se que os valores estimados são próximos dos referenciais, retratando uma linha de regressão com inclinação de 45° ($\beta_1 = 1$) e passando pela origem ($\beta_0 = 0$), o que caracteriza exatidão. Além disso, observaram-se os valores de coeficiente de determinação (R^2) e de correlação de Pearson (R) da regressão para retratar a precisão.

Outro índice de exatidão aplicado foi o proposto por Willmott (1981), que mede o grau de concordância entre os valores estimados e os paramétricos, variando de 0 a 1, e sendo melhor quando próximos de 1.

$$W = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2}{\sum_{i=1}^n (|\hat{y}_i - \bar{y}| + |y_i - \bar{y}|)^2}$$

Em que: W = índice de Willmott; y_i = i -ésimo valor observado; \hat{y}_i = i -ésimo valor estimado; \bar{y} = média dos valores observados; n = número de observações.

Associando os valores de correlação da regressão (precisão) com os de concordância de Willmott (exatidão), tem-se o índice de desempenho (c) proposto por Allen *et al.* (1998), por meio da seguinte relação: $c = RW$. O critério de interpretação do desempenho foi adaptado e caracterizou-se como péssimo ($0 \leq c \leq 0,20$), ruim ($0,20 < c \leq 0,40$), regular ($0,40 < c \leq 0,60$), bom ($0,60 < c \leq 0,80$) e ótimo ($0,80 < c \leq 1,0$).

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

O teste de Bartlett permitiu testar a homogeneidade da variância entre os tratamentos aplicados aos métodos de Strand (método S) e Prodan (método P). Este teste foi significativo (p -valor $< 0,05$), e consequentemente, a hipótese de homogeneidade da variância foi rejeitada, quando analisado para as variáveis Densidade (D) e Altura (H) das regenerações. Isso permitiu a aplicação do teste de Kruskal-Wallis, a 95% de probabilidade, para comparar as médias estimadas em cada método com a média referencial.

As variações do método de Strand (método S) apresentaram estimativas confiáveis para a variável Densidade (plantas.ha⁻¹). Na TABELA 2.1 observa-se que a média referencial encontra-se entre os limites do intervalo de confiança, a 95% de probabilidade, para todos os tamanhos de linha testados. Como se trata de regeneração natural, a altura das plantas é mensurada com maior precisão e isso determina a inclusão das plantas que compõem a amostragem de forma confiável (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1996).

TABELA 2.1 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DA AMOSTRAGEM REALIZADA PELAS VARIAÇÕES DO MÉTODO DE STRAND PARA A VARIÁVEL DENSIDADE (PLANTAS.HA⁻¹)

MÉTODO S	\bar{D}	MÍNIMO	MÁXIMO	$S_{\bar{D}}$	$\bar{D} \pm S_{\bar{D}}$	\bar{R}
L = 1 m	4.638	0	43.879	1.204	$3.434 \leq \bar{R} \leq 5.841$	3.167
L = 2 m	3.822	0	27.739	863	$2.959 \leq \bar{R} \leq 4.685$	3.167
L = 3 m	3.513	0	23.894	755	$2.757 \leq \bar{R} \leq 4.268$	3.167
L = 4 m	3.268	0	21.090	706	$2.561 \leq \bar{R} \leq 3.974$	3.167
L = 5 m	3.262	0	20.389	698	$2.563 \leq \bar{R} \leq 3.960$	3.167

*DIFERENÇA SIGNIFICATIVA ENTRE A MÉDIA ESTIMADA PARA CADA TRATAMENTO E A MÉDIA POPULACIONAL POR MEIO DO TESTE DE KRUSKAL-WALLIS A 95% DE PROBABILIDADE. EM QUE: \bar{D} É A MÉDIA ESTIMADA; $S_{\bar{D}}$ É O DESVIO PADRÃO MÉDIO; $\bar{D} \pm S_{\bar{D}}$ É A MÉDIA MAIS OU MENOS UM DESVIO PADRÃO MÉDIO; \bar{R} É A MÉDIA REFERENCIAL

FONTE: O autor (2015)

Com as linhas de 1 e 2 m de comprimento os números de plantas por hectare foram superestimados. Linhas de 4 e 5 m foram as que apresentaram desempenho satisfatório na estimativa dessa variável, propiciando valores muito próximos da média referencial (3.167 plantas.ha⁻¹). A linha de 5 m estimou 3.262 plantas.ha⁻¹, sendo essa a que propiciou a estimativa mais exata. O teste de Kruskal-Wallis foi não significativo (p -valor $> 0,05$), indicando que as médias estimadas para cada tamanho de linha não

apresentaram diferenças significativas em relação à média referencial. Moscovich *et al.* (1999) demonstraram o bom desempenho do método de Strand na estimativa da densidade, além de outras variáveis, indicando que esse método pode ser aplicado em uma floresta natural.

Na TABELA 2.2 estão apresentadas as estatísticas referentes à variável altura, em que os intervalos de confiança gerados para todos os comprimentos de linha contemplam a média referencial (0,79 m). Contudo, assim como para a variável densidade, as linhas de 4 e 5 m foram as que propiciaram estimativas mais exatas. Para linhas de tamanho menor, a média geral da variável tende a ser superestimada. O teste de Kruskal-Wallis, a 95% de probabilidade, demonstrou que em todos os casos a média estimada foi igual estatisticamente à média referencial (p -valor > 0,05).

TABELA 2.2 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DA AMOSTRAGEM REALIZADA PELAS VARIAÇÕES DO MÉTODO DE STRAND PARA A VARIÁVEL ALTURA (M) DOS PLANTAS REGENERANTES DE CANDEIA

MÉTODO S	\bar{H}	MÍNIMO	MÁXIMO	$S_{\bar{H}}$	$\bar{H} \pm S_{\bar{H}}$	\bar{R}
L = 1 m	1,1017	0,1854	3,5000	0,2042	$0,89 \leq \bar{R} \leq 1,30$	0,79
L = 2 m	0,9127	0,0945	2,7750	0,1294	$0,78 \leq \bar{R} \leq 1,04$	0,79
L = 3 m	0,8870	0,1051	2,7750	0,1162	$0,77 \leq \bar{R} \leq 1,00$	0,79
L = 4 m	0,8338	0,1592	2,7750	0,1078	$0,72 \leq \bar{R} \leq 0,94$	0,79
L = 5 m	0,7156	0,1179	2,7750	0,1067	$0,60 \leq \bar{R} \leq 0,82$	0,79

*DIFERENÇA SIGNIFICATIVA ENTRE A MÉDIA ESTIMADA PARA CADA TRATAMENTO E A MÉDIA POPULACIONAL POR MEIO DO TESTE DE KRUSKAL-WALLIS A 95% DE NÍVEL DE PROBABILIDADE. EM QUE: \bar{H} É A MÉDIA ESTIMADA; $S_{\bar{H}}$ É O DESVIO PADRÃO MÉDIO; $\bar{H} \pm S_{\bar{H}}$ É A MÉDIA MAIS OU MENOS UM DESVIO PADRÃO MÉDIO; \bar{R} É A MÉDIA REFERENCIAL
 FONTE: O autor (2015)

A FIGURA 2.2 apresenta os valores estimados em função dos referenciais, em cada UE, para a variável número de plantas.ha⁻¹. Percebe-se que linhas de 1 e 2 m de comprimento apresentam estimativas muito discrepantes do valor real, tornando essas duas condições pouco eficientes quanto a exatidão. Em várias UEs esse tamanho de linha não foi suficiente para amostrar regenerações, propiciando estimativas de zero plantas por hectare. As linhas de 4 e 5 m apresentaram distribuição homogênea dos pontos ao longo da linha de regressão, com inclinação próxima de 45°, que é demonstrado pelos valores do coeficiente de inclinação (β_1) tendendo a 1. Além disso, os valores de R² de 0,68 e 0,77, respectivamente, confirmam a precisão na estimativa.

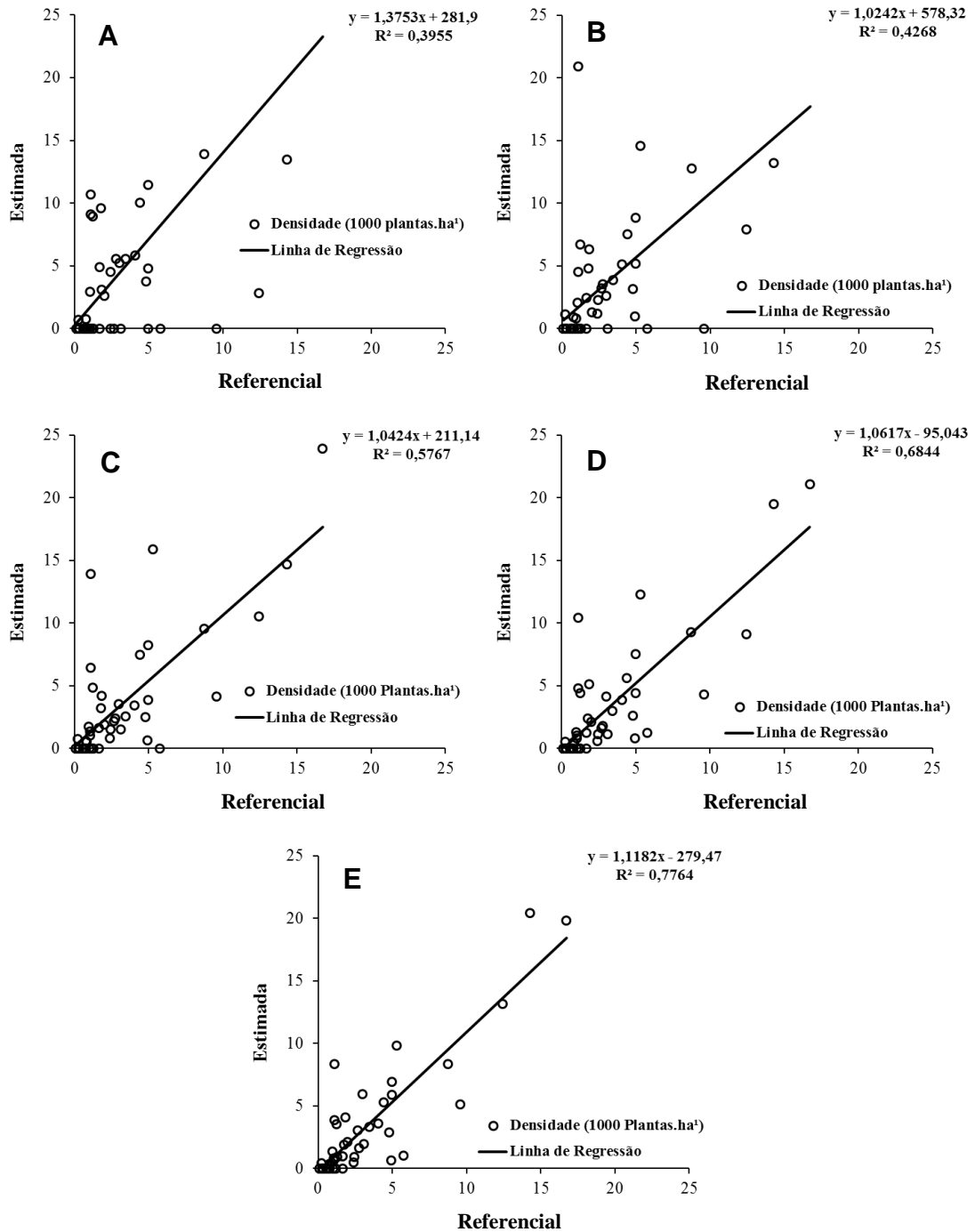


FIGURA 2.2 - VALIDAÇÃO DAS ESTIMATIVAS REALIZADAS NAS VARIAÇÕES DO MÉTODO DE AMOSTRAGEM DE STRAND, PARA A VARIÁVEL DENSIDADE (PLANTAS.HA⁻¹), PARA OS COMPRIMENTOS DE LINHA 1 (A), 2 (B), 3 (C), 4 (D) E 5 M (E)
 FONTE: O autor (2015)

A FIGURA 2.3 apresenta os valores estimados em função dos referenciais, em cada UE, para a variável altura média. Observa-se que as linhas de 1 e 2 m propiciam subestimativa da altura na maioria dos casos, contudo, alguns valores com superestimativa acentuada conferem à linha de regressão uma inclinação próxima de

45°. A linha de 4 m propicia R^2 mais próximo de 1, indicando maior precisão, além dessa condição apresentar coeficiente de inclinação (β_1) mais próximo de 1.

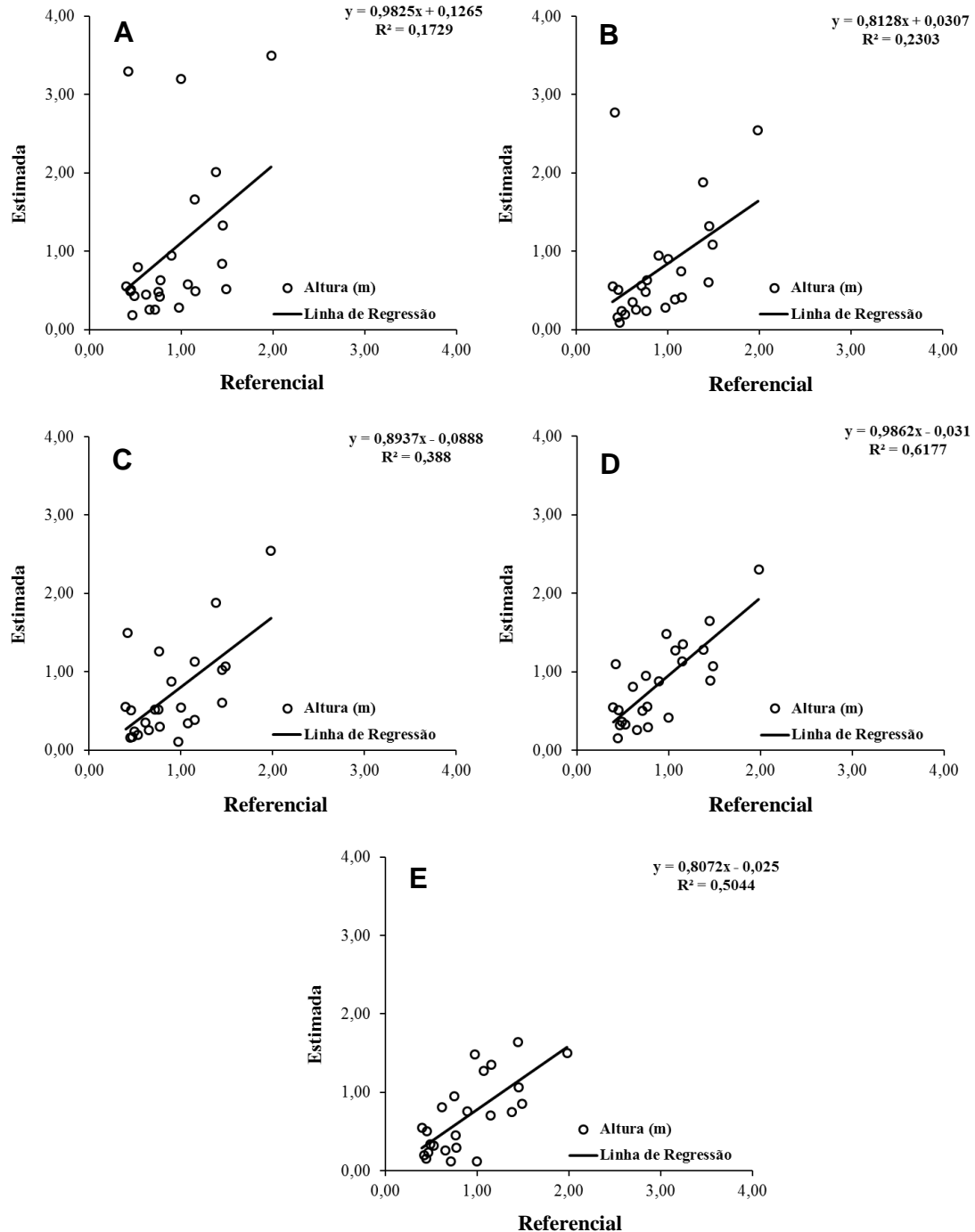


FIGURA 2.3 - VALIDAÇÃO DAS ESTIMATIVAS REALIZADAS NAS VARIAÇÕES DO MÉTODO DE AMOSTRAGEM DE STRAND, PARA A VARIÁVEL ALTURA MÉDIA (M), PARA OS COMPRIMENTOS DE LINHA 1 (A), 2 (B), 3 (C), 4 (D) E 5 M (E)

FONTE: O autor (2015)

As TABELAS 2.3 e 2.4 apresentam, para as variáveis: densidade e altura, respectivamente, as estatísticas que retratam o desempenho das variações do

método de Strand. Percebe-se que para a variável densidade, o desempenho variou de regular (linhas de 1 e 2 m) a ótimo (linha de 5 m). Entretanto, já com 3 m de comprimento da linha de amostragem, obteve-se um desempenho classificado como bom, o mesmo obtido para a linha de 4 m. Para a variável altura, o desempenho foi ruim para linhas de 1 e 2 m de comprimento, possivelmente por essas propiciarem subestimativas da variável. A linha de 4 m de comprimento foi a que apresentou o melhor desempenho, com erro médio de estimativa de 0,26 m.

TABELA 2.3 - ESTATÍSTICAS DE PRECISÃO, EXATIDÃO E DESEMPENHO NA ESTIMATIVA DA VARIÁVEL NÚMERO DE PLANTAS POR HECTARE PELAS VARIAÇÕES DO MÉTODO DE AMOSTRAGEM DE STRAND

MÉTODO S	EMA	W	R ²	R	C	DESEMPENHO
L = 1 m	3.744	0,6558	0,3955	0,6289	0,4124	Regular
L = 2 m	2.542	0,7631	0,4268	0,6533	0,4986	Regular
L = 3 m	1.962	0,8470	0,5767	0,7594	0,6432	Bom
L = 4 m	1.770	0,8948	0,6844	0,8273	0,7403	Bom
L = 5 m	1.515	0,9252	0,7764	0,8811	0,8152	Ótimo

EM QUE: *EMA* É O ERRO MÉDIO ABSOLUTO; *W* É O ÍNDICE DE EXATIDÃO DE WILLMOTT; R^2 É O COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO DO AJUSTE DA REGRESSÃO LINEAR SIMPLES PARA OS VALORES ESTIMADOS EM FUNÇÃO DOS PARÂMETROS; *R* É O COEFICIENTE DE CORRELAÇÃO LINEAR SIMPLES; *C* É O VALOR DA ASSOCIAÇÃO ENTRE *W* E *R* RETRATANDO O DESEMPENHO
 FONTE: O autor (2015)

TABELA 2.4 - ESTATÍSTICAS DE PRECISÃO, EXATIDÃO E DESEMPENHO NA ESTIMATIVA DA VARIÁVEL ALTURA MÉDIA PELAS VARIAÇÕES DO MÉTODO DE AMOSTRAGEM DE STRAND

MÉTODO S	EMA	W	R ²	R	C	DESEMPENHO
L = 1 m	0,5822	0,5387	0,1729	0,4158	0,2240	Ruim
L = 2 m	0,4439	0,6597	0,2303	0,4798	0,3166	Ruim
L = 3 m	0,4219	0,7488	0,3880	0,6229	0,4664	Regular
L = 4 m	0,2696	0,8700	0,6177	0,7859	0,6837	Bom
L = 5 m	0,3406	0,7925	0,5044	0,7102	0,5628	Regular

EM QUE: *EMA* É O ERRO MÉDIO ABSOLUTO; *W* É O ÍNDICE DE EXATIDÃO DE WILLMOTT; R^2 É O COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO DO AJUSTE DA REGRESSÃO LINEAR SIMPLES PARA OS VALORES ESTIMADOS EM FUNÇÃO DOS PARÂMETROS; *R* É O COEFICIENTE DE CORRELAÇÃO LINEAR SIMPLES; *C* É O VALOR DA ASSOCIAÇÃO ENTRE *W* E *R* RETRATANDO O DESEMPENHO.
 FONTE: O autor (2015)

É conveniente destacar que a linha de 5 m de comprimento foi o máximo possível de tamanho de linha a ser avaliado nas condições do presente estudo. Espera-se que em outras condições, em que seja possível aumentar o tamanho da linha, os resultados provenientes da amostragem sejam mais precisos e exatos. O método original proposto por Strand (1958) sugere um tamanho de linha equivalente

a 5π , ou seja, 15,7 m (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997). Estes últimos autores ainda destacam que o método de amostragem em linha reduz o tempo de levantamento em campo e apresenta potencialidade para a avaliação da regeneração natural, pois mantém a mesma base de abordagem para todos os estratos da floresta.

