



**UFSM**

**Dissertação de Mestrado**

**EFEITO DA DESRAMA  
SOBRE O CRESCIMENTO E A FORMA DE  
*Pinus elliottii* Engelm.**

---

**Eduardo Pagel Floriano**

**PPGEF**

**Santa Maria, RS, Brasil**

**2004**

**EFEITO DA DESRAMA**  
**SOBRE O CRESCIMENTO E A FORMA DE**  
***Pinus elliottii* Engelm.**

---

por

**Eduardo Pagel Floriano**

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, Área de Concentração em Manejo Florestal, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para obtenção do grau de **Mestre em Engenharia Florestal.**

**PPGEF**

**Santa Maria, RS, Brasil**

**2004**

**Universidade Federal de Santa Maria  
Centro de Ciências Rurais  
Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal**

A Comissão Examinadora, abaixo assinada,  
aprova a Dissertação de Mestrado

**EFEITO DA DESRAMA  
SOBRE O CRESCIMENTO E A FORMA DE  
*Pinus elliottii* Engelm.**

elaborada por  
**Eduardo Pagel Floriano**

como requisito parcial para obtenção do grau de  
**Mestre em Engenharia Florestal**

**COMISSÃO EXAMINADORA:**

---

**Prof. Dr. César Augusto Guimarães Finger**  
(Presidente/Orientador)

---

**Prof. Dr. Paulo Renato Schneider**

---

**Prof. Dr. Sidinei José Lopes**

Santa Maria, 16 de julho de 2004.

## Ficha catalográfica

630\*3 Floriano, Eduardo Pagel  
F659e Efeito da desrama sobre o crescimento e a forma de *Pinus Elliottii* Engelm. / Eduardo Pagel Floriano.– Santa Maria : [s.n.], 2004.  
93 f. : il.

Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Santa Maria.

Orientador: César Augusto Guimarães Finger.

1. *Pinus* – Cultivo. 2. *Pinus* – Tratamento. 3. Desrama.  
4. Produção de madeira. 5. Reflorestamento. I. Título.

Bibliotecária responsável: Alba Inêz Maciel CRB 10/1203

## **AGRADECIMENTOS**

Dentre as muitas pessoas que de uma forma ou de outra auxiliaram diretamente na elaboração deste trabalho, devo citar especialmente:

Prof. Dr. Juarez Martins Hoppe;

Prof. Dr. César Augusto Guimarães Finger;

Prof. Dr. Paulo Renato Schneider;

César Martins Andrade, acadêmico de Engenharia Florestal, UFSM;

Eng<sup>o</sup> Ftal. Eduardo Righi dos Reis, Mestrando em Engenharia Florestal, UFSM;

Eng<sup>a</sup> Ftal. M.Sc. Magda Lea Bolzan Zanon, Doutoranda em Engenharia Florestal, UFSM;

Eng<sup>o</sup> Ftal. Stefano Leha Dissiuta.

A todos e aos que não foram citados, sinceros agradecimentos pelo apoio e pelo tempo dedicado a este trabalho e a mim pessoalmente como amigos.

Eduardo Pagel Floriano

## SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS .....	viii
LISTA DE FIGURAS .....	xi
LISTA DE REDUÇÕES.....	xiii
LISTA DE ANEXOS .....	xvi
RESUMO .....	xvii
<i>ABSTRACT</i> .....	xix
1 INTRODUÇÃO .....	1
2 REVISÃO DE LITERATURA.....	3
3 MATERIAL E MÉTODOS.....	14
3.1 Local do estudo.....	14
3.2 Características regionais .....	14
3.3 Características do povoamento florestal e do experimento .....	15
3.4 Variáveis medidas e estimadas .....	17
3.4.1 Área útil das parcelas ( $a_i$ ).....	19
3.4.2 Mortalidade (mortas%).....	19
3.4.3 Diâmetro (d) .....	20
3.4.4 Altura (h) .....	20
3.4.5 Altura dominante ( $h_{100}$ ) .....	21
3.4.6 Área basal.....	21
3.4.7 Cubagem .....	22

3.4.8	Análise de tronco .....	23
3.4.9	Volume.....	24
3.4.10	Crescimento.....	25
3.4.11	Forma das árvores.....	26
3.5	Espaçamento.....	27
3.6	Análise de variância e comparações de médias.....	27
3.7	Correlação de Pearson .....	28
3.8	Teste de normalidade dos dados.....	28
3.9	Crítérios para seleção de equações de regressão.....	29
3.10	Validação das equações de regressão .....	31
3.10.1	Homoscedasticidade da variância .....	32
3.10.2	Independência dos resíduos.....	33
3.10.3	Normalidade da distribuição dos resíduos .....	34
3.11	Análise de covariância .....	36
3.12	Modelagem do diâmetro e do volume como função da intensidade de desrama.....	37
4	RESULTADOS E DISCUSSÃO .....	38
4.1	Resultados sobre árvores em pé .....	38
4.1.1	Diâmetro à altura do peito (d) .....	38
4.1.2	Altura (h) .....	44
4.1.3	Relação hipsométrica .....	46
4.1.4	Altura dominante ( $h_{100}$ ) .....	50
4.1.5	Mortalidade (mortas%).....	51
4.1.6	Área basal por hectare (G).....	53
4.1.7	Índice de espaçamento relativo (S%) .....	56
4.2	Volume e forma das árvores.....	58
4.2.1	Volume das árvores .....	58
4.2.2	Quantidade de madeira sem nó.....	62
4.2.3	Forma das árvores.....	64

5 CONCLUSÕES.....	67
6 RECOMENDAÇÕES .....	69
7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	71



## LISTA DE TABELAS

TABELA 1 – Evolução da produção de madeiras serradas no Brasil (m <sup>3</sup> ). 3	
TABELA 2 – Tratamentos aplicados a partir de 1991 em um povoamento de <i>P. elliotii</i> , em Piratini, RS.....	16
TABELA 3 – Histórico do experimento e medições .....	18
TABELA 4 – Modelos de equações testados para estimar a altura (h) das árvores de <i>P. elliotii</i> , em Piratini, RS.....	21
TABELA 5 – Modelos de equações testados para estimar o volume das árvores de <i>P. elliotii</i> , em Piratini, RS.....	25
TABELA 6 – Modelos de equações para descrição do crescimento das árvores de <i>P. elliotii</i> , em Piratini, RS.....	26
TABELA 7 – Resultados do teste de Shapiro-Wilk sobre os diâmetros das árvores na área útil das parcelas aos 15 anos de idade, por tratamento.....	38
TABELA 8 – Evolução do diâmetro médio (cm) com a idade (anos) por intensidade de desrama e testes estatísticos, para <i>P. elliotii</i> , em Piratini.....	40
TABELA 9 – Equação para estimar o diâmetro (cm) em função do tratamento aos 15 anos de idade ( $d=b_0+b_1.Trat+b_2.Trat^2$ ).....	41
TABELA 10 – Coeficientes da equação de Chapman-Richards para $d=f(idade)$ por tratamento e geral (média) com todos os tratamentos, para <i>P. elliotii</i> , em Piratini .....	42