As estimativas realizadas pelas variações do método de Prodan para a variável número de plantas por hectare constam na TABELA 2.5. O valor da média referencial das 21 UE foi 5.803 plantas.ha⁻¹. Percebe-se que em todas as situações há superestimativa da média referencial, retratando baixa exatidão do método de Prodan para estimar o número de plantas por hectare. Segundo Kleinn e Vilcko (2006a), os métodos que utilizam a k-árvore na estimativa do número de plantas por hectare não são exatos, pois geram erros elevados, principalmente para menores valores de k quando o padrão espacial da espécie é agregado. Loetsch *et al.* (1973) destacam que os métodos de amostragem que se baseiam nas distâncias entre as plantas propiciam bons resultados somente quando a população é homogênea. A explicação é que as distâncias entre plantas são tendenciosas se a população é heterogênea ou agrupada, pois são poucos os espaços entre as plantas. Os primeiros trabalhos realizados para avaliar a eficiência desses métodos demonstraram que os resultados não são exatos e bastante tendenciosos quando a população possui padrão espacial de agregação (LOETSCH *et al.*, 1973). Esse resultado foi confirmado pelo teste de Kruskal-Wallis, que retratou diferenças estatisticamente significativas do valor estimado para cada variação do método em relação ao paramétrico (p-valor < 0,05).

Considerando a primeira planta mais próxima do ponto amostral, estimou-se 9.178 plantas.ha⁻¹. É possível observar que da primeira para a segunda planta mais próxima do ponto amostral, ocorre um aumento da estimativa de 9.178 para 15.858 plantas.ha⁻¹. Um dos fatores que afeta a precisão de uma metodologia de amostragem é o padrão espacial da espécie em questão (BRUZINGA *et al.*, 2013; SILVA *et al.*, 2008; KLEINN; VILCKO, 2006a) e isso pode ser a explicação para os resultados obtidos, pois o padrão agregado da regeneração da candeia permite que as primeiras plantas estejam muito próximas do ponto amostral. Isso influencia a zona de inclusão da planta, que pode ser definida como a área de abrangência de um indivíduo e é o que define a probabilidade de inclusão desse indivíduo na amostragem (KLEINN; VILCKO, 2006b). Como a distância da *i*-ésima planta ao ponto amostral faz parte do denominador do estimador e essa possui valores de baixa grandeza, ela tende a

superestimativa em todos os casos. A partir da quarta planta mais próxima, é nítida a tendência de redução da estimativa, pois plantas mais distantes do ponto amostral promovem aumento no denominador do estimador e, conseqüentemente, redução do número de plantas estimado. Também é importante considerar que distâncias menores que a distância até a sexta planta são mais sensíveis ao tipo de distribuição espacial da população (LOETSCH *et al.*, 1973).

TABELA 2.5 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DA AMOSTRAGEM REALIZADA PELAS VARIAÇÕES DO MÉTODO DE PRODAN PARA A VARIÁVEL NÚMERO DE PLANTAS. HA⁻¹ REGENERANTES DE CANDEIA

MÉTODO P	\bar{D}	MÍNIMO	MÁXIMO	$S_{\bar{D}}$	$\bar{D} \pm S_{\bar{D}}$	\bar{R}
1	9.178*	4.163	14.828	1.418	7.760 ≤ \bar{R} ≤ 10.595	5.803
2	15.858*	7.490	28.087	2.780	13.078 ≤ \bar{R} ≤ 18.637	5.803
3	15.269*	6.899	28.297	2.851	12.418 ≤ \bar{R} ≤ 18.119	5.803
4	15.276*	6.722	28.381	2.945	12.330 ≤ \bar{R} ≤ 18.221	5.803
5	15.231*	6.756	30.232	2.943	12.288 ≤ \bar{R} ≤ 18.173	5.803
6	14.787*	6.404	27.754	2.844	11.942 ≤ \bar{R} ≤ 17.631	5.803
7	14.456*	6.573	29.089	2.767	11.689 ≤ \bar{R} ≤ 17.222	5.803
8	14.111*	6.505	28.608	2.662	11.448 ≤ \bar{R} ≤ 16.773	5.803
9	13.714*	6.306	27.991	2.500	11.214 ≤ \bar{R} ≤ 16.213	5.803
10	13.513*	6.213	26.622	2.437	11.075 ≤ \bar{R} ≤ 15.949	5.803
11	13.122*	6.148	24.577	2.338	10.783 ≤ \bar{R} ≤ 15.460	5.803
12	12.987*	6.136	23.264	2.279	10.707 ≤ \bar{R} ≤ 15.266	5.803
13	12.859*	6.275	22.964	2.235	10.623 ≤ \bar{R} ≤ 15.093	5.803
14	12.740*	6.326	23.331	2.186	10.554 ≤ \bar{R} ≤ 14.926	5.803
15	12.636*	6.145	22.760	2.173	10.463 ≤ \bar{R} ≤ 14.808	5.803
16	12.586*	6.216	22.002	2.129	10.457 ≤ \bar{R} ≤ 14.715	5.803
17	12.498*	6.295	22.272	2.105	10.393 ≤ \bar{R} ≤ 14.602	5.803
18	12.415*	6.422	21.584	2.061	10.354 ≤ \bar{R} ≤ 14.476	5.803
19	12.347*	6.393	21.447	2.037	10.309 ≤ \bar{R} ≤ 14.384	5.803
20	12.200*	6.404	20.931	1.989	10.211 ≤ \bar{R} ≤ 14.189	5.803
21	12.132*	6.443	21.085	1.982	10.149 ≤ \bar{R} ≤ 14.113	5.803
22	12.044*	6.363	21.282	1.958	10.086 ≤ \bar{R} ≤ 14.002	5.803
23	11.905*	6.248	20.679	1.915	9.989 ≤ \bar{R} ≤ 13.819	5.803
24	11.745*	6.107	20.660	1.868	9.877 ≤ \bar{R} ≤ 13.612	5.803
25	11.651*	6.144	19.806	1.834	9.816 ≤ \bar{R} ≤ 13.485	5.803
26	11.536*	6.214	19.885	1.813	9.722 ≤ \bar{R} ≤ 13.349	5.803
27	11.460*	6.124	19.573	1.787	9.673 ≤ \bar{R} ≤ 13.247	5.803
28	11.342*	5.998	18.610	1.754	9.587 ≤ \bar{R} ≤ 13.095	5.803
29	11.204*	5.944	18.409	1.706	9.497 ≤ \bar{R} ≤ 12.909	5.803
30	11.111*	5.952	18.324	1.689	9.422 ≤ \bar{R} ≤ 12.799	5.803

EM QUE: *DIFERENÇA SIGNIFICATIVA ENTRE A MÉDIA ESTIMADA PARA CADA TRATAMENTO E A MÉDIA POPULACIONAL POR MEIO DO TESTE DE KRUSKAL-WALLIS A 95% DE PROBABILIDADE. EM QUE: \bar{D} É A MÉDIA ESTIMADA; $S_{\bar{D}}$ É O DESVIO PADRÃO MÉDIO; $\bar{D} \pm S_{\bar{D}}$ É A MÉDIA MAIS OU MENOS UM DESVIO PADRÃO MÉDIO; \bar{R} É A MÉDIA REFERENCIAL

FONTE: O autor (2015)

O desempenho da amostragem com a k-planta depende consideravelmente do padrão espacial da população e esse desempenho é muito variável entre populações com padrão agregado, uniforme ou aleatório (KLEINN; VILCKO, 2006a; LYNCH; RUSYDI, 1999). Lynch e Rusydi (1999) aplicaram o método de k-plantas na amostragem em plantações de Teca (*Tectona grandis* L.f.) e concluíram que ele subestima a densidade das plantações, que possuem distribuição espacial uniforme. Ao aplicar o método de Prodan, Péllico Netto *et al.* (2012) encontraram resultados parecidos para a variável número de plantas.ha⁻¹ da espécie *Araucaria angustifolia* Bert. O. Ktze que possui padrão espacial bastante variado (ANJOS *et al.*, 2004). Loetsch *et al.* (1973) destacam que é inviável definir um estimador do número de plantas que gere resultados satisfatórios para todos os tipos de padrões de distribuição espacial, pois cada padrão possui características específicas.

Na FIGURA 2.4 estão apresentados os valores estimados, em cada UE, em função de seus respectivos valores paramétricos do número de plantas por hectare. Percebe-se, pela projeção da linha de regressão, que a tendência das variações do método de Prodan é superestimar o número de plantas.ha⁻¹, assim como foi verificado pelos resultados obtidos por Kleinn e Vilcko (2006a). Isso é comprovado pelos elevados valores do coeficiente de inclinação (β_1) da reta, que foi próximo de 2 na maioria dos casos. Isso implica em uma inclinação consideravelmente superior a desejável que é de 45°.

Observando os valores de R² da linha de regressão, verifica-se que esse pode ser de até 0,62 para a 30ª planta e entende-se que o método é preciso, ou seja, propicia estimativas que são próximas entre si. Contudo, as estimativas são sempre superiores ao valor paramétrico, caracterizando a baixa exatidão. Além disso, o erro sistemático, que é retratado pelo coeficiente linear (β_0), apresenta-se muito elevado, podendo ser de 5.795 plantas.ha⁻¹ quando considera-se a 1ª planta mais próxima do ponto amostral.

Para Péllico Netto e Brena (1997), uma das maiores desvantagens do método de Prodan, é que seus estimadores podem gerar tendenciosidades quando as plantas possuem padrão agregado dentro do povoamento, corroborando os resultados encontrados neste estudo para a variável número de plantas por hectare.

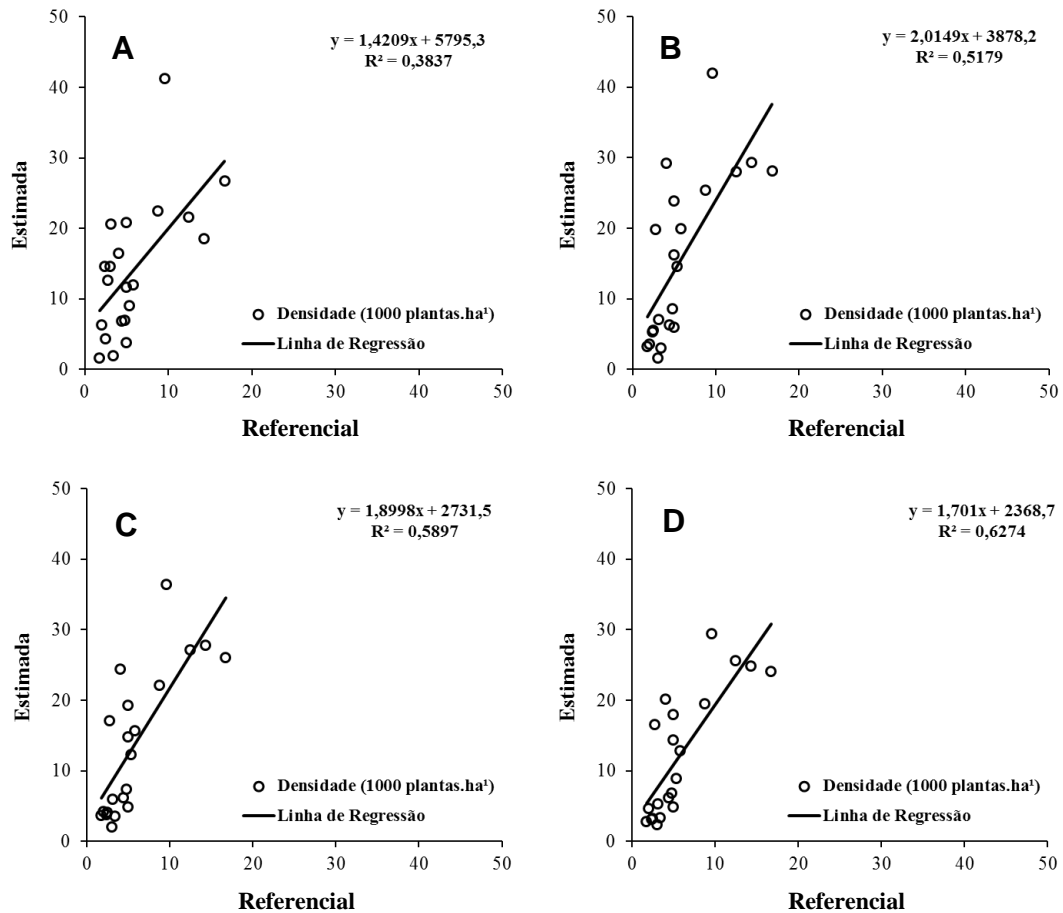


FIGURA 2.4 - VALIDAÇÃO DAS ESTIMATIVAS REALIZADAS PARA AS VARIAÇÕES DO MÉTODO DE AMOSTRAGEM DE PRODAN, PARA A VARIÁVEL DENSIDADE (PLANTAS.HA⁻¹), CONSIDERANDO A 1^a (A), 10^a (B), 20^a (C), E 30^a (D) PLANTA MAIS PRÓXIMA DO PONTO AMOSTRAL

FONTE: O autor (2015)

Para a variável altura das regenerações, a estimativa foi exata em todas as variações do método Prodan (TABELA 2.6). A altura referencial foi de 0,82 m e as estimativas médias variaram de 0,71 m (17^a planta) até 0,86 m (26^a planta). Em todas as situações a aplicação do teste de Kruskal-Wallis não foi significativo (p -valor < 0,05), indicando que a média estimada é estatisticamente igual a referencial em todos os casos. Assim, quando o objetivo da amostragem for avaliar a variável altura das regenerações, o método de Prodan pode ser aplicado normalmente e com baixa intensidade amostral, propiciando estimativas confiáveis.

TABELA 2.6 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DA AMOSTRAGEM REALIZADA PELAS VARIAÇÕES DO MÉTODO DE PRODAN PARA A VARIÁVEL ALTURA MÉDIA (M) DAS PLANTAS REGENERANTES DE CANDEIA

MÉTODO P	\bar{H}	MÍNIMO	MÁXIMO	$S_{\bar{H}}$	$\bar{H} \pm S_{\bar{H}}$	\bar{R}
1	0,78	0,44	1,37	0,13	$0,64 \leq \bar{R} \leq 0,90$	0,82
2	0,78	0,44	1,31	0,12	$0,66 \leq \bar{R} \leq 0,89$	0,82
3	0,75	0,44	1,31	0,12	$0,62 \leq \bar{R} \leq 0,86$	0,82
4	0,76	0,44	1,30	0,12	$0,64 \leq \bar{R} \leq 0,87$	0,82
5	0,78	0,43	1,34	0,12	$0,65 \leq \bar{R} \leq 0,89$	0,82
6	0,78	0,45	1,38	0,12	$0,66 \leq \bar{R} \leq 0,89$	0,82
7	0,83	0,45	1,41	0,11	$0,71 \leq \bar{R} \leq 0,93$	0,82
8	0,77	0,44	1,31	0,11	$0,65 \leq \bar{R} \leq 0,88$	0,82
9	0,78	0,45	1,32	0,12	$0,66 \leq \bar{R} \leq 0,90$	0,82
10	0,85	0,42	1,49	0,13	$0,72 \leq \bar{R} \leq 0,97$	0,82
11	0,83	0,47	1,32	0,12	$0,70 \leq \bar{R} \leq 0,95$	0,82
12	0,79	0,40	1,41	0,12	$0,66 \leq \bar{R} \leq 0,91$	0,82
13	0,78	0,45	1,39	0,11	$0,67 \leq \bar{R} \leq 0,89$	0,82
14	0,81	0,45	1,46	0,13	$0,67 \leq \bar{R} \leq 0,93$	0,82
15	0,74	0,39	1,42	0,12	$0,62 \leq \bar{R} \leq 0,86$	0,82
16	0,73	0,40	1,25	0,12	$0,60 \leq \bar{R} \leq 0,84$	0,82
17	0,71	0,39	1,26	0,11	$0,60 \leq \bar{R} \leq 0,82$	0,82
18	0,83	0,46	1,45	0,13	$0,69 \leq \bar{R} \leq 0,96$	0,82
19	0,83	0,48	1,47	0,12	$0,70 \leq \bar{R} \leq 0,95$	0,82
20	0,80	0,46	1,38	0,13	$0,67 \leq \bar{R} \leq 0,92$	0,82
21	0,83	0,46	1,42	0,12	$0,71 \leq \bar{R} \leq 0,95$	0,82
22	0,79	0,40	1,37	0,12	$0,66 \leq \bar{R} \leq 0,91$	0,82
23	0,75	0,44	1,36	0,12	$0,63 \leq \bar{R} \leq 0,87$	0,82
24	0,82	0,43	1,44	0,13	$0,69 \leq \bar{R} \leq 0,95$	0,82
25	0,81	0,42	1,44	0,13	$0,67 \leq \bar{R} \leq 0,94$	0,82
26	0,86	0,48	1,45	0,13	$0,73 \leq \bar{R} \leq 0,99$	0,82
27	0,82	0,41	1,46	0,14	$0,68 \leq \bar{R} \leq 0,95$	0,82
28	0,85	0,44	1,54	0,14	$0,71 \leq \bar{R} \leq 0,99$	0,82
29	0,77	0,40	1,48	0,15	$0,62 \leq \bar{R} \leq 0,91$	0,82
30	0,76	0,39	1,43	0,14	$0,61 \leq \bar{R} \leq 0,90$	0,82

*DIFERENÇA SIGNIFICATIVA ENTRE A MÉDIA ESTIMADA PARA CADA TRATAMENTO E A MÉDIA POPULACIONAL POR MEIO DO TESTE DE KRUSKAL-WALLIS A 95% DE NÍVEL DE PROBABILIDADE. EM QUE: \bar{H} É A MÉDIA ESTIMADA; $S_{\bar{H}}$ É O DESVIO PADRÃO MÉDIO; $\bar{H} \pm S_{\bar{H}}$ É A MÉDIA MAIS OU MENOS UM DESVIO PADRÃO MÉDIO; \bar{R} É A MÉDIA REFERENCIAL
 FONTE: O autor (2015)

Como se observa na FIGURA 2.5, a linha de regressão para os valores estimados em função dos parâmetros possui inclinação próxima dos 45°, retratando exatidão na estimativa da altura. Considerando a 20ª planta mais próxima do ponto amostral, a estimativa alcança o coeficiente de inclinação (β_1) mais próximo de 1 e em média um erro de pelo menos 0,10 m (β_0).

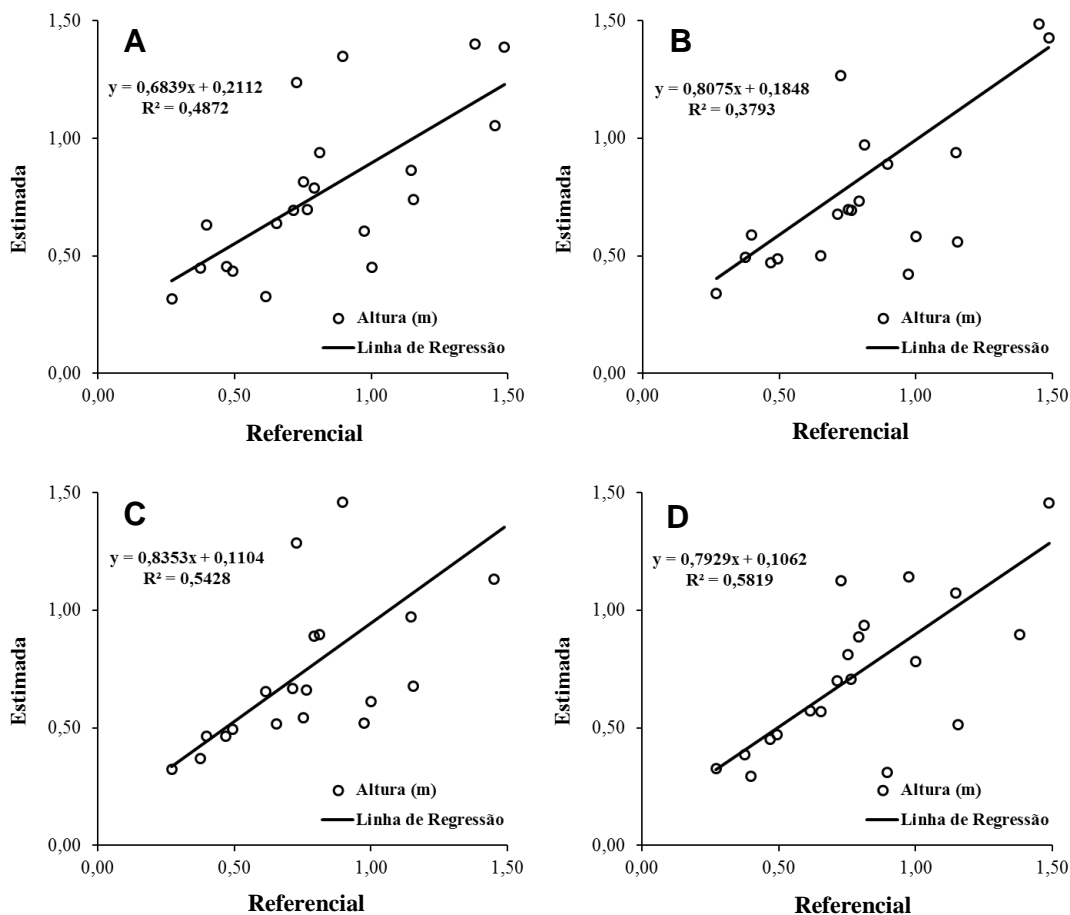


FIGURA 2.5 - VALIDAÇÃO DAS ESTIMATIVAS REALIZADAS PARA AS VARIAÇÕES DO MÉTODO DE AMOSTRAGEM DE PRODAN, PARA A VARIÁVEL ALTURA MÉDIA (M), CONSIDERANDO A 1ª (A), 10ª (B), 20ª (C), E 30ª (D) PLANTA MAIS PRÓXIMA DO PONTO AMOSTRAL

FONTE: O autor (2015)

As TABELAS 2.7 e 2.8 apresentam, para as variáveis densidade e altura média, respectivamente, as estatísticas que retratam o desempenho das variações do método de Prodan. Para a densidade, percebe-se que o desempenho foi classificado como ruim na maioria dos casos e somente a partir da 20ª planta mais próxima do ponto amostral apresentou resultado classificado como regular. Para a variável altura, os resultados foram mais otimistas quanto ao desempenho. A partir também da vigésima planta o desempenho foi classificado como bom, cujos valores dos índices de Willmott (W) e de correlação linear (R) foram de 0,85 e 0,73, respectivamente. Esses valores sugerem exatidão e precisão, respectivamente, quando são amostradas pelo menos as 20 plantas mais próximas do ponto amostral. Kleinn e Vilcko (2006a) destacam que não é o desempenho da amostragem com k-plantas que irá ser determinante, mas a praticidade de implantação da unidade amostral em condições de campo. Segundo esses autores, o método deve ser testado para

obtenção de conclusões definitivas, sendo um tema de pesquisa para fazer estudos de amostragem. Ainda, o número de unidades amostrais alocadas deve ser considerado, pois se ele for muito alto, mesmo reduzindo a variância e o erro, pode elevar os custos e tornar-se inviável (LESSARD *et al.*, 2002).