TABELA 11 – Validação das equações de Chapman-Richards para $d=f(\text{idade})$ por tratamento .....	44
TABELA 12 – Evolução da altura média (m) com a idade (anos) por tratamento de desrama e testes estatísticos, para <i>P. elliotii</i> , em Piratini.....	45
TABELA 13 – Equações para estimar a altura (m) em função do diâmetro (cm) aos 15 anos de idade, para <i>P. elliotii</i> , em Piratini .....	47
TABELA 14 – Parâmetros da equação de Prodan para estimar a altura por idade e resultados estatísticos, para <i>P. elliotii</i> , em Piratini .....	48
TABELA 15 – Parâmetros da equação de Prodan para estimar a altura por tratamento aos 15 anos, para <i>P. elliotii</i> , em Piratini.....	49
TABELA 16 – Validação das equações de Prodan para $h=f(d)$ por tratamento e geral com todos os tratamentos.....	50
TABELA 17 – Evolução da altura dominante (m) com a idade por tratamento (m) e testes estatísticos, para <i>P. elliotii</i> , em Piratini.....	50
TABELA 18 – Mortalidade acumulada (%), após os 6 anos, por idade e por tratamento, para <i>P. elliotii</i> , em Piratini .....	52
TABELA 19 – Evolução do estoque em área basal por hectare ( $\text{m}^2/\text{ha}$ ) por tratamento com a idade e testes estatísticos, para <i>P. elliotii</i> , em Piratini.....	53
TABELA 20 – Evolução do incremento corrente anual em área basal por hectare ( $\text{m}^2/\text{ha}/\text{ano}$ ), por tratamento, com a idade e testes estatísticos, para <i>P. elliotii</i> , em Piratini .....	55
TABELA 21 – Evolução do índice de espaçamento relativo (S%) por tratamento com a idade e testes estatísticos, para <i>P. elliotii</i> , em Piratini.....	57
TABELA 22 – Teste de equações para descrição do volume individual sem casca aos 15 anos de idade, para <i>P. elliotii</i> , em Piratini .....	58

TABELA 23 – Análise de variância do volume individual médio sem casca (m <sup>3</sup> ) por parcela aos 15 anos de idade por tratamento de desrama, para <i>P. elliotii</i> , em Piratini .....	60
TABELA 24 – Teste de Tukey para volume médio individual sem casca (m <sup>3</sup> ) por por tratamento, aos 15 anos de idade, para <i>P. elliotii</i> , em Piratini.....	60
TABELA 25 – Volume médio individual sem casca (m <sup>3</sup> ) e volume médio individual sem nó (m <sup>3</sup> ), aos 15 anos de idade, por tratamento de desrama, para <i>P. elliotii</i> , em Piratini .....	63
TABELA 26 – Resultados da análise da variância sobre o volume aos 15 anos de idade, por tratamento de desrama, para <i>P. elliotii</i> , em Piratini .....	64
TABELA 27 – Análise de variância do fator de forma (f) do tronco sem casca aos 15 anos, por tratamento de desrama, para <i>P. elliotii</i> , em Piratini.....	65
TABELA 28 – Coeficientes da equação $g_x = p.x^f$ aos 15 anos de idade, por tratamento de desrama, para <i>P. elliotii</i> , em Piratini .....	66

## LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 – Região de ocorrência natural da espécie <i>P. elliotii</i> , nos EUA (em cinza). Fonte: NCSU (2004). .....	5
FIGURA 2 – Curvas de índice de sítio (4 linhas cheias) para <i>P. elliotii</i> , em Piratini. Fonte: Tonini (2000).....	8
FIGURA 3 – Croqui de acesso à propriedade onde está localizado o experimento (Fazenda Guanabara).....	15
FIGURA 4 – Esquema de distribuição das árvores nas parcelas e forma de medição. ....	16
FIGURA 5 – Distribuição dos tratamentos por bloco. ....	17
FIGURA 6 – Área útil aproximada das parcelas. ....	19
FIGURA 7 – Cálculo do comprimento das pontas das árvores por interpolação, em cada idade, na análise de tronco.....	24
FIGURA 8 – Normalidade das freqüências por classe de diâmetro, das árvores contidas na área útil das parcelas, aos 15 anos de idade. ...	39
FIGURA 9 – Evolução do diâmetro médio (cm) com a idade (anos) por tratamento.....	41
FIGURA 10 – Diâmetro (cm) estimado em função do tratamento (% da altura desramada) aos 15 anos de idade. ....	42
FIGURA 11 – Diâmetro (cm) estimado pela equação de Chapman-Richards por tratamento e geral (média) com todos os tratamentos, em função da idade (anos). ....	43
FIGURA 12 – Evolução da altura média e da altura da desrama (m) com a idade (anos) por tratamento.....	45

FIGURA 13 – Relação entre diâmetro (cm) e altura (m) aos 9, 12, 15 e 18 anos pela equação de Prodan com todos os tratamentos. ....	48
FIGURA 14 – Evolução da altura dominante (m) com a idade por tratamento.....	51
FIGURA 15 – Mortalidade (%) acumulada, após os 6 anos de idade, por idade e por tratamento.....	52
FIGURA 16 – Evolução da área basal por hectare (m <sup>2</sup> /ha) por tratamento com a idade. ....	54
FIGURA 17 – Incremento corrente anual em área basal por hectare (m <sup>2</sup> /ha/ano) por idade e por tratamento. ....	56
FIGURA 18 – Índice de espaçamento relativo (S%) por idade e por tratamento.....	57
FIGURA 19 – Volume individual sem casca (m <sup>3</sup> ) estimado em função do tratamento (% de desrama) aos 15 anos de idade. ....	61
FIGURA 20 – Volume sem casca e sem nós (m <sup>3</sup> ) por árvore e por tratamento (% de desrama) aos 15 anos de idade. ....	64

## LISTA DE REDUÇÕES

$a_i$  – área da parcela de ordem  $i$  ( $m^2$ ).

cm – centímetro.

CV% – coeficiente de variação em percentagem.

$d$  – diâmetro do tronco com casca à altura do peito (1,3 m de altura), ou DAP.

$dsc$  – diâmetro do tronco sem casca à altura do peito (1,3 m de altura), ou DAPsc.

DAP – diâmetro do tronco à altura do peito (1,3 m de altura).

EM – espaçamento médio entre árvores (m).

EUA – Estados Unidos da América.

$f$  – fator de forma artificial.

$F$  – estatística  $F$ .

$g$  – área basal por árvore, ou área da secção transversal do tronco ao nível do peito, correspondente ao resultado da fórmula:  $g = \pi \cdot d^2 / 4$ .

$G$  – área basal por hectare, ou soma das áreas das secções transversais dos troncos de todas as plantas por hectare ao nível do peito, correspondente ao resultado de:  $G = N_{ha} \cdot \pi \cdot d^2 / 4$ .

GL – graus de liberdade.

$h$  – altura total.

$h_{100}$  – altura dominante; altura correspondente à média das alturas das 100 árvores mais grossas por ha.

ha – hectare.

ICA – Incremento corrente anual.

IU – Indiana University.

m – metro.

$m^2$  – metro quadrado.

$m^3$  – metro cúbico.

NCSU – North Carolina State University.

$N_i$  – número de árvores na área útil da parcela  $i$ .

$N_{ha}$  – número de árvores por hectare correspondente ao resultado da fórmula:  $N_{ha}=10000.N_i/a_i$ .

p. – página.

QM – quadrado médio.

SQ – soma de quadrados.

t – estatística t de Student.

r – coeficiente de correlação de Pearson.

$R^2$  – coeficiente de determinação.

$R^2_{aj}$  – coeficiente de determinação ajustado.

Reg – regressão.

Res – resíduo.

S% – Índice de espaçamento relativo em percentagem da altura dominante.

SCP – Secretaria da Coordenação e Planejamento do Estado do Rio Grande do Sul.

SEMA-RS – Secretaria Estadual do Meio Ambiente do Estado do Rio Grande do Sul.

TRAT – Tratamento.

UFMS – Universidade Federal de Santa Maria, RS.

USDAFS – United States, Department of Agriculture, Forest Service.

v – volume total com casca por árvore.

$vcn_{t1+t2}$  – soma do volume médio individual sem casca e com nó da 1ª e 2ª toras.

$vsc$  – volume médio individual sem casca ( $m^3$ ).

$vsn_{t1}$  – volume sem casca e sem nó da 1ª tora.

$vsn_{t2}$  – volume sem casca e sem nó da 2ª tora.

$vsn_{t1+t2}$  – soma do volume médio individual sem casca e sem nó da 1ª e 2ª toras.

$W$  – estatística  $W$  de Shapiro-Wilk.

$\chi^2$  - estatística Qui-quadrado.