TABELA 2.7 - ESTATÍSTICAS DE PRECISÃO, EXATIDÃO E DESEMPENHO NA ESTIMATIVA DA VARIÁVEL NÚMERO DE PLANTAS POR HECTARE PELAS VARIAÇÕES DO MÉTODO DE AMOSTRAGEM DE PRODAN

MÉTODO P	EMA	W	R ²	R	C	DESEMPENHO
1 ^a	8.507	0,5001	0,3837	0,6195	0,3098	Ruim
2 ^a	12.934	0,4011	0,3851	0,6206	0,2489	Ruim
3 ^a	12.329	0,3959	0,4195	0,6477	0,2564	Ruim
4 ^a	12.320	0,3985	0,4454	0,6674	0,2659	Ruim
5 ^a	11.969	0,4057	0,4590	0,6775	0,2749	Ruim
6 ^a	11.664	0,4171	0,4668	0,6833	0,2850	Ruim
10 ^a	9.944	0,4724	0,5179	0,7196	0,3400	Ruim
15 ^a	8.652	0,5229	0,5723	0,7565	0,3956	Ruim
20 ^a	8.056	0,5487	0,5897	0,7679	0,4214	Regular
25 ^a	7.299	0,5838	0,6038	0,7770	0,4537	Regular
30 ^a	6.521	0,6214	0,6274	0,7921	0,4922	Regular

EM QUE: *EMA* É O ERRO MÉDIO ABSOLUTO; *W* É O ÍNDICE DE EXATIDÃO DE WILLMOTT; R^2 É O COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO DO AJUSTE DA REGRESSÃO LINEAR SIMPLES PARA OS VALORES ESTIMADOS EM FUNÇÃO DOS PARAMÉTRICOS; *R* É O COEFICIENTE DE CORRELAÇÃO LINEAR SIMPLES; *C* É O VALOR DA ASSOCIAÇÃO ENTRE *W* E *R* RETRATANDO O DESEMPENHO

FONTE: O autor (2015)

TABELA 2.8 - ESTATÍSTICAS DE PRECISÃO, EXATIDÃO E DESEMPENHO NA ESTIMATIVA DA VARIÁVEL ALTURA MÉDIA PELAS VARIAÇÕES DO MÉTODO DE AMOSTRAGEM DE PRODAN

MÉTODO P	EMA	W	R ²	R	C	DESEMPENHO
1 ^a	0,1955	0,8308	0,4872	0,6980	0,5799	Regular
2 ^a	0,2120	0,8248	0,4649	0,6818	0,5623	Regular
3 ^a	0,2007	0,7932	0,4179	0,6464	0,5127	Regular
4 ^a	0,2058	0,8187	0,4651	0,6820	0,5583	Regular
5 ^a	0,1795	0,8361	0,4976	0,7054	0,5898	Regular
6 ^a	0,2017	0,8247	0,4562	0,6754	0,5571	Regular
10 ^a	0,2377	0,7778	0,3793	0,6159	0,4790	Regular
15 ^a	0,2195	0,7962	0,4061	0,6372	0,5073	Regular
20 ^a	0,1953	0,8542	0,5428	0,7367	0,6293	Bom
25 ^a	0,1528	0,9038	0,6810	0,8252	0,7459	Bom
30 ^a	0,1620	0,8672	0,5819	0,7628	0,6615	Bom

EM QUE: *EMA* É O ERRO MÉDIO ABSOLUTO; *W* É O ÍNDICE DE EXATIDÃO DE WILLMOTT; R^2 É O COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO DO AJUSTE DA REGRESSÃO LINEAR SIMPLES PARA OS VALORES ESTIMADOS EM FUNÇÃO DOS PARAMÉTRICOS; *R* É O COEFICIENTE DE CORRELAÇÃO LINEAR SIMPLES; *C* É O VALOR DA ASSOCIAÇÃO ENTRE *W* E *R* RETRATANDO O DESEMPENHO

FONTE: O autor (2015)

4 CONCLUSÕES

Dentre as metodologias de amostragem de área variável avaliadas, o método de amostragem em linhas de Strand é o único que pode ser aplicado para a regeneração natural da espécie *Eremanthus erythropappus* em áreas submetidas ao sistema de manejo com porta sementes. Esse gera estimativas precisas e exatas da altura média e do número de plantas por hectare.

O padrão espacial agregado da regeneração natural inviabiliza a aplicação do método de Prodan, pois nesses casos ele gera superestimativa do número de plantas por hectare.

5 RECOMENDAÇÕES

Deve-se ampliar os estudos sobre a aplicação do método de amostragem em linha nos levantamentos com a regeneração natural da espécie *Eremanthus erythropappus* para avaliar os custos provenientes desse método.

REFERÊNCIAS

ALLEN, R. G.; PEREIRA, L. S.; RAES, D.; SMITH, M. **Crop evapotranspiration: Guidelines for computing crop water requirements**. Rome: FAO, 1998. 15p. (FAO. Irrigation and Drainage Paper, 56).

ANJOS, A.; MAZZA, M. C. M.; SANTOS, A. C. M. C.; DELFINI, L. T. Análise do padrão de distribuição espacial da araucária (*Araucaria angustifolia*) em algumas áreas no Estado do Paraná, utilizando a função K de Ripley. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, n. 66, p. 38-45, 2004.

ARAÚJO, E. J. G.; SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M.; SÉ, D. C.; OLIVEIRA, A. D.; MORAIS, V. A.; ALTOÉ, T. F. SCOLFORO, H. F. Sustentabilidade do manejo da candeia nativa (*Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish). In: SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; DAVIDE, A. C. **O manejo sustentável da candeia: o caminhar de uma nova experiência florestal em Minas Gerais**. Lavras: Editora UFLA, 2012. p. 247-263.

BITTERLICH, W. Die winkelzahlprobe. Allg. Forst-u. Holzwirtschaft. Ztg. v. 59, p. 4-5, 1948.

BRUZINGA, J. S.; OLIVEIRA, M. L. R.; MACHADO, E. L. M.; LEITE, H. G.; PEREIRA, I. M.; NOGUEIRA, G. S. Distribuição espacial de indivíduos adultos de pequi. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 41, n. 98, p. 249-256, 2013.

CARVALHO, L. G.; OLIVEIRA, M. S.; ALVEAS, M. C.; VIANELLO, R. L.; SEDIYAMA, G. C.; NETO, P. C.; DANTAS, A. A. A. Clima. In: SCOLFORO, J. R.; CARVALHO, L. M. T.; OLIVEIRA, A. D. **Zoneamento Ecológico-Econômico do Estado de Minas Gerais: Componente geofísico e biótico**. Lavras: UFLA, 2008. p. 89-101.

COCHRAN, W.G. Sampling Techniques, 3rd ed. Wiley, p. 448, 1977.

HIRATA, T. Height estimation through Bitterlich's method. **Journal of the Physical Society of Japan**, v. 37, p. 479-480, 1955.

KLEINN, C.; VILCKO, F. A new empirical approach for estimation in k-tree sampling. **Forest Ecology and Management**, v. 237, p. 522-533, 2006a.

KLEINN, C.; VILCKO, F. Design-unbiased estimation for point-to-tree distance sampling. **Canadian Journal of Forest Research**. v. 36, p. 1407-1414, 2006b.

LESSARD, V. C.; DRUMMER, T. D.; REED, D. D. Precision of density estimates from fixed-radius plots compared to N-tree distance sampling. **Forest Science**, v. 48, n. 1, p. 1-6, 2002.

LOETSCH, F., ZOHRER, F., HALLER, K.E. Forest Inventory, vol. II. BLV Verlagsgesellschaft Munchen, Bern, Wien, p. 469, 1973.

LYNCH, T. B.; RUSYDI, R. Distance sampling for forest inventory in Indonesian teak plantations. **Forest Ecology and Management**, v. 113, n. 2/3, p. 215-221, 1999.

MOSCOVICH, F. A.; BRENA, D. A.; LONGHI, S. J. Comparação de diferentes métodos de amostragem, de área fixa e variável, em uma floresta de *Araucaria angustifolia*. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 9, n. 1, p. 173-191, 1999.

PÉLLICO NETTO, S.; BRENA, D. A. Obtenção da densidade de povoamentos no método de amostragem de Strand. **Cerne**, v. 2, n. 1, p. 81-90, 1996.

PÉLLICO NETTO, S.; BRENA, D. A. **Inventário florestal**. Curitiba, 1997. 316 p.

PÉLLICO NETTO, S.; ORELLANA, E.; STEPKA, T. F.; LIMA, R.; FIGUEIREDO FILHO, A. Comportamento probabilístico dos raios das sextas árvores no método de Prodan e estimativas dos parâmetros dendrométricos para *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze nativa. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 40, n. 96, p. 517-524, 2012.

PIMENTEL-GOMES, F. **Estatística Experimental**. Piracicaba: ESALQ. 2009. 451 p.

PRODAN, M. Punktstichprobe fur die forsteinrichtung. *Forest. U. Holzwirt*, v. 23, n. 11, p. 225-226, 1968.

R DEVELOPMENT CORE TEAM. R: a language and environment for statistical computing. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing. Disponível em: www.R-project.org. Acesso em: 10 nov. 2011.

SILVA, M. A.; MELLO, J. M.; SCOLFORO, J. R. S.; CZANCK JÚNIOR, L.; ANDRADE, I. S.; OLIVEIRA, A. D. Análise da distribuição espacial da candeia (*Eremanthus*

erythropappus (DC.) MacLeish) sujeita ao sistema de manejo porta-sementes. **Cerne**, Lavras, v. 14, n. 4, p. 311-316, 2008.

STAMATELLOS, G.; PANOURGIAS, G. Simulating spatial distributions of forest trees by using data from fixed area plots. **Forestry**, v. 78, n. 3, p. 305-312, 2005.

STRAND, L. Sampling for volume along a line. *Meddelelser Fra Det Norske Skogforsoksvesen*, v. 51, p. 327-331, 1958.

WILLMOTT, C. J. On the validation of models. **Physical Geography**, v. 2, n. 2, p. 184-194, 1981.

CAPÍTULO 3

ESTATÍSTICA ESPACIAL APLICADA PARA A AMOSTRAGEM DA REGENERAÇÃO NATURAL DE *Eremanthus erythropappus*

RESUMO

O objetivo deste trabalho foi aplicar e avaliar o desempenho de metodologias de amostragem de área variável para a regeneração natural da espécie *Eremanthus erythropappus*, considerando sua estrutura espacial, em áreas submetidas ao sistema de manejo com porta sementes. Os dados para a realização deste estudo foram coletados em 46 áreas com regeneração natural de *Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish (candeia), após terem sido submetidas ao sistema de manejo com porta sementes. Foram aplicadas três estratégias de amostragem, sendo uma delas aplicando técnicas de geoestatística na estimativa do número de plantas por hectare e duas adaptações de metodologias já apresentadas na literatura, porém, sem vincular os conceitos de geoestatística em seus estimadores estatísticos. Em cada método, avaliou-se a precisão e exatidão na estimativa da variável número de plantas por hectare. Comprovou-se que todas as metodologias cuja estrutura utiliza o conceito de dependência espacial das unidades amostrais na estimativa convergiram para os melhores resultados. Conclui-se que a Krigagem ordinária, associada ao conceito de zona de inclusão por meio do diagrama de Voronoi, é eficiente na estimativa do número de plantas por hectare e deve ser utilizada para obter ganhos nos estimadores.

Palavras-chave: Geoestatística, Krigagem ordinária, Voronoi, Área variável, Candeia

**SPATIAL STATISTICS APPLIED TO SAMPLING OF NATURAL REGENERATION
OF *Eremanthus erythropappus***

ABSTRACT

The objective of this work was to apply and evaluate the performance of sampling methodologies in natural regeneration of *Eremanthus erythropappus*, considering its spatial structure in areas subject to the management system with seed-trees. The natural regeneration of *Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish (candeia) for this study was collected in 46 areas, after submission to a management system with seed-trees. Three sampling strategies were used, the first one by applying geostatistic techniques to estimate the number of plants per hectare and other two methodological adaptations already known in the literature, however, without linking the concepts of geostatistic in their statics estimators. For each method, we evaluated the precision and accuracy to estimate the variable number of plants per hectare. It was observed that all methodologies whose structure makes use of the spatial dependence of the sample units in the estimation have converged to the best results. It is concluded that the ordinary kriging, linked to the concept of inclusion zone through the Voronoi diagram, is efficient to estimate the number of plants per hectare and should be used for gains in the estimators.

Keywords: Geostatistics, Ordinary kriging, Voronoi, Variable area, Candeia.

1 INTRODUÇÃO

O maior objetivo da teoria de amostragem é alicerçar as metodologias que propiciam maior eficiência, com alta precisão e exatidão, gerando baixo custo (COCHRAN, 1977). Uma amostra contém informações capazes de estimar a variável de interesse com confiança e depende da forma e, principalmente, do número de unidades amostrais (SCOLFORO; MELLO, 2006). Em florestas naturais, especialmente quando se trata de levantamentos com regeneração, a variável de interesse é o número de plantas por hectare, pois ela indicará o potencial de reestabelecimento da floresta. Contudo, essa variável apresenta alta variabilidade, devido aos diversos processos naturais que ocorrem e, por consequência, promovem baixa precisão na estimativa realizada por meio do inventário florestal analisado via estatística clássica.

Dentre inúmeros fatores que influenciam na qualidade da estimativa de uma variável no inventário florestal, o padrão espacial da espécie (ou das espécies) em questão aparece com destaque e deve ser considerado (KLEINN; VILCKO, 2006b). As tradicionais amostragens: casual simples e sistemática, por exemplo, podem não detectar uma espécie que ocorre formando agregados dentro da floresta (BRUZINGA *et al.*, 2013). A escolha do método de amostragem dependerá da espécie florestal em questão, das condições locais e características da população.

Para contornar essa dificuldade, que o padrão espacial agregado impõe nos procedimentos de amostragem tradicionais, diversas metodologias alternativas têm sido desenvolvidas. Lei *et al.* (2012) descrevem um método de amostragem adaptado ao tipo de dados e a inclusão de unidades amostrais dependem dos valores da variável de interesse. Essa é uma alternativa desenvolvida por meio de adaptação da amostragem por conglomerados, inicialmente proposta por Thompson (1990), para ser aplicada em espécies com distribuição espacial agregada.

Atualmente, os inventários florestais têm sido realizados e analisados utilizando alguma ferramenta geoestatística como forma de auxílio tanto no planejamento quanto na análise final dos resultados. Segundo Isaaks e Srivastava (1989), a geoestatística fundamenta-se na esperança de que, na média, unidades amostrais próximas, no tempo e no espaço, sejam mais similares entre si do que as que estiverem mais distantes. Para Yamamoto e Landim (2013), a homogeneidade

espacial de uma variável raramente ocorre, portanto, pode-se dizer que as variações não são aleatórias e apresentam algum grau de dependência espacial, ou seja, observações vizinhas exercem influências umas sobre as outras (AMARAL *et al.*, 2013).

Segundo Mello *et al.* (2009a), o semivariograma é o instrumento da geoestatística que avalia a variância entre unidades amostrais, separados por uma certa distância e a correlação entre essas unidades amostrais podem ser determinadas por meio de um modelo teórico (YAMAMOTO; LANDIM, 2013). Comprovada a dependência espacial entre unidades amostrais, pode-se aplicar a krigagem ordinária na estimativa da variável em questão. Ela constitui um método local de estimativa e, dessa forma, a estimativa em um ponto não amostrado resulta da combinação linear dos valores encontrados na vizinhança próxima, sendo esse o método mais utilizado pela simplicidade e resultados que ele proporciona (YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

A maioria dos trabalhos com geoestatística aplicados na área florestal é voltada para plantios comerciais (MELLO *et al.*, 2005a; MELLO *et al.*, 2005b; MELLO *et al.*, 2009a; MELLO *et al.*, 2009b), sendo escassos ainda os estudos com florestas naturais, em especial aqueles que tratam de regeneração natural.

O objetivo deste trabalho foi aplicar e avaliar o desempenho de metodologias de amostragem de área variável para a regeneração natural da espécie *Eremanthus erythropappus*, considerando sua estrutura espacial, em áreas submetidas ao sistema de manejo com porta sementes.

2 MATERIAL E MÉTODOS

2.1 ÁREA DE ESTUDO E BANCO DE DADOS

Os dados para a realização deste estudo foram coletados em 46 áreas, que aqui serão denominadas de unidades de estudo (UE), com regeneração natural de *Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish (candeia), após terem sido submetidas ao sistema de manejo com porta sementes (SCOLFORO *et al.*, 2008). As UEs estão distribuídas na região Sul do Estado de Minas Gerais, entre as coordenadas 22°16'48" S, 45°24'20" W e 21°59'04" S, 44°45'16" W. A altitude média da região de estudo varia de 950 m a 1.750 m, com precipitação média anual entre 1.600 mm e 1.700 mm e temperatura média anual variando de 16°C a 17°C. Os solos predominantes são Cambissolo Húmico, Neossolo Litólico e Argissolo Vermelho (CARVALHO *et al.*, 2008).

Cada UE possui área de 300 m² e formato de um polígono regular de 12 lados (ARAÚJO *et al.*, 2012). Em cada UE fez-se a contagem de todas as plantas (censo) regenerantes de candeia, onde foi mensurada a variável altura total (h) de cada uma delas. Considerou-se como regeneração todas as plantas com altura ≥ 5 cm e diâmetro a 1,30 m do solo ≤ 5 cm. Além disso, foram obtidas as coordenadas cartesianas de cada planta, por meio de croqui milimetrado, que posteriormente foram transformadas em coordenadas geográficas no software Arc Gis 10.2, permitindo a simulação dos métodos de amostragem analisados no presente estudo.

2.2 ESTRATÉGIAS DE AMOSTRAGEM

A variável analisada neste trabalho foi o número de plantas por hectare (plantas.ha⁻¹), representada pela densidade (\bar{D}). Como em cada UE fez-se a contagem de todas as plantas, considerou-se que a média geral (média das 46 UEs) é a estimativa mais consistente da média populacional para essa variável. Sendo assim, essa foi considerada a referência paramétrica (média referencial) a ser comparada

com os estimadores em cada método. Foram aplicadas três estratégias diferentes de amostragem, sendo uma delas aplicando técnicas de geoestatística na estimativa do número de plantas por hectare e duas adaptações de metodologias já apresentadas na literatura, porém, sem vincular os conceitos de geoestatística em seus estimadores. A seguir serão apresentadas as descrições resumidas de cada estratégia:

Estratégia 1: Essa foi denominada de método da i -ésima planta com zonas de inclusão. Baseia-se no método proposto por Prodan (1968), que considera como critério de inclusão de uma árvore ou regeneração na amostragem a sua distância ao ponto amostral e, portanto, se faz com proporcionalidade à distância. Contudo, a estimativa do número de plantas por hectare foi feita com base na zona de inclusão de cada planta definida por meio do diagrama de Voronoi (KLEINN; VILCKO, 2006b), considerando a distância do ponto amostral até a i -ésima planta mais próxima ($i = 1, 2, 3, \dots, 30$). A zona de inclusão foi considerada como sendo a área de abrangência de uma planta e determina a probabilidade de ela ser incluída na amostragem.

Estratégia 2: Neste trabalho foi denominada de Amostragem Adaptativa em Conglomerados (AAC). Consiste na aplicação da metodologia apresentada por Lei *et al.* (2012). Essa é uma alternativa desenvolvida por meio de adaptação da amostragem por conglomerados, inicialmente proposta por Thompson (1990), para ser aplicada em espécies com distribuição espacial agregada.

Estratégia 3: Foi desenvolvida associando os conceitos de zona de inclusão, a partir do diagrama de Voronoi, com os princípios da geoestatística, por meio da análise variográfica, verificação de dependência espacial e aplicação da krigagem ordinária. Além disso, essa estratégia foi desmembrada em outras oito subestratégias, totalizando nove variações da estratégia três.

Em cada método buscou-se avaliar a precisão e exatidão na estimativa da variável número de plantas por hectare (densidade em $N \cdot ha^{-1}$). Todas as análises e simulações foram realizadas em planilhas eletrônicas e no software R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2011). Para as análises geoestatísticas fez-se uso do pacote geoR.

2.3 DESENVOLVIMENTO E APLICAÇÃO DAS ESTRATÉGIAS

A estratégia 1 foi aplicada com base no método proposto por Prodan (1968), que considera como critério de inclusão de uma árvore ou regeneração na amostragem a sua distância ao ponto amostral e, portanto, se faz com proporcionalidade à distância. O método original é denominado como das seis árvores, pois considera a distância da sexta árvore até o ponto amostral de referência. O desenvolvimento desse método está apresentado em Péllico Netto e Brena (1997). Para este trabalho considerou-se as distâncias das 30 plantas mais próximas (regenerações) ao ponto amostral, caracterizando 30 variações da mesma metodologia.

Para as simulações das variações estruturais do método, foram consideradas duas condicionantes: a distância da 30ª planta até o ponto amostral não ser superior à distância do ponto amostral até a borda da UE para não caracterizar estimativa fora dos limites da UE e os domínios de abrangência de dois pontos amostrais dentro da UE não devem se sobrepôr, para assegurar independência probabilística entre eles. Sendo assim, das 46 UEs iniciais, apenas 21 atenderam as duas condicionantes. Em cada UE selecionada aleatorizou-se um ponto amostral e, a partir daí, foram determinados os raios (R_i) que indicam a distância da i -ésima regeneração mais próxima desses pontos, com i variando de 1 a 30. Para cada i -ésima planta identificada, foi delimitada a zona de inclusão com base no diagrama de Voronoi (HAYES; KOCH, 1984). Esse considera a metade da distância entre uma planta e todos os seus vizinhos mais próximos. Traça-se uma bissetriz na metade dessa distância entre a planta e o primeiro vizinho, determinando o primeiro lado do polígono. Esse procedimento é realizado até que todo o polígono seja fechado, com número de lados igual ao número de vizinhos mais próximos, definindo a área de abrangência (a_i) ou espaço vital da planta (FIGURA 3.1). Detalhes desse método são descritos em Kleinn e Vilcko (2006b). A partir desse polígono, supõe-se que a área de abrangência de uma regeneração expressa a ocupação unitária do total número de plantas por hectare, aqui denominada de densidade equivalente (DE) e que pode ser estimada por $10.000/a_i$. Finalmente, estimou-se a densidade média (\bar{D}) das 21 UE para comparar com a média referencial de $5.803 \text{ plantas.ha}^{-1}$. Esse procedimento foi simulado 10.000 vezes para obtenção de estimativas confiáveis do método.

A formulação matemática para estimar o número médio de regenerações por hectare (\bar{D}), em cada UE, para as variações estruturais do método está apresentada a seguir:

$$\bar{D} = N \cdot ha^{-1} = \sum_{i=1}^n DE_i$$

$$DE_i = \frac{10.000}{a_i}$$

Em que: $N \cdot ha^{-1}$ = número de plantas por hectare; DE_i = densidade equivalente da i -ésima regeneração; a_i = área de abrangência da i -ésima regeneração ($i = 1, 2, 3, \dots, 30$) definida pelo diagrama de Voronoi.

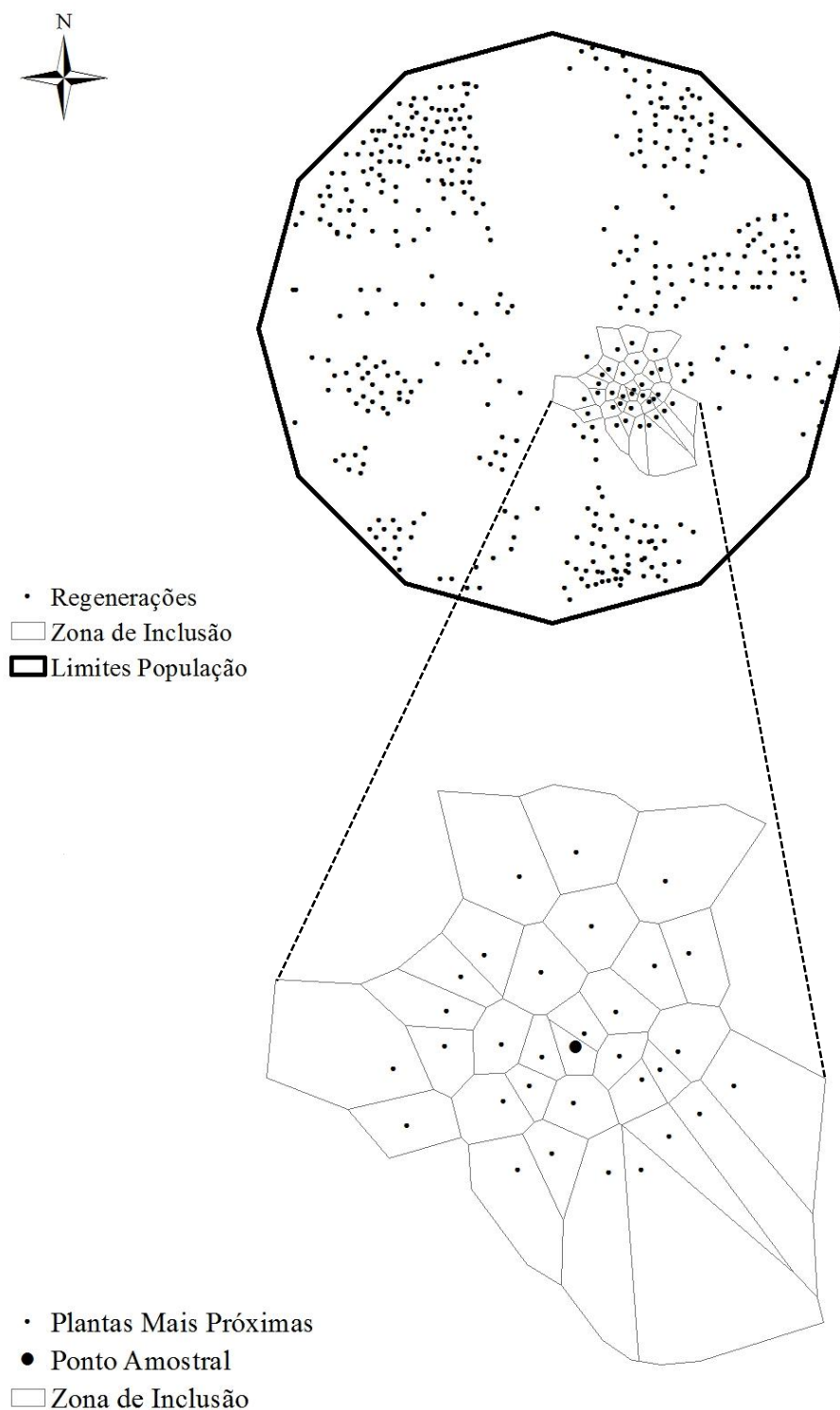


FIGURA 3.1 - ILUSTRAÇÃO DA ESTRATÉGIA DE AMOSTRAGEM 1
FONTE: O autor (2015)

Na estratégia 2, aplicou-se a metodologia apresentada por Lei *et al.* (2012) e aqui denominada de Amostragem Adaptativa em Conglomerados (AAC). De acordo com os autores, esse é um método de amostragem adaptado ao tipo de dados e a

inclusão de unidades amostrais depende dos valores da variável de interesse. Nesse caso a variável de interesse é o número de plantas (y). A partir da alocação da primeira unidade amostral (Quadrat), que deverá conter pelo menos uma planta no âmbito de sua abrangência, as unidades amostrais subjacentes (Quadrats) serão selecionadas conforme o critério de inclusão estabelecido, ou seja, o critério é de que todas as unidades amostrais subjacentes que possuem pelo menos uma planta em seu interior ($y > 0$), serão adicionadas ao conglomerado. O processo termina quando as unidades vizinhas não atendem o critério ($y = 0$) formando a borda do conglomerado (FIGURA 3.2). O conglomerado será formado de tal maneira que todas as plantas que o integram compõem a amostragem, portanto é uma metodologia apropriada para amostrar espécies florestais com padrão espacial agregado (THOMPSON, 1990).

Para a obtenção da média em cada UE, aplicou-se o estimador modificado de Hansen-Hurwitz, denominado de HH (LEI *et al.*, 2012):

$$\hat{y}_{HH} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n w_i$$

Em que: \hat{y}_{HH} = média do número de regenerações na UE; w_i = representa a média de regenerações para o i -ésimo conglomerado, calculado como: $w_i = y_i/x_i$. Sendo que y_i representa o número de regenerações por conglomerado e x_i representa o número de quadrats no conglomerado; n = número total de conglomerados.

Sendo assim, para a estimativa do número médio de regenerações por hectare (\bar{D}) em cada UE, aplicou-se a formulação matemática a seguir:

$$\bar{D} = N \cdot ha^{-1} = 10.000 \hat{y}_{HH} \frac{N}{A}$$

Em que: N = número de quadrats que cabem em cada UE; A = Área total de cada UE.

Para este estudo as dimensões dos quadrats foram de 1 x 1 m e utilizou-se as 46 UEs. Finalmente, estimou-se a densidade média geral das 46 UEs para comparar com a média referencial de 3.167 plantas.ha⁻¹.

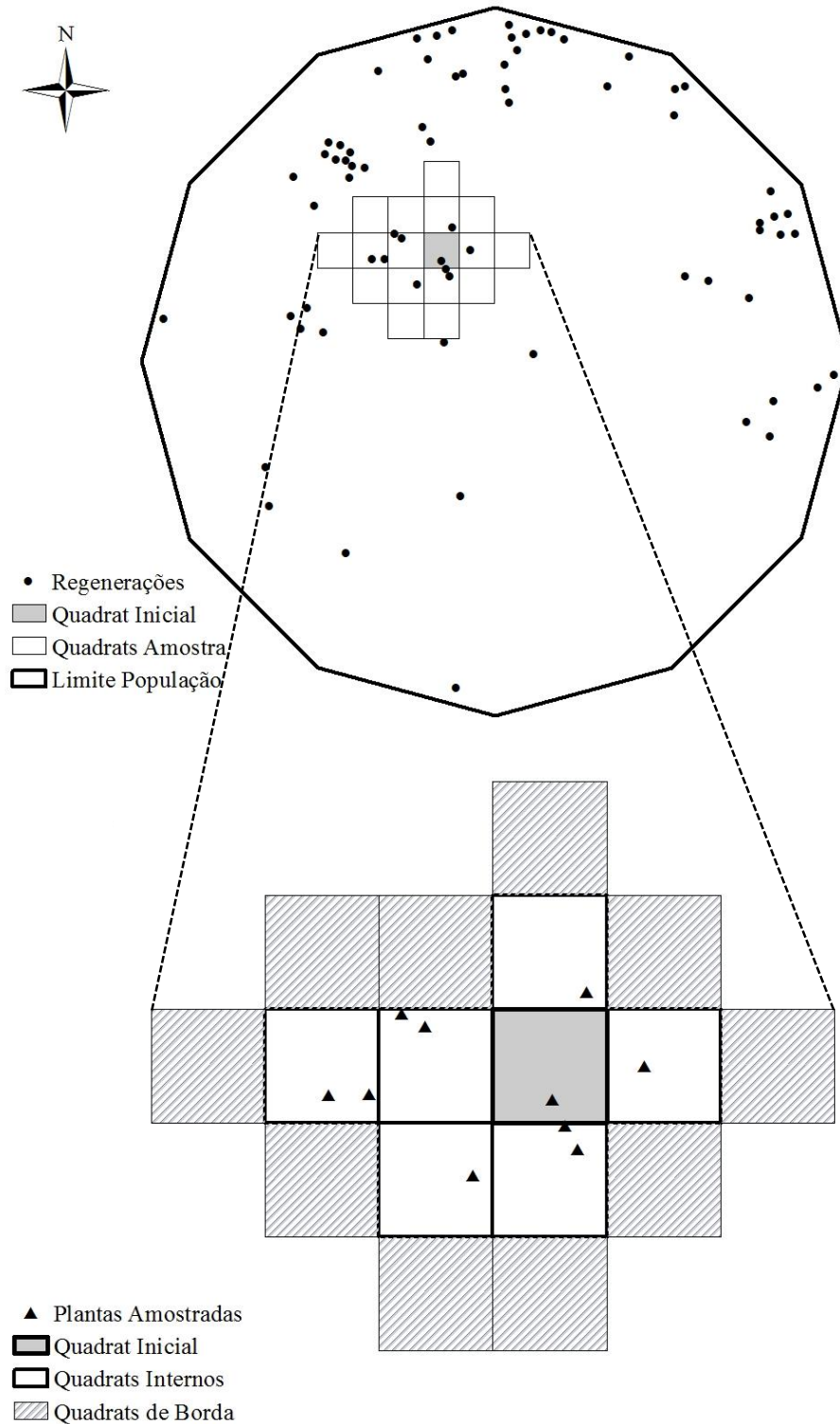


FIGURA 3.2 - ILUSTRAÇÃO DA ESTRATÉGIA DE AMOSTRAGEM 2
 FONTE: O autor (2015)

Por fim, a estratégia 3 foi desenvolvida utilizando todas as 46 UEs, com média referencial de $3.167 \text{ planta.ha}^{-1}$. Em cada UE determinou-se a área de abrangência (zona de inclusão) de cada planta por meio do diagrama de Voronoi (FIGURA 3.3B),

conforme apresentado em Kleinn e Vilcko (2006b). Após o agrupamento das áreas de todas as regenerações das 46 UEs no mesmo banco de dados, fez-se uma análise da distribuição probabilística dessas áreas por meio da função Weibull com três parâmetros. A amplitude de classe definida para as áreas considerada foi de 4 m², com limite inferior da primeira classe igual zero e limite superior da última classe igual a 88 m², totalizando 22 classes. A estrutura matemática da função, bem como, a formulação para estimativa da média e da variância da distribuição, está apresentada a seguir:

$$f(x) = \frac{c}{b} \left(\frac{(x-a)}{b} \right)^{c-1} e \left[-\left(\frac{(x-a)}{b} \right)^c \right]$$

$$\mu_x = a + b\Gamma \left(1 + \frac{1}{c} \right)$$

$$\sigma^2 = b^2 \left[\Gamma \left(1 + \frac{2}{c} \right) - \Gamma \left(1 + \frac{1}{c} \right)^2 \right]$$

Em que: x = valor central da classe de área; e = exponencial; a = parâmetro de locação; b = parâmetro de escala; c = parâmetro de forma; μ_x = média da distribuição; σ^2 = variância da distribuição; Γ = função gama.

A partir da área de abrangência média das regenerações, alocou-se uma rede de pontos sistemáticos a cada 4 m² (2 x 2 m), totalizando 71 pontos amostrais em cada UE (FIGURA 3.3C). Para cada ponto da rede, foi identificada a regeneração mais próxima e essa caracterizada como sendo o ponto amostral (FIGURA 3.3D). As áreas de abrangência de cada regeneração selecionada constituíram a própria unidade amostral e foram utilizadas para a estimativa da densidade de cada UE. A área de abrangência (a_i) da i -ésima regeneração retrata a probabilidade ($p_i = a_i/A_i$) que ela tem para ser incluída na amostragem. Assim, cada regeneração de uma área de abrangência equivale a uma determinada densidade equivalente (DE) por hectare e pode ser obtida por $10.000/a_i$ (FIGURA 3.3E). A partir daí a variável DE tornou-se a variável de interesse em cada UE, para gerar a densidade média final (\bar{D}).

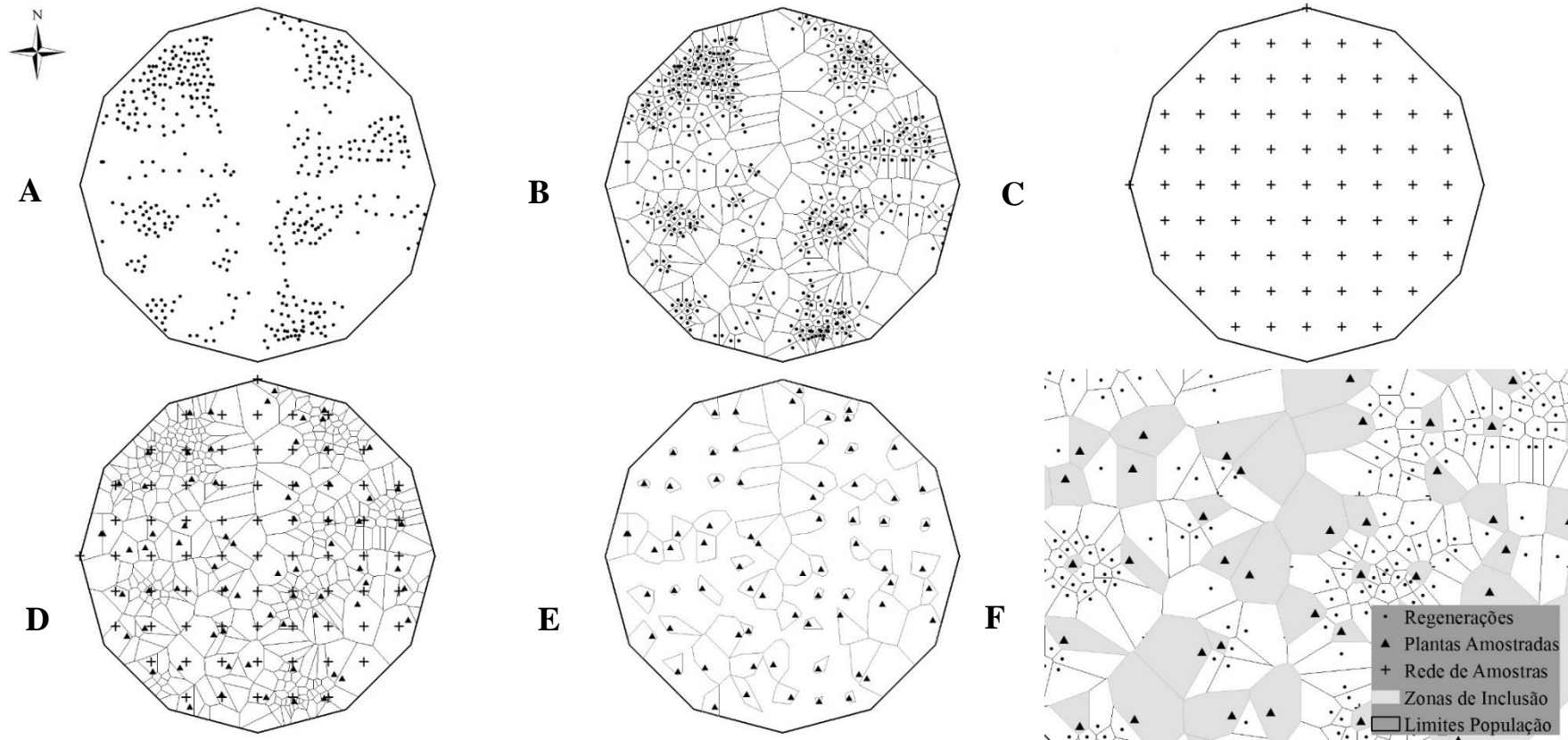


FIGURA 3.3 - ILUSTRAÇÃO DOS PROCEDIMENTOS DA ESTRATÉGIA DE AMOSTRAGEM 3
 FONTE: O autor (2015)

A primeira etapa no estudo da correlação espacial de uma variável aleatória é a análise descritiva. As análises a seguir foram realizadas para o logaritmo natural da variável DE ($\ln DE$). Devido à assimetria na distribuição de frequências da variável original (DE), aplicou-se a transformação logarítmica na base natural (YAMAMOTO; LANDIM, 2013). Segundo os autores, as variáveis regionalizadas podem ser contínuas ou discretas e, às vezes, faz-se necessária a transformação dos dados para alcançar uma distribuição próxima da normal. A transformação logarítmica garante a normalidade quando a variável original apresenta uma distribuição log-normal, que é o caso do número de regenerações de candeia por hectare. Após a transformação analisou-se, em cada UE, a distribuição de frequências da variável ($\ln DE$) e aplicou-se o teste de Kolmogorov-Smirnov, a 95% de probabilidade, para atestar que essa apresenta distribuição aproximadamente normal. Além disso, foi verificada a existência de tendência da variável em relação às coordenadas geográficas e a presença de outliers por meio do gráfico de boxplot.