## LISTA DE ANEXOS

ANEXO I – Programa SAS para análise de variância dos diâmetros .....	76
ANEXO II – Determinação das funções de crescimento em diâmetro.....	77
ANEXO III – Gráfico do diâmetro (cm) em função da intensidade de desrama (%) ao longo do tempo (anos) .....	82
ANEXO IV – Análise de covariância para relação hipsométrica .....	84
ANEXO V – Distribuição de resíduos, CV% e R <sup>2</sup> (%) para as equações de relação hipsométrica testadas aos 6, 9, 12 e 15 anos .....	89
ANEXO VI – Índice de espaçamento relativo (S%) aos 6, 9, 12 e 15 anos .....	91
ANEXO VII – Resíduos para a equação de Stoate aos 15 anos .....	92
ANEXO VIII – Análise de covariância para a equação de Stoate .....	93

## **RESUMO**

Dissertação de mestrado  
Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal  
Universidade Federal de Santa Maria, RS, Brasil.

### **EFEITO DA DESRAMA SOBRE O CRESCIMENTO E A FORMA DE *Pinus elliottii* Engelm.**

Autor: Eduardo Pagel Floriano

Orientador: Prof. Dr. César Augusto Guimarães Finger

Data e local de defesa: Santa Maria, 16 de julho de 2004.

A produção de madeira serrada de *Pinus* representou mais de 75% da produção total brasileira em 2000 e, entre as espécies do gênero, *P. elliottii* Engelm. tem sido uma das mais utilizadas em plantios comerciais. A qualidade da madeira desta espécie é altamente influenciada por tratamentos como a desrama, operação que reduz a produtividade das árvores, mas necessária na produção de madeira para uso nobre como carpintaria, aumentando consideravelmente o seu valor. Com o objetivo de determinar a influência da intensidade da desrama sobre o crescimento e a forma de *Pinus elliottii* Engelm., foi instalado um experimento em uma plantação de 6 anos de idade, em Piratini, sudeste do Rio Grande do Sul, no delineamento de blocos ao acaso com quatro repetições e quatro tratamentos representados pelas porcentagens de desrama: de 0% (controle-sem desrama) e de até 40%, 60% e 80% de desrama, em relação a altura total das árvores. A operação foi iniciada

quando as árvores tinham 6 anos de idade e foi corrigida anualmente até alcançar a altura de 6 metros em todos os tratamentos. Os resultados, quando a plantação tinha 15 anos, demonstraram que não houve influência significativa da desrama sobre a altura média, altura dominante e mortalidade; o diâmetro e o volume sem casca foram influenciados significativamente pela desrama, apresentando as seguintes reduções em relação ao tratamento de controle sem desrama: 2,0% do diâmetro e 3,5% do volume no tratamento de 40% de desrama; 7,5% do diâmetro e 15,0% do volume no tratamento de 60% de desrama; 13,5% do diâmetro e 26,9% do volume no tratamento de 80% de intensidade de desrama. A desrama influenciou a forma das árvores significativamente, tendo-se constatado que os tratamentos desramados apresentaram forma cônica com pequena tendência à parabolóide e o tratamento de controle sem desrama apresentou forma cônica com pequena tendência à neilóide. A porcentagem de madeira limpa, sem nó, obtida nos três tratamentos desramados, foi semelhante, alcançando média geral de 46% do volume total individual sem casca produzido até os 15 anos de idade. A pequena redução em desempenho apresentada pelo tratamento de 40% de intensidade de desrama, que não teve influência estatística significativa sobre a produção, reforça as citações da literatura sobre desrama até esta intensidade.

## **ABSTRACT**

*Master's Thesis*

*Post-Graduate Program on Forest Engineering*

*Santa Maria Federal University, RS, Brazil.*

### ***EFFECT OF PRUNING ON GROWTH AND FORM OF Pinus elliottii Engelm.***

*Author: Eduardo Pagel Floriano*

*Advisor: Prof. Dr. César Augusto Guimarães Finger*

*Date and place of defense: Santa Maria, July 16, 2004.*

*The production of Pinus saw wood accounted for more than 75% of Brazilian total wood production in 2000 and, out of the species from this gender, P. elliottii Engelm. has been one of the most used in commercial plantations. Wood quality in this species is strongly influenced by treatments such as pruning, an operation that brings tree productivity down, yet needed for noble wood production, like the carpentry bound one, which allows for considerably raising wood added value. Aiming at determining the influence of pruning intensity on growth and form of Pinus elliottii Engelm., a test using a random blocks design was set up in a 6-year-old plantation, in Piratini, southeast of Rio Grande do Sul, to which four repetitions and four treatments were applied. The treatments were broken down accordingly their pruning percentage: from 0% (control-not pruned), up to 40%, 60% and 80%-pruning, regarding to the total height of the trees. The operation started off when the trees were 6 years old and*