Na sequência, fez-se o estudo variográfico da variável ($\ln DE$) nas direções 0° , 45° , 90° e 135° para verificar a presença de anisotropia. Ao detectá-la, ela foi corrigida para a obtenção de um variograma isotrópico, ou seja, que não se altera com a direção. De acordo com Mello *et al.* (2005a), obedecidas as condições da hipótese intrínseca, ou seja, que a variância entre dois pontos amostrais só depende da distância entre eles, a semivariância pode ser estimada através de uma única realização do processo estocástico e que é dada por:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [z(x_i) - z(x_i + h)]^2$$

Em que: $\gamma(h)$ = semivariância estimada entre pares de pontos; $N(h)$ = número de pares de valores medidos $z(x_i)$, $z(x_i + h)$, separados pela distância h .

Essa função permitiu gerar o semivariograma experimental e o ajuste de alguns modelos matemáticos que expressam a estrutura de dependência espacial da característica avaliada. Em cada UE testou-se os modelos Gaussiano, Exponencial e Esférico. O ajuste dos modelos foi realizado por meio do método dos mínimos quadrados ordinários (MELLO *et al.*, 2005a), utilizando como parâmetros iniciais

aqueles observados no semivariograma experimental. Este método é um dos mais utilizados na estatística, pois baseia-se na minimização da soma do quadrado da diferença entre os valores estimados e os observados (MELLO *et al.*, 2005a). O desempenho e seleção do melhor modelo para cada UE foi efetuado a partir do coeficiente de determinação ajustado ($R^2_{ajustado}$), do erro médio reduzido (ER), do desvio padrão do erro (s_{er}) e do Critério de Informação de Akaike (AIC), além da validação cruzada de cada modelo para avaliar o desempenho na estimativa da semivariância (MELLO *et al.*, 2005a; MORAIS, 2014).

Modelo Gaussiano:

$$\gamma(h) = C_0 + C \left[1 - e^{-\left(\frac{h}{a}\right)^2} \right]$$

Modelo Exponencial:

$$\gamma(h) = C_0 + C \left[1 - e^{-\left(\frac{h}{a}\right)} \right]$$

Modelo Esférico:

$$\gamma(h) = C_0 + C \left[1,5 \frac{h}{a} - 0,5 \left(\frac{h}{a}\right)^3 \right] \text{ para } h < a$$

$$\gamma(h) = C_0 + C \text{ para } h \geq a$$

Em que: $\gamma(h)$ = semivariância; C_0 = efeito pepita; C = contribuição; a = alcance.

Após o ajuste e obtenção dos parâmetros efeito pepita, patamar e alcance da dependência espacial, o IDE (Índice de Dependência Espacial) foi calculado, que a definiu como: dependência espacial baixa para $IDE \leq 0,25$, moderada para $0,25 < IDE \leq 0,75$ e forte para $IDE > 0,75$ (ZIMBACK, 2001).

$$IDE = \frac{C}{(C_0 + C)}$$

Comprovada a dependência espacial da variável $\ln(DE)$, estimou-se os valores de densidade de regenerações (plantas.ha⁻¹) em cada UE por meio da krigagem ordinária. Este método foi denominado por Journel e Huijbregts (1978) como simulação de bloco condicionada aos pontos amostrados. Quando se pretende obter

o valor médio da variável regionalizada Z numa subárea R , este pode ser obtido pela média dos valores krigados pontuais que compõem a subárea R (MELLO, 2004).

Tal técnica constitui um método local de estimativa em um ponto não amostrado e considera tanto a distância entre as unidades como o seu agrupamento, podendo ser aplicada tanto sobre os dados originais quanto sobre os dados transformados (YAMAMOTO; LANDIM, 2013). Esses autores consideram como o método mais utilizado, pela simplicidade e resultados que proporciona. Os mapas de densidade de regenerações foram trabalhados no software Arc Gis 10.2.

O estimador da krigagem ordinária é dado por:

$$Z(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i)$$

Em que: $Z(x_0)$ = estimativa no ponto não amostrado; $Z(x_i)$ = valor observado no i -ésimo ponto amostral; n = número de pontos amostrados; λ_i = peso associado aos i -ésimos pontos amostrados ($i = 1, 2, 3, \dots, n$).

Após a análise espacial e estimativa da densidade de regenerações em cada UE por meio da krigagem, a precisão e exatidão desse método foi analisada considerando o conjunto das 46 UEs e em diferentes arranjos de estratificação das UEs. Essas foram feitas por intensidade da regeneração natural, por intensidade do estrato arbóreo presente e por padrão espacial da regeneração natural. A estratificação por intensidade da regeneração dividiu as UEs em dois grupos: o primeiro com até 2.500 regenerações.ha⁻¹ (≤ 2.500) e o segundo com mais de 2.500 regenerações.ha⁻¹ (> 2.500). A estratificação por intensidade do estrato arbóreo dividiu as UEs em três grupos: um com área basal de até 5 m².ha⁻¹ (G_1), o dois com área basal entre 5 e 10 m².ha⁻¹ (G_2) e o três com área basal superior a 10 m².ha⁻¹ (G_3). A estratificação por padrão espacial os separou em agregado, aleatório e variado. Para classificar o padrão espacial de cada UE, aplicou-se a função K de Ripley no caso univariado a cada 5 cm (h) de distância. Fez-se 999 simulações Monte Carlo para construir os envelopes de confiança, a 99% de probabilidade. Além disso, aplicou-se o índice de Moran, a 99% de probabilidade, utilizando a variável altura das

regenerações, baseado no método do inverso da distância, neste caso a euclidiana. Nos dois casos testou-se a hipótese H_0 : padrão aleatório da regeneração. Quando o teste foi significativo, essa hipótese foi rejeitada e duas possibilidades contrárias a H_0 foram avaliadas: repulsão ou agregação.

2.4 ESTATÍSTICA

Para cada metodologia de amostragem testada, aplicou-se a transformação com logaritmo natural nas estimativas da variável número de plantas por hectare para que essa se aproximasse de uma distribuição normal, a qual foi confirmada a partir do teste de normalidade de Kolmogorov-Smirnov, a 95% de probabilidade. De acordo com Silva e Silva (1982), a transformação logarítmica é aplicada nos casos em que os dados não seguem uma distribuição normal, como na contagem do número de plantas por hectare, com a finalidade de normalizá-la (SILVA; SILVA, 1999). Além disso, qualquer base é satisfatória, podendo-se aplicar a base natural, sendo o mais importante que a transformação seja aplicada para números inteiros positivos, que é o caso do número de plantas por hectare (SILVA; SILVA, 1999). Na sequência, foram gerados os intervalos de confiança a 95% de probabilidade para a variável transformada e, após retransformação dela para a escala original, foi verificado se a média referencial encontrava-se dentro desse intervalo. Além disso, a média estimada em cada método foi comparada com a referencial por meio do teste *t* para amostras independentes, a 95% de probabilidade.

2.5 PRECISÃO, EXATIDÃO E DESEMPENHO

Para cada variação dos métodos foi calculado o erro médio absoluto (*EMA*), conforme estrutura matemática a seguir:

$$EMA = \frac{\sum_{i=1}^n |\hat{y}_i - y_i|}{n}$$

Em que: *EMA* = erro médio absoluto; y_i = *i*-ésimo valor observado; \hat{y}_i = *i*-ésimo valor estimado; *n* = número de observações.

Além disso, fez-se o ajuste de uma regressão linear simples ($y = \beta_0 + \beta_1 x + e_i$) com os valores estimados em cada UE, em função dos seus respectivos valores

referenciais. Avaliou-se a significância dos coeficientes da regressão ajustada para retratar a tendência no gráfico. As hipóteses $H_0: \beta_0 = 0$ e $H_0: \beta_1 = 1$ foram testadas usando-se o teste t a 95% de probabilidade. Quando as hipóteses da nulidade são aceitas verifica-se que os valores estimados são próximos dos referenciais, retratando uma linha de regressão com inclinação de 45° ($\beta_1 = 1$) e passando pela origem ($\beta_0 = 0$), o que caracteriza exatidão. Além disso, os valores do coeficiente de determinação (R^2) e de correlação de Pearson (R) da regressão foram avaliados para retratar a precisão.

Outro índice de exatidão aplicado foi o proposto por Willmott (1981), que mede o grau de concordância entre os valores estimados e os paramétricos, variando de 0 a 1, sendo melhor quanto mais próximo estiver de 1.

$$W = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2}{\sum_{i=1}^n (|\hat{y}_i - \bar{y}| + |y_i - \bar{y}|)^2}$$

Em que: W = índice de Willmott; y_i = i -ésimo valor observado; \hat{y}_i = i -ésimo valor estimado; \bar{y} = média dos valores observados; n = número de observações.

Associando os valores de correlação da regressão (precisão) com os de concordância de Willmott (exatidão), tem-se o índice de desempenho (c) proposto por Allen *et al.* (1998), por meio da seguinte relação: $c = RW$. O critério de interpretação do desempenho foi adaptado e caracterizou-se como péssimo ($0 \leq c \leq 0,20$), ruim ($0,20 < c \leq 0,40$), regular ($0,40 < c \leq 0,60$), bom ($0,60 < c \leq 0,80$) e ótimo ($0,80 < c \leq 1,0$).

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Para cada método de amostragem avaliado, as estimativas foram transformadas para a escala logarítmica na base natural, pois seus valores na forma original não apresentaram distribuição aproximadamente normal. A normalidade foi atestada para os dados transformados após a aplicação do teste de Kolmogorov-Smirnov, pois esse foi não significativo (p -valor $> 0,05$) em todas as metodologias. Sendo assim, foi possível aplicar as estatísticas descritivas e o intervalo de confiança a 95% de probabilidade para a variável transformada. Após definidos os intervalos, seus limites foram retransformados para a escala original com o objetivo de verificar se esses incluíam suas respectivas médias referenciais. Além disso, foi possível aplicar o teste t para amostras independentes, a 95% de probabilidade, para comparar as médias estimadas com a média referencial.

A média referencial e as estimativas realizadas por meio da estratégia 1 apresentaram diferenças significativas (p -valor $< 0,05$) a partir do teste t , a 95% de probabilidade (TABELA 3.1). Em todas as variações estruturais dessa estratégia, a média amostral (\bar{D}) superestimou o valor referencial (5.803), gerando intervalos de confiança, após retransformação dos resultados, que não a incluem. A transformação da variável propiciou erros de inventário da ordem de 5% em todas as variações estruturais do método, indicando que esse é preciso. Contudo, esse resultado pode gerar interpretações errôneas, pois quando a variável é analisada na sua forma original, percebe-se a inexactidão desse método para a regeneração natural da candeia. A redução de escala quando os valores são transformados para logaritmo é que propiciam erros menores.

De acordo com Kleinn e Vilcko (2006a), o desempenho da amostragem com a i -ésima planta depende consideravelmente do padrão espacial da população e esse desempenho é muito variável entre populações com padrão agregado, uniforme ou aleatório, o que explica os resultados encontrados para esta estratégia. Estes autores concluíram que o método da k -planta superestima o número de plantas por hectare quando o padrão é agregado e este é o caso da regeneração natural da candeia. Esse tipo de tendenciosidade nos estimadores do método para populações em que as plantas ocorrem formando agregados já havia sido destacada por Péllico Netto e Brena (1997).

TABELA 3.1 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DA AMOSTRAGEM REALIZADA PELAS VARIAÇÕES ESTRUTURAIS DA ESTRATÉGIA 1 PARA A VARIÁVEL NÚMERO DE PLANTAS.HA⁻¹ DE REGENERAÇÕES DE CANDEIA

MÉTODO	$\overline{LN(D)}$	$Ln(Mín)$	$Ln(MÁx)$	S_D	$S_{\overline{D}}$	E (%)	\overline{D}	$IC_{1-\alpha}$	\overline{R}
1	9,70	7,57	11,00	0,97	0,21	4,55	16.380*	$10.538 \leq \overline{R} \leq 25.462$	5.803
2	9,72	7,85	10,94	0,87	0,19	4,06	16.568*	$11.167 \leq \overline{R} \leq 24.582$	5.803
3	9,72	8,03	10,90	0,84	0,18	3,94	16.718*	$11.392 \leq \overline{R} \leq 24.535$	5.803
4	9,71	7,65	10,89	0,83	0,18	3,89	16.448*	$11.275 \leq \overline{R} \leq 23.994$	5.803
5	9,68	8,00	10,90	0,94	0,21	4,42	16.045*	$10.454 \leq \overline{R} \leq 24.627$	5.803
6	9,70	8,19	10,89	0,76	0,17	3,58	16.321*	$11.531 \leq \overline{R} \leq 23.100$	5.803
7	9,71	7,92	10,98	0,81	0,18	3,81	16.419*	$11.341 \leq \overline{R} \leq 23.769$	5.803
8	9,70	8,35	10,96	0,84	0,18	3,94	16.393*	$11.180 \leq \overline{R} \leq 24.037$	5.803
9	9,70	8,15	10,99	0,92	0,20	4,31	16.257*	$10.708 \leq \overline{R} \leq 24.681$	5.803
10	9,70	8,37	10,87	0,84	0,18	3,95	16.286*	$11.103 \leq \overline{R} \leq 23.887$	5.803
11	9,70	8,08	10,95	0,86	0,19	4,05	16.298*	$10.999 \leq \overline{R} \leq 24.152$	5.803
12	9,71	8,29	11,00	0,80	0,18	3,77	16.403*	$11.381 \leq \overline{R} \leq 23.640$	5.803
13	9,72	8,48	11,00	0,81	0,18	3,80	16.587*	$11.468 \leq \overline{R} \leq 23.991$	5.803
14	9,73	8,79	10,86	0,73	0,16	3,43	16.732*	$11.991 \leq \overline{R} \leq 23.346$	5.803
15	9,73	8,30	10,89	0,78	0,17	3,63	16.843*	$11.833 \leq \overline{R} \leq 23.975$	5.803
16	9,74	8,77	10,86	0,70	0,15	3,26	17.004*	$12.375 \leq \overline{R} \leq 23.364$	5.803
17	9,74	8,31	11,01	0,79	0,17	3,71	17.008*	$11.851 \leq \overline{R} \leq 24.411$	5.803
18	9,75	8,56	10,86	0,75	0,16	3,49	17.144*	$12.201 \leq \overline{R} \leq 24.089$	5.803
19	9,75	8,44	10,96	0,78	0,17	3,66	17.170*	$12.018 \leq \overline{R} \leq 24.530$	5.803
20	9,75	7,90	11,01	0,90	0,20	4,20	17.210*	$11.421 \leq \overline{R} \leq 25.932$	5.803
21	9,75	8,07	11,08	0,89	0,19	4,15	17.125*	$11.422 \leq \overline{R} \leq 25.676$	5.803
22	9,75	7,13	10,93	0,97	0,21	4,55	17.131*	$10.997 \leq \overline{R} \leq 26.686$	5.803
23	9,75	8,46	10,90	0,69	0,15	3,24	17.184*	$12.530 \leq \overline{R} \leq 23.568$	5.803
24	9,75	7,82	10,86	0,80	0,17	3,74	17.171*	$11.920 \leq \overline{R} \leq 24.735$	5.803
25	9,75	8,56	10,73	0,78	0,17	3,65	17.104*	$11.979 \leq \overline{R} \leq 24.423$	5.803
26	9,74	8,00	10,89	0,90	0,20	4,19	16.997*	$11.303 \leq \overline{R} \leq 25.561$	5.803
27	9,74	7,98	10,97	0,88	0,19	4,13	17.020*	$11.384 \leq \overline{R} \leq 25.447$	5.803
28	9,73	6,53	10,93	1,12	0,24	5,22	16.866*	$10.152 \leq \overline{R} \leq 28.019$	5.803
29	9,73	7,62	10,80	0,91	0,20	4,26	16.767*	$11.079 \leq \overline{R} \leq 25.375$	5.803
30	9,73	8,19	10,97	0,85	0,19	4,00	16.766*	$11.361 \leq \overline{R} \leq 24.743$	5.803

EM QUE: *DIFERENÇA SIGNIFICATIVA ENTRE A MÉDIA ESTIMADA POR CADA VARIAÇÃO ESTRUTURAL DO MÉTODO E A MÉDIA POPULACIONAL POR MEIO DO TESTE t PARA AMOSTRAS INDEPENDENTES A 95% DE PROBABILIDADE. EM QUE: $\overline{LN(D)}$, $Ln(Mín)$, $Ln(MÁx)$, S_D , $S_{\overline{D}}$ E E(%) SÃO, RESPECTIVAMENTE, A MÉDIA ESTIMADA, O VALOR MÍNIMO, O VALOR MÁXIMO, O DESVIO PADRÃO, O DESVIO PADRÃO DA MÉDIA E O ERRO DE AMOSTRAGEM DA VARIÁVEL NÚMERO DE PLANTAS.HA⁻¹ NA ESCALA LOGARÍTMICA; \overline{D} , $IC_{1-\alpha}$, E \overline{R} SÃO, RESPECTIVAMENTE, A MÉDIA ESTIMADA, O INTERVALO DE CONFIANÇA A 95% DE PROBABILIDADE E A MÉDIA REFERENCIAL PARA A VARIÁVEL NA SUA FORMA ORIGINAL
 FONTE: O autor (2015)

Percebe-se, a partir do gráfico de validação das estimativas (FIGURA 3.4), que a precisão e exatidão da estratégia 1 são baixas, retratadas, respectivamente, pelos baixos valores do coeficiente de determinação (R^2) no ajuste da linha de regressão e pelos elevados valores do coeficiente angular da reta (β_1). O ideal é que R^2 e β_1 resultem em valores próximos de 1. No presente caso, o coeficiente resultou

em valor abaixo de 0,5, revelando alta dispersão dos pontos em torno da linha de regressão. Na maioria das situações o coeficiente angular, que representa a tangente do ângulo de inclinação da reta, foi superior a 2, o que revela superestimativa da variável densidade em relação à referencial. Além disso, o coeficiente linear (β_0), que indica o erro sistemático referente ao processo de estimativa, atingiu valores de até 15.000 plantas.ha⁻¹.

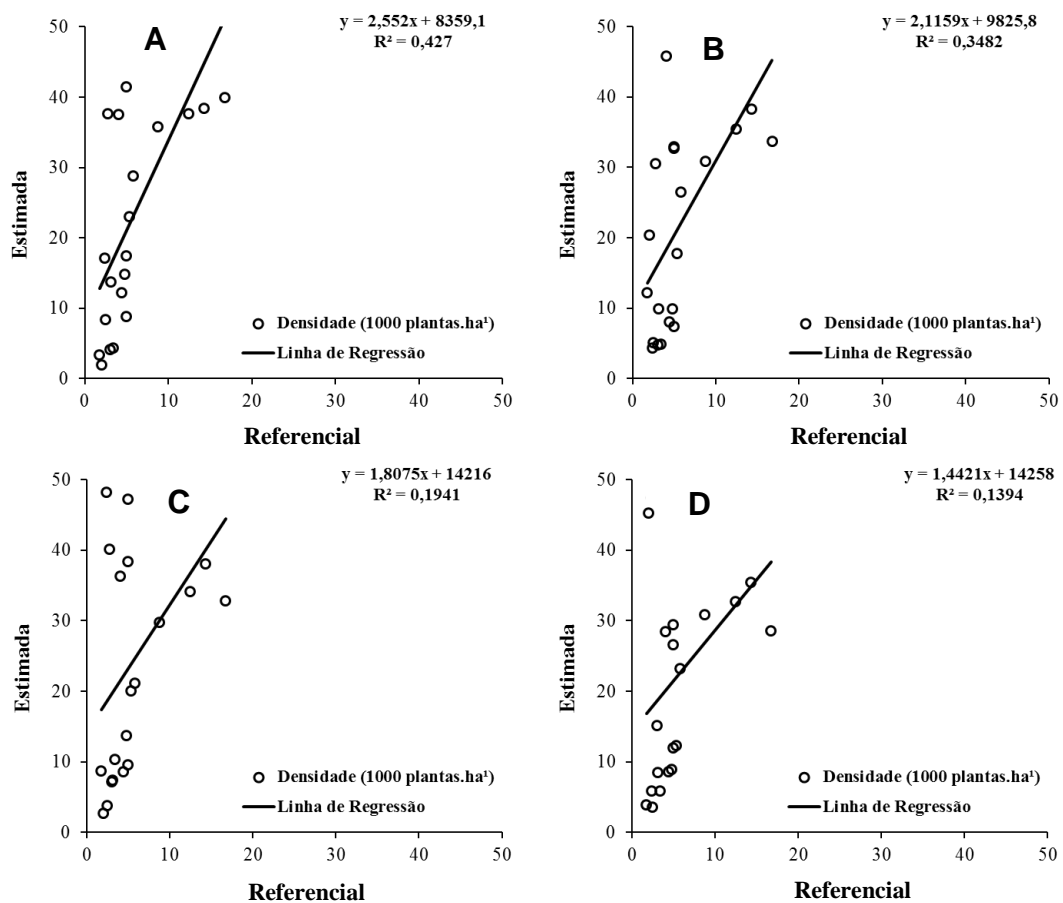


FIGURA 3.4 - VALIDAÇÃO DAS ESTIMATIVAS REALIZADAS PARA AS VARIÁÇÕES ESTRUTURAIS DA ESTRATÉGIA 1, PARA A VARIÁVEL DENSIDADE (PLANTAS.HA⁻¹), CONSIDERANDO A 1^a (A), 10^a (B), 20^a (C), E 30^a (D) PLANTA MAIS PRÓXIMA DO PONTO AMOSTRAL

FONTE: O autor (2015)

Diante dos resultados obtidos para a estratégia 1, observa-se que os erros médios na estimativa da densidade são sempre superiores a 14.000 plantas.ha⁻¹ e isso reflete no desempenho que foi classificado como ruim ou péssimo para todas as variações estruturais dessa estratégia (TABELA 3.2). O índice de Willmott (W), que mede o grau de concordância entre os valores estimados e os referenciais para indicar a exatidão do método, resultou em valores todos inferiores a 0,4.