*underwent a yearly correction as far as turning 6 meters high across all treatments. The results, when the plantation was 15 years old, showed that there was no significant influence of pruning on the mean height, dominant height and mortality rate; diameter and barkless volume were significantly influenced by pruning and yielded the following reductions regarding the control treatment with no pruning: 2% off on the tree diameter and 3.5% off on the tree volume, in the 40%-pruning treatment; 7.5% off on the tree diameter and 15% off on the tree volume, in the 60%-pruning treatment; 13.5% off on the tree diameter and 26.9% off on the tree volume, in the 80%-pruning intensity treatment. Pruning significantly influenced the form of the trees, having been ascertained that pruned treatments give them a conical shape with little trend to a parabolic one, and the control not pruned showed a conical shape with little tendency to a neiloid one. The percentage of clean wood, with no nodes, attained in the three pruned treatments, was alike, averaging out 46% of the total individual barkless volume yielded until 15 years of age. The small reduction in performance shown by the 40%-pruning intensity treatment had no statistically significant influence on the production, thereby reinforcing literature findings on pruning at this much.*

## 1 INTRODUÇÃO

Historicamente, no mundo todo, a produção de madeira através de florestas plantadas tem substituído a de florestas naturais. No Brasil ocorre fenômeno semelhante, sendo o aumento da produção de madeira de *Pinus* e outras espécies uma tendência atual, principalmente no Rio Grande do Sul onde as florestas naturais foram exploradas até próximo da completa exaustão.

A espécie *Pinus elliottii* Engelm., dentre as do gênero, tem sido uma das mais utilizadas em plantios comerciais no Brasil, principalmente na produção de madeira serrada para movelaria e construção civil. A madeira para estes usos implica na necessidade de produção de madeira de qualidade superior, que pode ser obtida por tratamentos silviculturais e técnicas de manejo apropriadas. *P. elliottii* é utilizado também na produção de celulose de fibra longa, usada para fabricação de embalagens; na produção de chapas de fibras de madeira e na de resina, da qual se extrai a terebintina.

Um dos fatores que afetam a qualidade e o preço da madeira é a presença de nós vivos ou mortos, causados pelos ramos laterais persistentes. O processo de desrama natural é lento e os ramos laterais persistem em algumas espécies, formando nós geralmente secos e soltadiços que depreciam a madeira. Povoamentos mais espaçados proporcionam madeira de maiores dimensões. Entretanto, árvores que crescem mais livres têm galhos mais grossos e em maior quantidade.

Uma das técnicas para reduzir o tamanho e o número de ramos laterais é o aumento da densidade de plantio. Entretanto, tem-se observado que árvores de *P. elliotii*, crescendo em povoamentos florestais densos, apresentam tendência de desrama natural imperfeita, sendo que a presença de um só galho é o suficiente para depreciar várias peças de madeira obtidas de uma tora; adicionalmente, o crescimento individual é reduzido devido à alta competição entre as árvores, sendo, ao final, obtidas toras de menores dimensões, diminuindo o rendimento em serrarias e laminadoras.

A forma encontrada para evitar a formação de nós na madeira de espécies de *Pinus* é a poda ou desrama artificial, prática considerada dispendiosa mas geralmente compensada pela maior valorização da madeira que é produzida. Entretanto, tem-se constatado que a produção é influenciada pela intensidade com que a desrama é aplicada; portanto, determinar a intensidade máxima com que deve ser realizada é de suma importância para a maximização da produção de madeira sem nós em povoamentos de *P. elliotii*.