TABELA 3.2 - ESTATÍSTICAS DE PRECISÃO, EXATIDÃO E DESEMPENHO NA ESTIMATIVA DA VARIÁVEL NÚMERO DE PLANTAS POR HECTARE PELAS VARIAÇÕES ESTRUTURAIS DA ESTRATÉGIA 1

PLANTA	EMA	W	R ²	R	C	DESEMPENHO
1 ^a	17.371	0,3164	0,4270	0,6535	0,2067	Ruim
2 ^a	16.849	0,3143	0,3874	0,6224	0,1956	Péssimo
3 ^a	16.570	0,3254	0,3863	0,6215	0,2022	Ruim
4 ^a	14.985	0,3559	0,4669	0,6833	0,2432	Ruim
5 ^a	14.998	0,3334	0,3936	0,6273	0,2092	Ruim
6 ^a	16.887	0,3160	0,3799	0,6163	0,1948	Péssimo
10 ^a	16.302	0,3172	0,3482	0,5901	0,1872	Péssimo
15 ^a	17.935	0,2839	0,2641	0,5139	0,1459	Péssimo
20 ^a	18.902	0,2520	0,1941	0,4406	0,1110	Péssimo
25 ^a	14.574	0,3485	0,4035	0,6352	0,2214	Ruim
30 ^a	16.824	0,2636	0,1394	0,3734	0,0984	Péssimo

EM QUE: *EMA* É O ERRO MÉDIO ABSOLUTO; *W* É O ÍNDICE DE EXATIDÃO DE WILLMOTT; *R*² É O COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO DO AJUSTE DA REGRESSÃO LINEAR SIMPLES PARA OS VALORES ESTIMADOS EM FUNÇÃO DOS PARAMÉTRICOS; *R* É O COEFICIENTE DE CORRELAÇÃO LINEAR SIMPLES; *C* É O VALOR DA ASSOCIAÇÃO ENTRE *W* E *R* RETRATANDO O DESEMPENHO.

FONTE: O autor (2015)

As estimativas obtidas para a estratégia 2 (AAC) constam na TABELA 3.4. Constatou-se que o método superestimou em 4.981 plantas.ha⁻¹ a média referencial para essa condição, que foi de 3.167 plantas.ha⁻¹. Isso foi comprovado pela significância do teste *t* (p-valor < 0,05) para amostras independentes, a 95% de probabilidade. Apesar do desvio padrão entre as unidades amostrais desse método ser relativamente baixo (414 plantas.ha⁻¹), retratando precisão entre as unidades amostrais, o método não é exato, pois gera um intervalo de confiança que não inclui a média referencial (4.146 ≤ μ ≤ 5.814). A explicação para esse resultado pode ser fundamentada nas dimensões dos quadrats utilizados, que nesse caso foi de 1 x 1 m. Devido as condições de forma e tamanho de cada UE, não foi possível avaliar outros tamanhos de quadrats neste estudo. Assim, não se pode afirmar que o método é totalmente inviável, sendo necessário analisar outras dimensões de quadrats. Para Lei *et al.* (2012), a incerteza do tamanho final do conglomerado da amostra também é um dos principais problemas existentes para a estratégia de amostragem adaptativa em conglomerados.

Para entender a variação espacial de um processo aleatório subjacente, deve-se levar em consideração a possibilidade de que o valor de cada ponto no espaço está relacionado com os valores da vizinhança (YAMAMOTO; LANDIM, 2013). Assim,

tornou-se importante analisar métodos de estimativa da variável número de plantas por hectare considerando as características de dependência espacial.

O ajuste da função de Weibull representou apropriadamente a distribuição de frequência dos valores de área de abrangência (zona de inclusão) das plantas e foi considerado aderente pelo teste KS, a 95% de probabilidade. A média e a variância para a variável área de abrangência das regenerações foi $3,67 \text{ m}^2$ e $63,16 (\text{m}^2)^2$, respectivamente, com coeficiente de determinação ajustado (R^2_{ajustado}) igual a 0,99 e erro padrão residual $S_{yx} = 1,25\%$. Os valores dos parâmetros de locação (a), escala (b) e forma (c), foram, respectivamente, 1,3067, 0,6795 e 0,3935. A distribuição de frequência observada e curva referente a estimativa realizada pela função Weibull, bem como o gráfico de dispersão de resíduos estão apresentados na FIGURA 3.5.

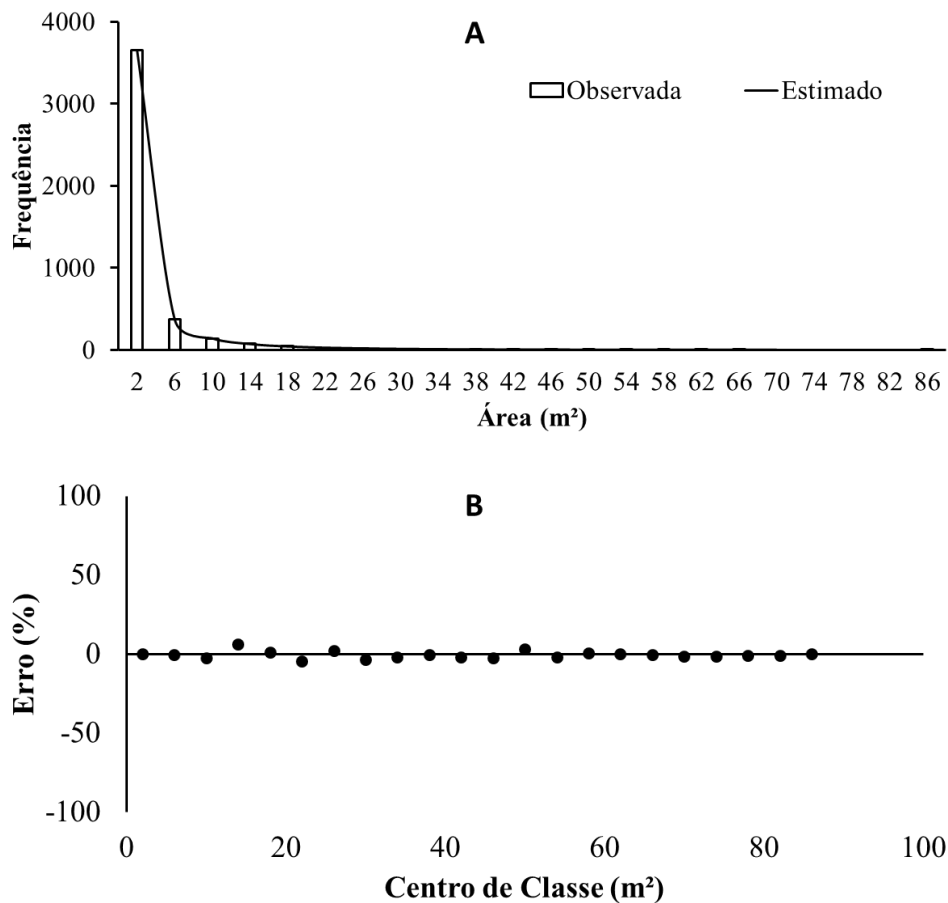


FIGURA 3.5 - DISTRIBUIÇÃO DE FREQUÊNCIA OBSERVADA E ESTIMADA POR MEIO DA FUNÇÃO WEIBULL (A) E GRÁFICO DE RESÍDUOS (B) PARA A VARIÁVEL ÁREA DE ABRANGÊNCIA DAS REGENERAÇÕES

FONTE: O autor (2015)

O ajuste e obtenção da média da função Weibull permitiu definir que cada planta regenerante de candeia ocupa, em média, 4 m^2 (arredondamento de $3,67 \text{ m}^2$)

de área. A partir daí definiu-se as dimensões da rede de pontos amostrais para 2 x 2 m. Eles foram utilizados para a análise espacial da variável número de plantas por hectare em todas as unidades de estudo (UE).

Na FIGURA 3.6 estão apresentados os gráficos de análise exploratória da variável número de plantas.ha⁻¹ para uma das UEs estudadas. Pode-se perceber que não há tendência da variável em questão em relação às coordenadas geográficas (FIGURAS 3.6A e 3.6B). Esta é uma característica importante em estudos geoestatísticos, revelando a plausibilidade de se aplicar a pressuposição da Hipótese Intrínseca para a variável estudada (MELLO *et al.*, 2005a). Além disso, percebe-se a ausência de valores discrepantes no gráfico de boxplot (FIGURA 3.6C). De acordo com Diggle e Ribeiro Jr. (2000), dados discrepantes afetam substancialmente o comportamento do semivariograma, sobretudo na parte inicial.

Outra característica importante é a distribuição de frequência próxima da normal (FIGURA 3.6D), que foi comprovada por meio do teste de normalidade de Kolmogorov-Smirnov, a 95% de probabilidade. Tais características foram observadas nas demais UEs avaliadas, permitindo a análise variográfica por meio do semivariograma experimental e posterior ajuste e seleção dos modelos de semivariância de melhor desempenho. Mello *et al.* (2005a) verificaram que o teste de normalidade para as diferenças entre pares de pontos, em cada distância do semivariograma, foi importante por aferir maior segurança ao assumir um Modelo Multivariado Normal para o fenômeno estudado.

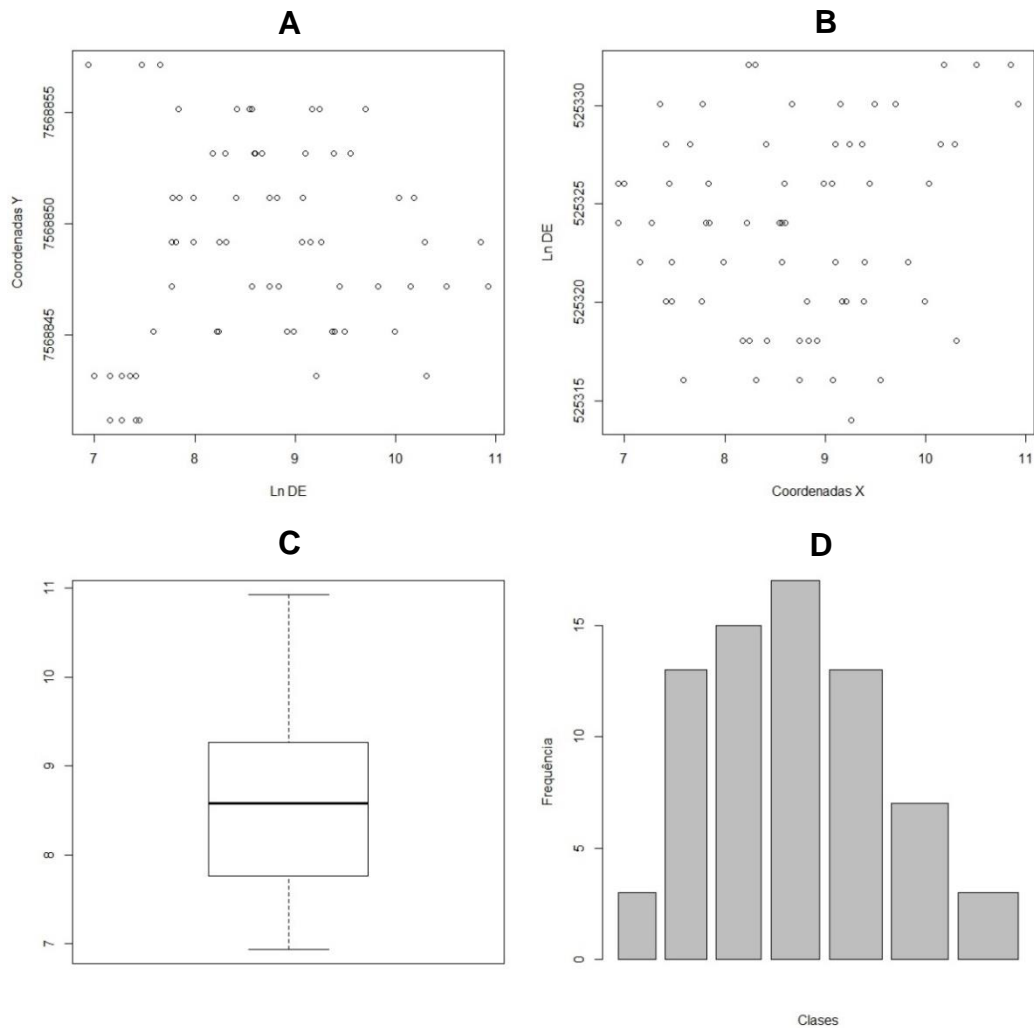


FIGURA 3.6 - ANÁLISE EXPLORATÓRIA DOS DADOS TRANSFORMADOS PARA A ESCALA LOGARÍTMICA PARA VERIFICAR TENDÊNCIAS EM RELAÇÃO ÀS COORDENADAS (A E B), PRESENÇA DE OUTLIERS (C) E DISTRIBUIÇÃO APROXIMADAMENTE NORMAL (D)

FONTE: O autor (2015)

Para a mesma UE em que se fez a análise exploratória na FIGURA 3.6, estão apresentados os pontos amostrais em diferentes graus de intensidade de acordo com seus respectivos valores. Pontos em vermelho indicam os maiores valores para a variável número de plantas.ha⁻¹ na sua forma logaritmizada (FIGURA 3.7A). Pode-se observar o comportamento da semivariância nas diferentes direções (FIGURA 3.7B). Isso foi feito em todas as 46 UEs para verificar a presença de comportamento isotrópico. Na sequência, fez-se a análise do semivariograma experimental (FIGURA 3.7C) e o ajuste dos modelos propostos. O desempenho dos modelos foi verificado, dentre outras estatísticas, por meio do gráfico de validação (FIGURA 3.7D).

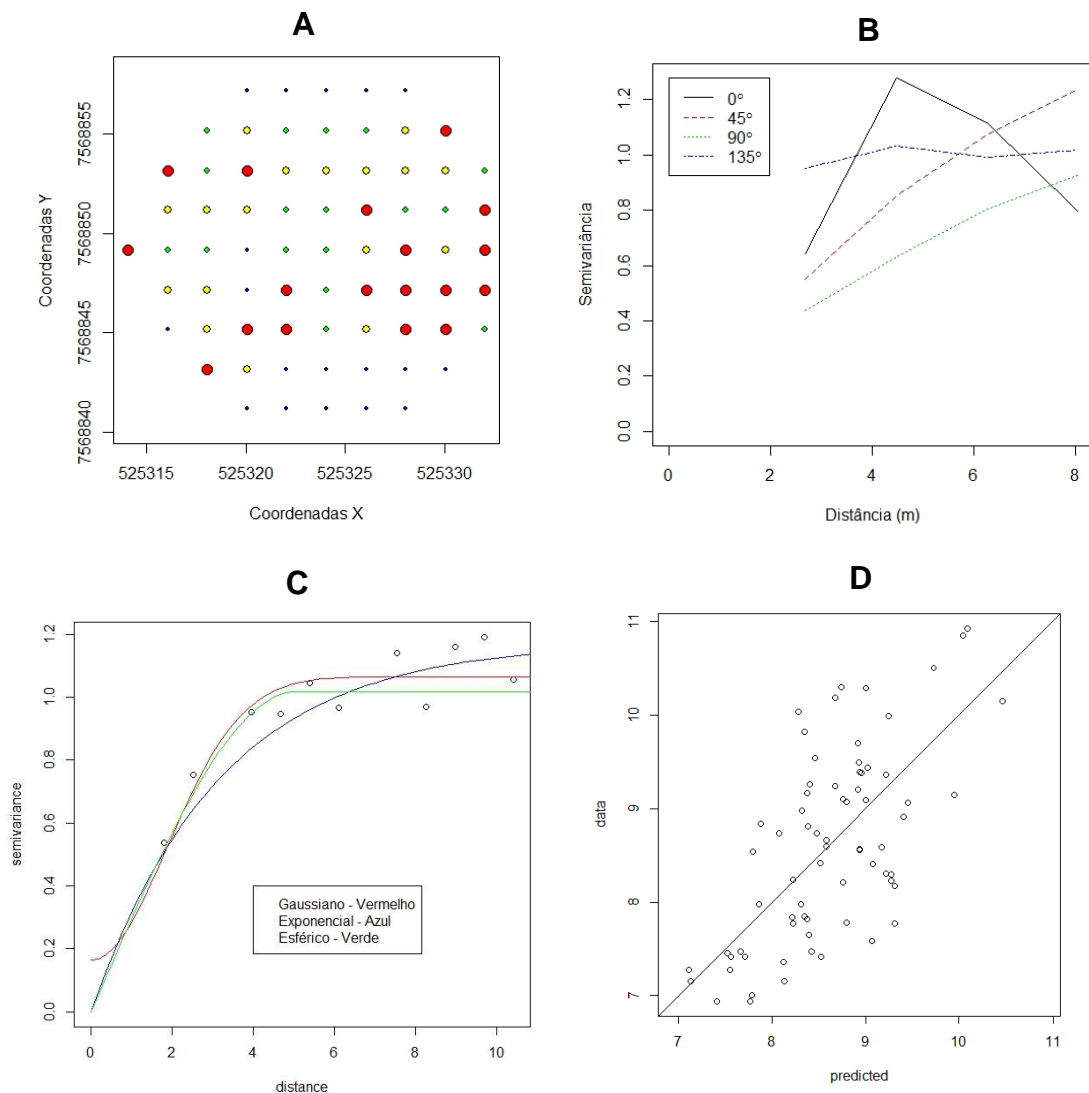


FIGURA 3.7 - POSIÇÃO GEOGRÁFICA DOS PONTOS AMOSTRAIS (A), SEMIVARIOGRAMAS DIRECIONAIS PARA VERIFICAR ISOTROPIA (B), SEMIVARIOGRAMA EXPERIMENTAL E MODELOS AJUSTADOS (C) E GRÁFICO DE VALIDAÇÃO PARA O MODELO DE SEMIVARIÂNCIA DE MELHOR DESEMPENHO (D)

FONTE: O autor (2015)

Os modelos de semivariância de melhor desempenho variaram entre cada UE, sendo o modelo esférico o melhor na maioria delas (TABELA 3.3). Em todas as UEs obteve-se ajuste com altos valores de coeficiente de determinação ($R^2_{ajustado}$) e parâmetros que retrataram forte dependência espacial ($IDE > 0,75$) para o número de plantas por hectare (DE), exceto nas UEs 14 e 25, nas quais o efeito pepita foi maior e a dependência espacial classificada como moderada ($0,25 < IDE < 0,75$). Efeito pepita puro reflete um fenômeno que não é completamente conhecido, por falta de informação, mas não necessariamente um fenômeno espacial aleatório (YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

TABELA 3.3 - PARÂMETROS ESTIMADOS, ESTATÍSTICAS DE AJUSTE DOS MODELOS DE SEMIVARIÂNCIA E GRAU DE DEPENDÊNCIA ESPACIAL PARA A VARIÁVEL DENSIDADE EQUIVALENTE (DE) EM TODAS AS UNIDADES DE ESTUDO (UE)

UE	MODELO	C_0	C	$C_0 + C$	a	$R^2_{AJUST.}$	ER	IDE	DEP.
1	Esférico	0,0340	2,0340	2,0680	22,9900	0,9940	0,0098	0,9836	Forte
2	Esférico	0,1970	1,0120	1,2090	3,7100	0,9280	0,0164	0,8371	Forte
3	Esférico	0,0010	0,4480	0,4490	6,6700	0,7040	0,0191	0,9978	Forte
4	Esférico	0,0010	1,2700	1,2710	11,5400	0,9370	0,0577	0,9992	Forte
5	Esférico	0,0970	1,1130	1,2100	10,0300	0,9840	0,0075	0,9198	Forte
6	Exponencial	0,0010	1,1950	1,1960	4,4200	0,8830	0,0461	0,9992	Forte
7	Esférico	0,1540	0,7670	0,9210	8,6900	0,9750	0,0047	0,8328	Forte
8	Esférico	0,0010	0,8260	0,8270	5,5800	0,8980	0,0112	0,9988	Forte
9	Esférico	0,1570	0,6810	0,8380	10,5900	0,8230	0,0398	0,8126	Forte
10	Exponencial	0,1050	1,0090	1,1140	3,0400	0,7580	0,0575	0,9057	Forte
11	Esférico	0,3100	1,3910	1,7010	13,9400	0,9280	0,0808	0,8178	Forte
12	Exponencial	0,0010	0,3410	0,3420	2,2000	0,8000	0,0034	0,9971	Forte
13	Esférico	0,0180	1,4950	1,5130	15,0800	0,9450	0,0718	0,9881	Forte
14	Exponencial	0,8170	0,8180	1,6350	41,0000	0,3130	0,0753	0,5003	Moderada
15	Esférico	0,1830	1,1680	1,3510	11,4900	0,9690	0,0161	0,8645	Forte
16	Esférico	0,0150	0,3810	0,3960	10,5200	0,9820	0,0094	0,9621	Forte
17	Esférico	0,0010	0,7430	0,7440	12,6500	0,9230	0,0330	0,9987	Forte
18	Esférico	0,0720	0,3490	0,4210	13,0500	0,9460	0,0028	0,8290	Forte
19	Esférico	0,0010	1,7340	1,7350	12,2200	0,8780	0,2880	0,9994	Forte
20	Exponencial	0,1440	1,2830	1,4270	24,7700	0,9980	0,0008	0,8991	Forte
21	Esférico	0,0010	2,0100	2,0110	18,3600	0,9810	0,0736	0,9995	Forte
22	Esférico	0,1210	1,9670	2,0880	38,3400	0,9880	0,0108	0,9420	Forte
23	Esférico	0,0170	0,9000	0,9170	12,4700	0,9710	0,0119	0,9815	Forte
24	Esférico	0,0280	0,4690	0,4970	7,2800	0,8670	0,0060	0,9437	Forte
25	Exponencial	0,1752	0,2152	0,3904	3,3400	0,9270	0,0005	0,5512	Moderada
26	Esférico	0,0010	0,9700	0,9710	9,7800	0,9700	0,1270	0,9990	Forte
27	Esférico	0,4860	1,1330	1,6190	41,0000	0,9740	0,0066	0,6998	Forte
28	Exponencial	0,0010	0,3900	0,3910	2,0500	0,7470	0,0046	0,9974	Forte
29	Esférico	0,0010	2,0100	2,0110	11,7400	0,9940	0,0098	0,9995	Forte
30	Esférico	0,0030	0,7140	0,7170	10,1600	0,9970	0,0037	0,9958	Forte
31	Esférico	0,1420	1,0460	1,1880	8,2600	0,9930	0,0019	0,8805	Forte
32	Esférico	0,0980	0,8020	0,9000	7,2900	0,9980	0,0030	0,8911	Forte
33	Esférico	0,0010	2,2420	2,2430	12,9600	0,9650	0,1050	0,9996	Forte
34	Esférico	0,0010	1,7900	1,7910	19,6400	0,9290	0,1810	0,9994	Forte
35	Esférico	0,1040	0,9420	1,0460	9,1900	0,9540	0,0131	0,9006	Forte
36	Esférico	0,1010	2,1560	2,2570	16,7000	0,9870	0,0338	0,9553	Forte
37	Esférico	0,0010	1,9170	1,9180	20,6500	4,7750	0,0030	0,9995	Forte
38	Exponencial	0,1070	1,9650	2,0720	36,1300	0,9850	0,0032	0,9484	Forte
39	Esférico	0,0010	1,4950	1,4960	15,1100	0,9650	0,0533	0,9993	Forte
40	Exponencial	0,0110	0,3780	0,3890	18,4600	0,9470	0,0001	0,9717	Forte
41	Esférico	0,0160	1,4700	1,4860	6,6800	0,8320	0,0712	0,9892	Forte
42	Esférico	0,1170	2,2690	2,3860	19,7200	0,9590	0,1200	0,9510	Forte
43	Esférico	0,0100	6,4330	6,4430	18,6700	0,9940	0,6210	0,9984	Forte
44	Esférico	0,0010	0,6090	0,6100	9,5700	0,9760	0,0036	0,9984	Forte
45	Esférico	0,0360	0,9540	0,9900	7,2100	0,9520	0,0110	0,9636	Forte
46	Esférico	0,1090	1,4690	1,5780	36,0500	0,9500	0,0199	0,9309	Forte

EM QUE: C_0 É O EFEITO PEPITA, C É A CONTRIBUIÇÃO, $C_0 + C$ É O PATAMAR E a É O ALCANCE DA DEPENDÊNCIA

FONTE: O autor (2015)

Esses resultados sugerem que, no processamento do inventário florestal, na presença de estrutura de continuidade espacial, as parcelas (unidades amostrais) não

devem ser tratadas de forma independente (MELLO, 2004; ASSIS *et al.*, 2009). Em síntese, a aplicação da teoria clássica de amostragem no inventário florestal, pode aumentar os problemas estatísticos, caso ocorra estrutura de continuidade espacial. Assim, é necessário, na análise do inventário florestal, verificar primeiramente se há ou não estrutura de continuidade espacial da característica avaliada. Havendo continuidade espacial, deve-se fazer uso dos benefícios dela através da introdução do componente espacial no modelo (MELLO, 2004).

A estatística clássica, normalmente aplicada em inventários florestais, utiliza a média e a variância como medidas de posição e dispersão, respectivamente, para descrever a variável dendrométrica de interesse. De acordo com Amaral *et al.* (2010), quando é possível aplicar a krigagem, ou seja, existe estrutura de dependência espacial, a estatística clássica não é suficiente para explicar o comportamento de variáveis florestais. A estatística clássica não considera possíveis relações entre unidades amostrais vizinhas (MELLO *et al.*, 2005) e deve ser utilizada na ausência de continuidade espacial da variável de interesse (MELLO, 2004). A geoestatística surge como uma alternativa para retratar essas possíveis relações, pois se baseia em técnicas que descrevem a autocorrelação espacial entre as unidades amostrais, tornando-se uma alternativa viável para aumentar a precisão nos inventários florestais (MELLO, 2004).

Na TABELA 3.4 também estão apresentadas as estatísticas descritivas da amostragem realizada aplicando a estratégia 3 para todas as UEs (krigagem) e suas variações estruturais (< 2.500; > 2.500; G₁, G₂, G₃, Agregado, Aleatório e Variado). Para todas essas situações, em que se empregam os conceitos de posição espacial nos procedimentos de seleção das unidades amostrais e a krigagem ordinária na estimativa da variável, as médias estimadas foram avaliadas como estatisticamente iguais às médias referenciais para cada variação estrutural (p-valor > 0,05), de acordo com o teste *t* para amostras independentes, a 95% de probabilidade. Além disso, todos os intervalos de confiança gerados incluem a média referencial e, portanto, podem ser considerados como métodos exatos na estimativa da variável número de plantas.ha⁻¹ em áreas com regeneração natural da candeia após a terem sido submetidas ao manejo.

TABELA 3.4 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DA AMOSTRAGEM REALIZADA PELA ESTRATÉGIA 2 E PELAS VARIAÇÕES ESTRUTURAIS DA ESTRATÉGIA 3 PARA A VARIÁVEL NÚMERO DE PLANTAS.HA⁻¹ REGENERANTES DE CANDEIA

MÉTODO	\bar{D}	Mín	MÁx	S_D	$S_{\bar{D}}$	E (%)	$IC_{1-\alpha}$	\bar{R}
<2.500	1.102	348	2.156	527	100	19	$897 \leq \bar{R} \leq 1.306$	1.063
>2.500	6.348	2.017	17.876	977	977	32	$4.286 \leq \bar{R} \leq 8.409$	6.441
G ₁	4.090	348	17.876	825	825	41	$2.394 \leq \bar{R} \leq 5.786$	4.273
G ₂	2.465	651	6.844	790	790	74	$643 \leq \bar{R} \leq 4.286$	1.933
G ₃	1.250	520	4.725	394	394	71	$358 \leq \bar{R} \leq 2.141$	1.293
Agregado	6.074	1.603	17.876	1.034	1.034	36	$3.893 \leq \bar{R} \leq 8.255$	6.050
Aleatório	1.142	348	3.326	250	250	48	$591 \leq \bar{R} \leq 1.692$	1.169
Variado	1.380	630	4.065	238	238	37	$873 \leq \bar{R} \leq 1.886$	1.423
Krigagem	3.155	348	17.876	539	539	34	$2.069 \leq \bar{R} \leq 4.240$	3.167
AAC	4.981*	2.000	12.500	414	414	17	$4.146 \leq \bar{R} \leq 5.814$	3.167

*DIFERENÇA SIGNIFICATIVA ENTRE A MÉDIA ESTIMADA POR CADA MÉTODO E A MÉDIA POPULACIONAL POR MEIO DO TESTE *t* PARA AMOSTRAS INDEPENDENTES A 95% DE PROBABILIDADE. EM QUE: \bar{D} , Mín, MÁx, S_D ; $S_{\bar{D}}$, E (%), $IC_{1-\alpha}$ E \bar{R} , SÃO, RESPECTIVAMENTE, A MÉDIA ESTIMADA, O VALOR MÍNIMO, O VALOR MÁXIMO, O DESVIO PADRÃO, O DESVIO PADRÃO DA MÉDIA, O INTERVALO DE CONFIANÇA A 95% DE PROBABILIDADE E \bar{R} A MÉDIA REFERENCIAL PARA A VARIÁVEL NA SUA FORMA ORIGINAL

FONTE: O autor (2015)

Na FIGURA 3.8 está apresentado o mapa de krigagem ordinária para a estimativa do número de plantas.ha⁻¹ em uma das UEs analisadas neste trabalho. Pode-se observar que o mapa estratifica muito bem a estimativa do número de plantas considerando os pontos amostrais e seus respectivos vizinhos. Isso mostra que a variável não ocorre de forma constante em toda área, destacando os locais de menor e de maior intensidade. Essa informação pode auxiliar, por exemplo, na aplicação de desbastes na regeneração para redução da competição entre plantas, indicando os locais de maior prioridade onde a regeneração ocorre com número de plantas acima do esperado. Perez *et al.* (2004) recomendam que o número ideal é de uma planta a cada 4 m², o equivalente a 2.500 plantas por hectare. Na análise probabilística das áreas delimitadas por meio do diagrama de Voronoi, verificou-se que, em média, uma planta de regeneração de candeia ocupa aproximadamente 4 m², corroborando com o resultado obtido por Perez *et al.* (2004). Além disso, a separação de estratos na espacialização da regeneração natural permite observar as áreas que estão com baixa ocorrência dela e subsidiar a aplicação de estratégias que viabilizem o aumento do número de plantas por hectare.

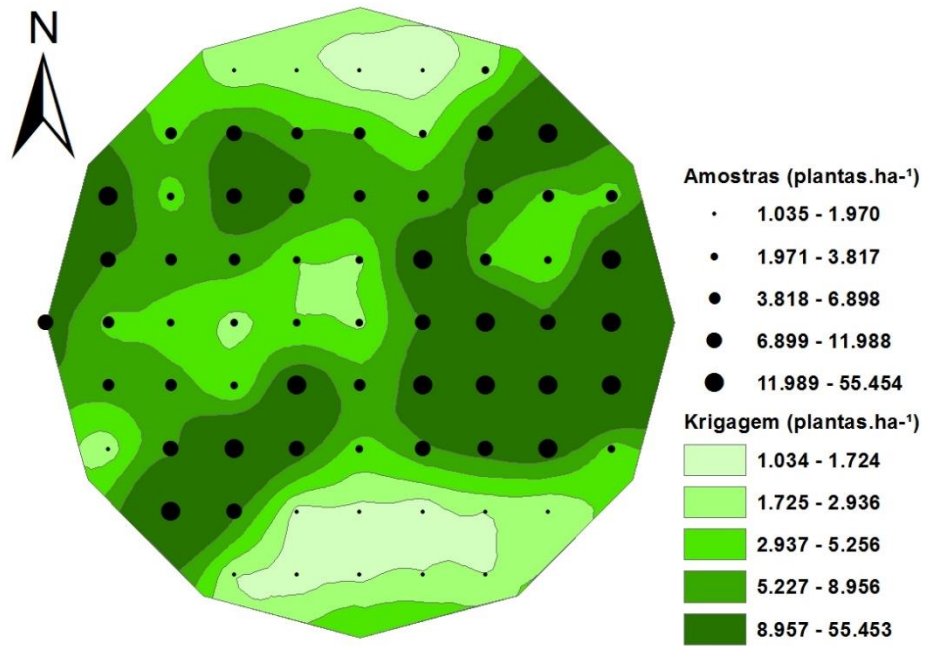


FIGURA 3.8 - ESPACIALIZAÇÃO DA VARIÁVEL NÚMERO DE PLANTAS POR HECTARE POR MEIO DA KRIGAGEM ORDINÁRIA E PONTOS AMOSTRAIS. PONTOS MAIORES E TONALIDADES MAIS ESCURAS INDICAM MAIOR DENSIDADE DE PLANTAS
 FONTE: O autor (2015)

Na FIGURA 3.9 estão apresentadas as médias estimadas pela estratégia 2 (Amostragem Adaptativa em Conglomerado) e pela estratégia 3 e suas variações estruturais em relação às suas respectivas médias referenciais. Todas as metodologias que incluem os conceitos de geoestatística associada a zona de inclusão com o diagrama de Voronoi propiciam resultados precisos e exatos.

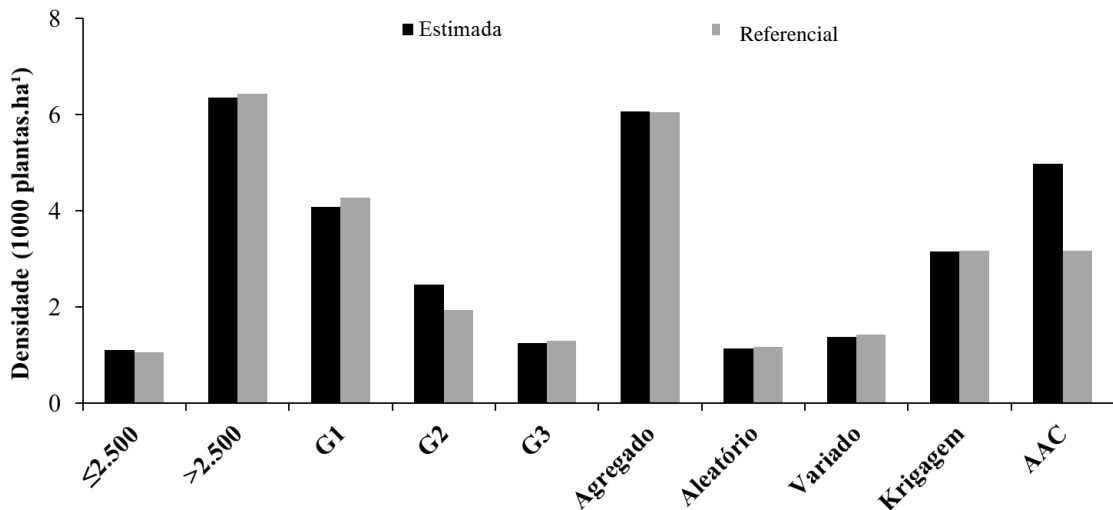


FIGURA 3.9 - MÉDIA REFERENCIAL E ESTIMADA PELA ESTRATÉGIA 2 E PELAS VARIAÇÕES ESTRUTURAIS DA ESTRATÉGIA 3, PARA A VARIÁVEL DENSIDADE (PLANTAS.HA⁻¹)
 FONTE: O autor (2015)

De acordo com os gráficos de validação para as estratégias 2 e 3 (FIGURAS 3.10 e 3.11), o método Amostragem Adaptativa em Conglomerados é o único que apresenta a linha de regressão dos valores estimados em função dos observados (FIGURA 3.11C) e gráfico de distribuição de resíduos (FIGURA 3.11D) fora dos padrões desejáveis. Para essa condição, o erro sistemático, quando o valor da variável observada for considerado igual a zero, é de 3.464 plantas.ha⁻¹, ou seja, ocorre quando a linha de regressão corta o eixo das ordenadas, expressa pelo valor de β_0 do modelo ajustado. Ao aplicar esse método, espera-se que, em média, ele superestime a média populacional com essa intensidade. Apesar de o coeficiente angular (β_1) indicar que esse método subestima ($\beta_1 < 1$), as unidades de estudo (UEs) com densidade de regenerações inferior a 5.000 plantas.ha⁻¹ geram resíduos elevados (FIGURA 3.11D), intensificando o erro médio.

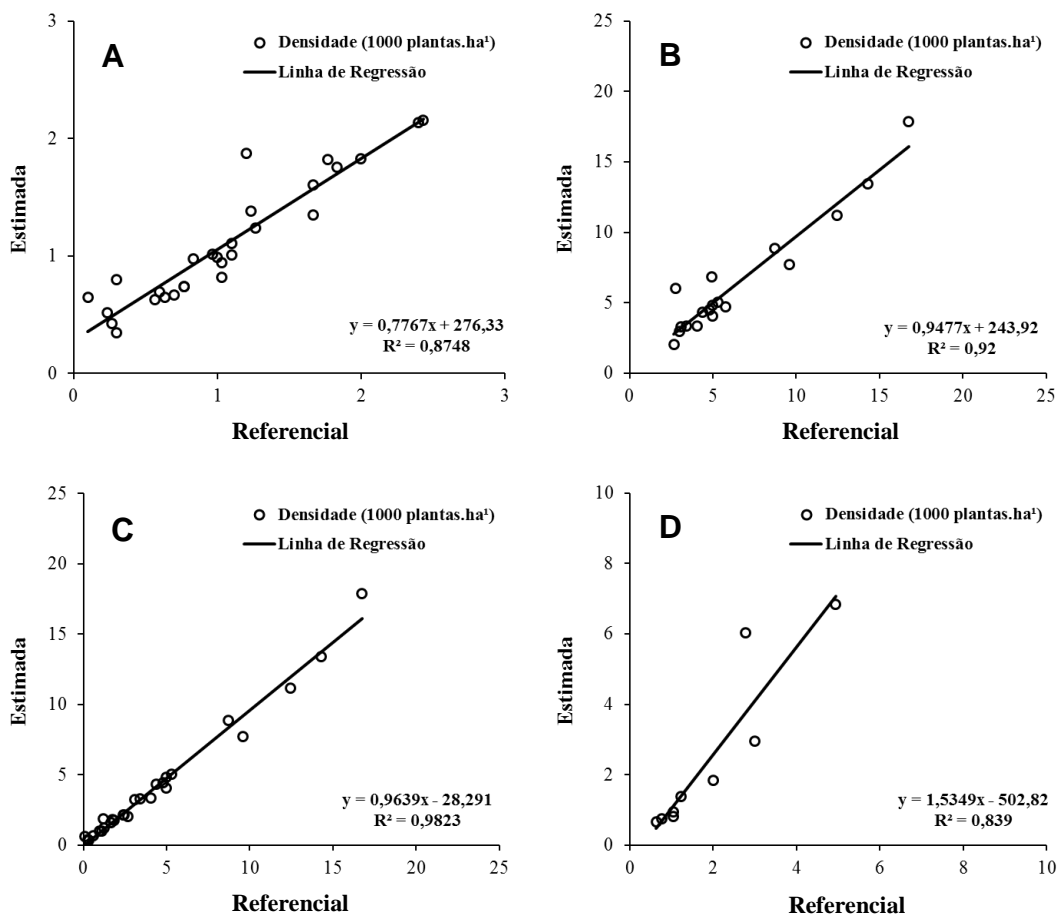


FIGURA 3.10 - VALIDAÇÃO DAS ESTIMATIVAS REALIZADAS PARA AS VARIAÇÕES ESTRUTURAIS DA ESTRATÉGIA 3, PARA A VARIÁVEL DENSIDADE (PLANTAS.HA⁻¹), CONSIDERANDO AS CONDIÇÕES ≤ 2.500 (A), > 2.500 (B), G₁ (C), G₂ (D), G₃ (E), AGREGADO (F), ALEATÓRIO (G) E VARIADO (H)

Continua

Conclusão

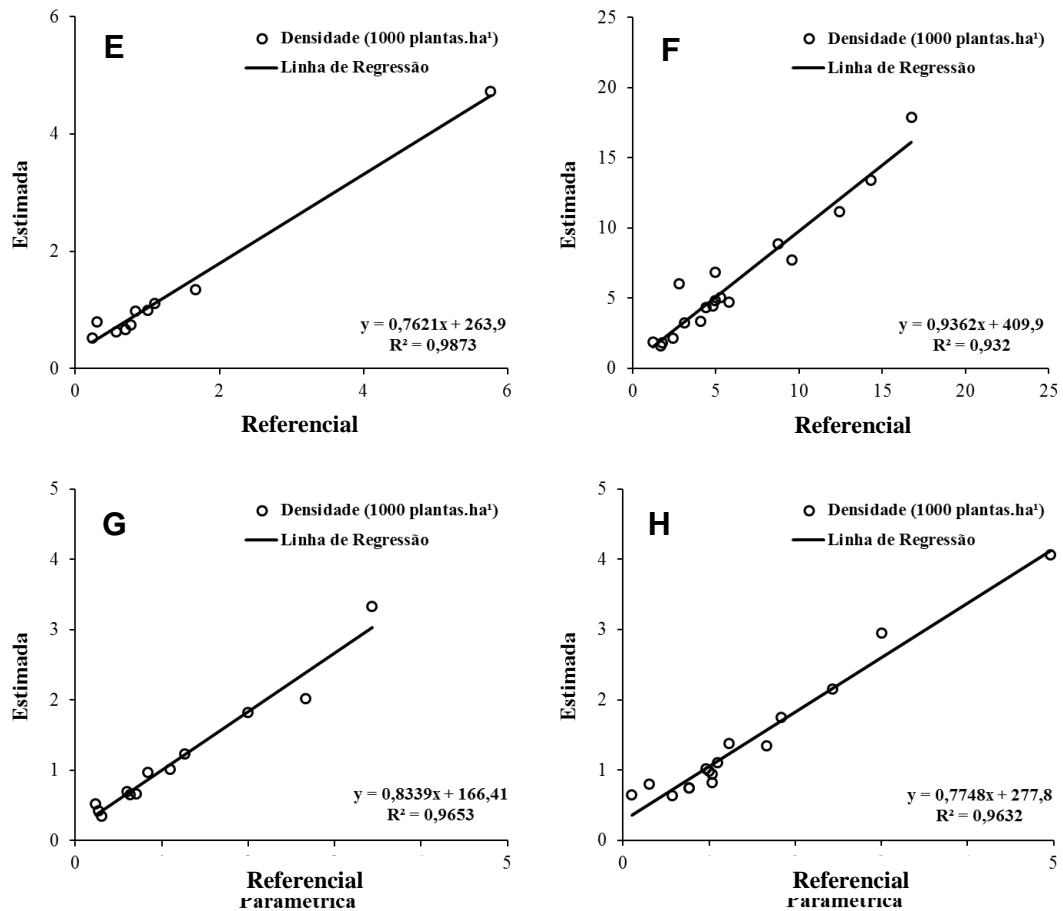


FIGURA 3.10 - VALIDAÇÃO DAS ESTIMATIVAS REALIZADAS PARA AS VARIAÇÕES ESTRUTURAIS DA ESTRATÉGIA 3, PARA A VARIÁVEL DENSIDADE (PLANTAS.HA⁻¹), CONSIDERANDO AS CONDIÇÕES ≤2.500 (A), >2.500 (B), G₁ (C), G₂ (D), G₃ (E), AGREGADO (F), ALEATÓRIO (G) E VARIADO (H)
 FONTE: O autor (2015)

As estimativas geradas pela estratégia 3 e suas variações foram precisas, pois a regressão linear apresentou valores de $R^2_{ajustado}$ superiores a 0,87. Também se verificou a exatidão por meio dos valores de coeficiente de inclinação da reta (β_1), variando de 0,76 a 0,96. Além disso, os erros sistemáticos (β_0) variaram de 28 a 409 plantas.ha⁻¹, valores esses bastante inferiores aos encontrados nos demais métodos. De acordo com Mello (2004), na presença de continuidade espacial o uso do estimador geoestatístico, é preferido por duas razões: proporciona precisão na estimativa sem viés e é de baixo custo quando comparada com o estimador clássico.

Nas diferentes condições de estratificação, o desempenho menos preciso ocorreu somente nas UEs em que a regeneração natural apresentou padrão espacial aleatório (FIGURA 3.10D). Isso pode ser um indício de que quando uma determinada

variável apresenta distribuição aleatória, a estatística clássica é suficiente para retratá-la quantitativamente.

Na FIGURA 3.11D observa-se que o método de amostragem adaptativa em conglomerados propicia os maiores erros de estimativa nas UEs que possuem a menor densidade de plantas por hectare. Como a regeneração ocorre formando agregados e o conglomerado é alocado no ponto de ocorrência dessas regenerações, o estimador gera superestimativa do número de plantas quando extrapolado para toda UE. Isso provoca os elevados erros negativos observados para esse método.

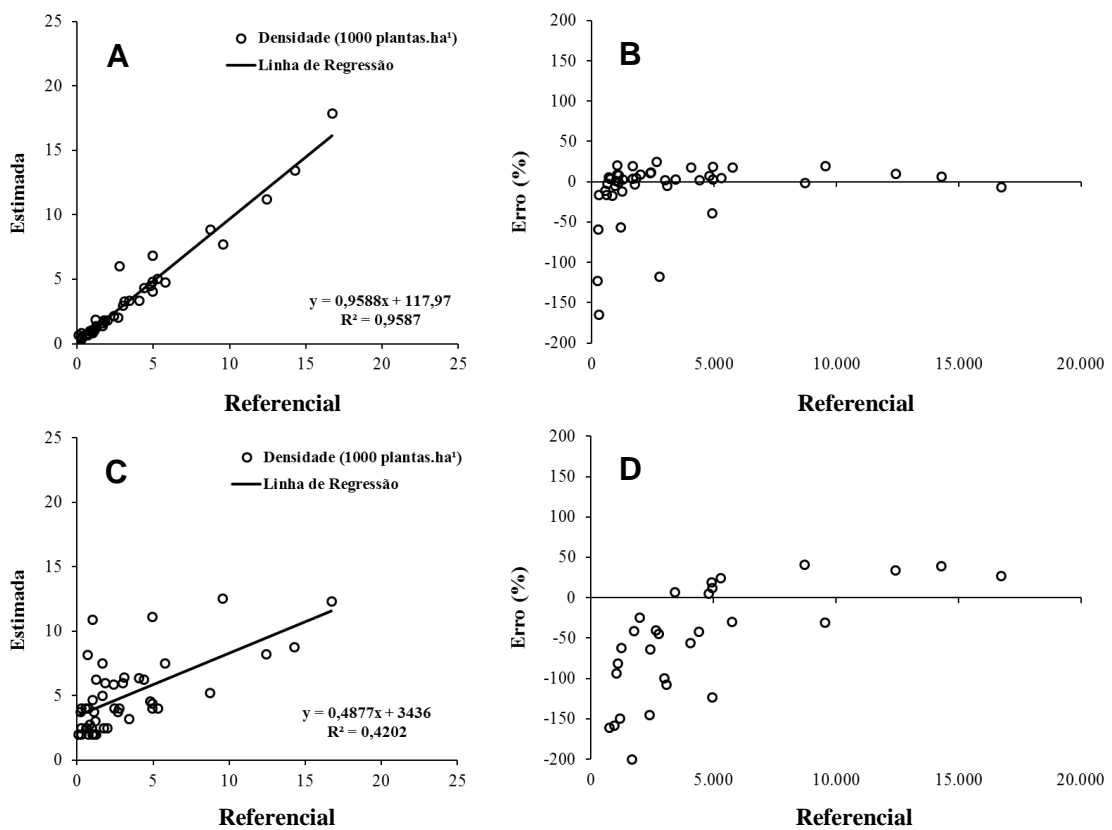


FIGURA 3.11 - VALIDAÇÃO DAS ESTIMATIVAS REALIZADAS E GRÁFICO DE DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS PARA A ESTIMATIVA DA VARIÁVEL DENSIDADE (PLANTAS.HA⁻¹), PARA A KRIGAGEM CONSIDERANDO TODAS AS UES (A, B) E PARA O MÉTODO DE AMOSTRAGEM ADAPTATIVA EM CONGLOMERADOS (C, D)

FONTE: O autor (2015)

Por fim, observa-se que todas as variações da estratégia 3, que considera os conceitos de geoestatística na estimativa da variável densidade, foram classificadas como ótimos e com erros médios menores em relação aos demais métodos (TABELA 3.5). O índice de concordância de Willmott e correlação de Pearson atingiram valores

sempre superiores a 0,90, enquanto que o método Amostragem Adaptativa em Conglomerados foi classificado como regular.

TABELA 3.5 - ESTATÍSTICAS DE PRECISÃO, EXATIDÃO E DESEMPENHO NA ESTIMATIVA DA VARIÁVEL NÚMERO DE PLANTAS POR HECTARE PELA ESTRATÉGIA 2 E PELAS VARIAÇÕES ESTRUTURAIS DA ESTRATÉGIA 3

MÉTODO	EMA	W	R ²	R	C	DESEMPENHO
≤2.500	160	0,9971	0,8748	0,9353	0,9326	Ótimo
>2.500	824	0,9873	0,9200	0,9592	0,9470	Ótimo
G ₁	408	0,9952	0,9823	0,9911	0,9863	Ótimo
G ₂	653	0,9033	0,8390	0,9160	0,8274	Ótimo
G ₃	243	0,9929	0,9873	0,9936	0,9866	Ótimo
Agregado	788	0,9878	0,9320	0,9654	0,9536	Ótimo
Aleatório	153	0,9974	0,9873	0,9936	0,9910	Ótimo
Variado	207	0,9939	0,9653	0,9825	0,9765	Ótimo
Krigagem	420	0,9894	0,9587	0,9791	0,9687	Ótimo
AAC	2.728	0,7397	0,4202	0,6482	0,4795	Regular

EM QUE: *EMA* É O ERRO MÉDIO ABSOLUTO; *W* É O ÍNDICE DE EXATIDÃO DE WILLMOTT; *R*² É O COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO DO AJUSTE DA REGRESSÃO LINEAR SIMPLES PARA OS VALORES ESTIMADOS EM FUNÇÃO DOS PARAMÉTRICOS; *R* É O COEFICIENTE DE CORRELAÇÃO LINEAR SIMPLES; *C* É O VALOR DA ASSOCIAÇÃO ENTRE *W* E *R* RETRATANDO O DESEMPENHO DO MÉTODO NA ESTIMATIVA DA DENSIDADE

FONTE: O autor (2015)

4 CONCLUSÕES

Na amostragem da regeneração natural da espécie *Eremanthus erythropappus* em áreas submetidas ao sistema de manejo com porta sementes deve-se considerar o comportamento espacial das plantas e a estrutura de continuidade espacial da variável de interesse.

Para definir as dimensões das unidades amostrais, deve-se aplicar o conceito do diagrama de Voronoi para delimitar a zona de inclusão da planta amostrada e determinar a densidade equivalente de plantas.

A variável densidade equivalente apresenta estrutura de continuidade espacial por meio da análise variográfica, o que permite a estimativa do número de plantas por hectare via krigagem ordinária.

Os mapas de espacialização da regeneração natural via estimadores geoestatísticos subsidiam estratégias para a condução da regeneração e monitoramento das áreas submetidas ao sistema de manejo com porta sementes.

5 RECOMENDAÇÕES

Deve-se ampliar os estudos sobre a aplicação do método de amostragem de área variável aqui proposto em levantamentos com a regeneração natural da espécie *Eremanthus erythropappus*. Tais estudos deverão avaliar os custos provenientes do georreferenciamento das plantas em campo e de determinação da zona de inclusão via diagrama de Voronoi.

Para o método de amostragem adaptativa em conglomerados deve-se testar outras dimensões de quadrats, pois mesmo que esse tenha demonstrado ser pouco preciso, apresenta potencial para levantamentos com espécies que apresentam padrão espacial agregado.

REFERÊNCIAS

ALLEN, R. G.; PEREIRA, L. S.; RAES, D.; SMITH, M. **Crop evapotranspiration: Guidelines for computing crop water requirements**. Rome: FAO, 1998. 15p. (FAO. Irrigation and Drainage Paper, 56).

AMARAL, L. P.; FERREIRA, R. A.; WATZLAWICK, L. F.; GENÚ, A. M. Análise da distribuição espacial de biomassa e carbono arbóreo acima do solo em floresta ombrófila mista. **Ambiência**, Guarapuava, v. 6, p.103-114, 2010.

AMARAL, L. P.; FERREIRA, R. A.; LISBOA, G. S.; LONGHI, S. J.; WATZLAWICK, L. F. Variabilidade espacial do Índice de Diversidade de Shannon-Wiener em Floresta Ombrófila Mista. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 41, n. 97, p. 83-93, 2013.

ARAÚJO, E. J. G.; SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M.; SÉ, D. C.; OLIVEIRA, A. D.; MORAIS, V. A.; ALTOÉ, T. F. SCOLFORO, H. F. Sustentabilidade do manejo da candeia nativa (*Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish). In: SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; DAVIDE, A. C. **O manejo sustentável da candeia: o caminhar de uma nova experiência florestal em Minas Gerais**. Lavras: Editora UFLA, 2012. p. 247-263.

ASSIS, A. L.; MELLO, J. M.; GUEDES, I. C. L.; SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D. Development of a sampling strategy for young stands of *Eucalyptus* sp. using geostatistics. **Cerne**, Lavras, v. 15, n. 2, p. 166-173, 2009.

BRUZINGA, J. S.; OLIVEIRA, M. L. R.; MACHADO, E. L. M.; LEITE, H. G.; PEREIRA, I. M.; NOGUEIRA, G. S. Distribuição espacial de indivíduos adultos de pequi. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 41, n. 98, p. 249-256, 2013.

CARVALHO, L. G.; OLIVEIRA, M. S.; ALVEAS, M. C.; VIANELLO, R. L.; SEDIYAMA, G. C.; NETO, P. C.; DANTAS, A. A. A. Clima. In: SCOLFORO, J. R.; CARVALHO, L. M. T.; OLIVEIRA, A. D. **Zoneamento Ecológico-Econômico do Estado de Minas Gerais: Componente geofísico e biótico**. Lavras: UFLA, 2008. p. 89-101.

COCHRAN, W. G. **Sampling Techniques**, 3rd ed. Wiley, p. 448, 1977.

DIGGLE, P. J.; RIBEIRO JÚNIOR, P. J. **Model-based geostatistics**, 2006, 228 p.

HAYES, W. B.; KOCH, G. S. Constructing and analyzing area-of-influence polygons by computer. **Computers & Geosciences**, v. 10, n. 4, p. 411-430, 1984.

ISAAKS, E. H.; SRIVASTAVA, R. M. **An introduction to applied geostatistics**. New York: Oxford University Press, 1989. 592p.

JOURNEL, A. G.; HUIJBREGTS, C. J. **Mining Geostatistics**. London: Academic Press, 1978. 600 p.

KLEINN, C.; VILCKO, F. A new empirical approach for estimation in k-tree sampling. **Forest Ecology and Management**, v. 237, p. 522-533, 2006a.

KLEINN, C.; VILCKO, F. Design-unbiased estimation for point-to-tree distance sampling. **Canadian Journal of Forest Research**. v. 36, p. 1407-1414, 2006b.

LEI, Y.; SHI, J.; ZHAO, T. Efficiency of adaptive cluster sampling and traditional sampling for coastal mangrove in Hainan of China. **Journal of Forest Science**, v. 58, n. 9, p. 381-390, 2012.

MELLO, J. M. **Geoestatística aplicada ao inventário florestal**. 110 f. Tese (Doutorado em Recursos Florestais). Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004.

MELLO, J. M.; BATISTA, J. L. F.; RIBEIRO JÚNIOR, P. J.; OLIVEIRA, M. S. Ajuste e seleção de modelos espaciais de semivariograma visando à estimativa volumétrica de *Eucalyptus grandis*. **Scientia forestalis**, n. 69, p. 25-37, 2005a.

MELLO, J. M.; BATISTA, J. L. F.; OLIVEIRA, M. S.; RIBEIRO JÚNIOR, P. J. Estudo da dependência espacial de características dendrométricas para *Eucalyptus grandis*. **Cerne**, v. 11, n. 2, p. 113-126, 2005b.

MELLO, J. M.; DINIZ, F. S.; OLIVEIRA, A. D.; MELLO, C. R.; SCOLFORO, J. R. S.; ACERBI JUNIOR, F. W. Continuidade espacial para características dendrométricas (número de fustes e volume) em plantios de *Eucalyptus grandis*. **Árvore**, Viçosa, v. 33, n. 1, p. 185-194, 2009a.

MELLO, J. M.; DINIZ, F. S.; OLIVEIRA, A. D.; SCOLFORO, J. R. S.; ACERBI JÚNIOR, F. W.; THIERSCH, C. R. Métodos de amostragem e geoestatística para estimativa do número de fustes e volume em plantios de *Eucalyptus grandis*. **Floresta**, Curitiba, v. 39, n. 1, p. 157-166, 2009b.

MORAIS, V. A. **Carbono no cerrado de minasgerais: modelagem e estoques em solo, raízes e serapilheira**. 120 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal). Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2014.

PÉLLICO NETTO, S.; BRENA, D. A. **Inventário florestal**. Curitiba, 1997. 316 p.

PÉREZ, J. F. M.; SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; MELLO, J. M.; BORGES, L. F. R.; CAMOLESI, J. F. Sistema de manejo para a candeia - *Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish – a opção do sistema de corte seletivo. **Cerne**, Lavras, v. 10, n. 2, p. 257-273, 2004.

PRODAN, M. Punktstichprobe für die forsteinrichtung. **Forest. U. Holzwirt**, v. 23, n. 11, p. 225-226, 1968.

R DEVELOPMENT CORE TEAM. R: a language and environment for statistical computing. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing. Disponível em: www.R-project.org. Acesso em: 10 nov. 2011.

SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M. **Inventário Florestal**. Lavras: UFLA/FAEPE, 2006. 561 p.

SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; SILVA, C. P. C.; ANDRADE, I. S. CAMOLESI, J. F.; BORGES, L. F. R.; PAVAN, V. M. M. **O manejo da candeia nativa**. Lavras: Editora UFLA, 2008. 44 p. Boletim Técnico.

SILVA, J. A. A.; SILVA, I. P. **Estatística Experimental aplicada a ciência florestal**. Recife: UFRPE, 1982. 269 p.

SILVA, I. P.; SILVA, J. A. A. **Métodos Estatísticos aplicados a pesquisa científica: uma abordagem para profissionais da pesquisa agropecuária**. Recife: UFRPE, 1999. 305 p.

THOMPSON, S. K. Adaptive cluster sampling. **Journal of the American Statistical Association**, v. 85, n. 412, 1050-1059, 1990.

WILLMOTT, C. J. On the validation of models. **Physical Geography**, v. 2, n. 2, p. 184-194, 1981.

YAMAMOTO, J. K.; LANDIM, P. M. B. **Geoestatística**: conceitos e aplicações. São Paulo: OFICINA DE TEXTOS, 2013. 215 p.

ZIMBACK, C. R. L. **Geoestatística**. Botucatu: UNESP, 2003. 25 p.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Em áreas submetidas ao manejo com porta sementes, a regeneração natural da espécie *Eremanthus erythropappus* desenvolve-se com padrão espacial agregado e para a sua amostragem via métodos tradicionais de área variável deve-se optar pelo método de linhas de Strand.

Considerar a estrutura espacial de ocorrência da regeneração natural e a continuidade espacial do número de plantas por hectare gera ganhos em precisão e exatidão em sua estimativa. Sendo assim, para amostrar a regeneração natural da espécie *Eremanthus erythropappus* (candeia) deve-se considerar uma planta e suas vizinhas mais próximas na delimitação da unidade amostral, a partir do conceito do diagrama de Voronoi, e aplicar a krigagem ordinária como estimador do número de plantas por hectare.

A espacialização da regeneração natural da espécie *Eremanthus erythropappus* em áreas submetidas ao sistema de manejo com porta sementes subsidiam estratégias para a condução da regeneração e monitoramento das áreas. Sendo assim, a aplicação de técnicas geoestatísticas nos inventários com regeneração natural torna-se imprescindível para obter estimativas precisas e exatas.

RECOMENDAÇÕES GERAIS

Não se deve descartar as metodologias de área fixa para a amostragem da regeneração natural da espécie *Eremanthus erythropappus*. Devido à limitação da base de dados para aplicar tais metodologias, essas não foram o foco deste trabalho.

Os levantamentos com regeneração natural da espécie *Eremanthus erythropappus* em áreas submetidas ao manejo com porta sementes, seja para fins de pesquisa ou de monitoramento pelas instituições públicas, deve ser considerada sua estrutura espacial. Sendo assim, recomenda-se a realização de outras pesquisas com a aplicação de ferramentas geoestatísticas na análise de inventários com a regeneração natural.

Nas áreas de *Eremanthus erythropappus* já submetidas ao sistema de manejo com porta sementes é imprescindível realizar a amostragem da regeneração natural e, para isso, aplicar estimativas geoestatísticas para obter informações confiáveis sobre o reestabelecimento da floresta.