Nesse aspecto, o objetivo deste trabalho consiste em determinar, para um povoamento de *P. elliotii*, a influência da intensidade de desrama sobre:

- o crescimento em diâmetro, altura e área basal por hectare;
- a forma do tronco;
- o volume de madeira sem nó, produzido em cada tratamento de desrama.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

O volume de madeira serrada produzido no Brasil é superior a 9 milhões de metros cúbicos, passando gradativamente a ser mais representado pela produção das florestas plantadas, principalmente de espécies do gênero *Pinus* Linnaeus, que representaram mais de 75% da produção brasileira em 2000 (Tabela 1). A área total de florestas plantadas no Estado do Rio Grande do Sul corresponde a 480 mil hectares, dos quais cerca de 180 mil hectares são de *Pinus*, contribuindo com mais de 700 mil m<sup>3</sup> de toras por ano (AGEFLOR *apud* Tonini, 2000).

TABELA 1 – Evolução da produção de madeiras serradas no Brasil (m<sup>3</sup>)

REGIÃO	ESPÉCIES	1980	1987	1991	1995	2000
SUL	Araucária	1.990.000	480.000	300.000	200.000	180.000
	Folhosas	2.364.000	340.000	210.000	50.000	40.000
	<b>Pinus</b>	<b>130.000</b>	<b>1.275.000</b>	<b>3.640.000</b>	<b>5.000.000</b>	<b>7.000.000</b>
NORTE	Folhosas	5.039.000	4.200.000	3.300.000	2.600.000	2.000.000
TOTAL		9.523.000	6.295.000	7.450.000	7.850.000	9.220.000

Fonte: Revista da Madeira (2000).

Segundo Persson e Janz (2000), a substituição das florestas nativas pelas plantações é um processo histórico que inicia com a exploração das florestas nativas, reduzindo sua área de ocorrência natural, sendo que parte destas passam a ser manejadas em um percentual que aumenta gradativamente até estabilizar. Quando cerca de metade das áreas naturais já foram eliminadas e mais de 60% das remanescentes são manejadas, começam a ser realizados plantios que após certo tempo



tendem a representar cerca de metade das áreas de florestas produtivas. Este processo vem ocorrendo também no Brasil. Como se pode ver na Tabela 1 (p. 3), ocorre o aumento gradativo da produção de florestas plantadas e a redução da produção de folhosas que são, atualmente e em sua maioria, provenientes de florestas nativas no Brasil.

Os plantios para produção de madeira têm sido realizados com espécies de produtividade comprovada, na sua maioria exóticas e, entre as mais utilizadas, estão as espécies do gênero *Pinus*, sendo que a espécie *P. elliottii* já era uma das mais utilizadas no Brasil no início da década de 1970 (Mattos, sd).

De acordo com Gilman e Watson (1994), a espécie *Pinus elliottii* Engelm. pertence à Família *Pinaceae*, Ordem *Coniferales*, Classe *Gymnospermae*, sendo conhecida vulgarmente por *slash pine* (EUA), pinheiro da Flórida e pinheiro americano no Brasil. É originária do sudeste da América do Norte e sua região de ocorrência natural é apresentada na Figura 1 (p. 5).

Ainda, segundo Gilman e Watson (1994), a espécie é árvore de grande porte, apresentando muitos galhos. A casca é marrom-acinzentada, escura, fortemente sulcada e escamosa. Cresce de sol pleno à meia-sombra em solos argilosos até arenosos, de levemente alcalinos até ácidos, bem drenados e ocasionalmente úmidos; é tolerante aos solos pobres e moderadamente tolerante às secas e solos salinos; solos úmidos com pH alto são danosos para a espécie. Apresenta derrama natural dos galhos e a copa é aberta, criando uma sombra clara; a queda de acículas é constante e forma uma manta espessa abaixo de si. Suas raízes são muito agressivas, competindo intensivamente com as plantas ao redor. As sementes espalham-se na paisagem, podendo tornar-se invasora. Apresenta sensibilidade acentuada para algumas doenças e pragas que afetam sua sanidade e estética e que podem ser problemas sérios, como a clorose, a podridão da madeira, o cancro e a ferrugem (que tem os carvalhos como hospedeiros intermediários); brocas

da madeira (larvas de besouros) e larvas de moscas desfoliadoras; entre outros.

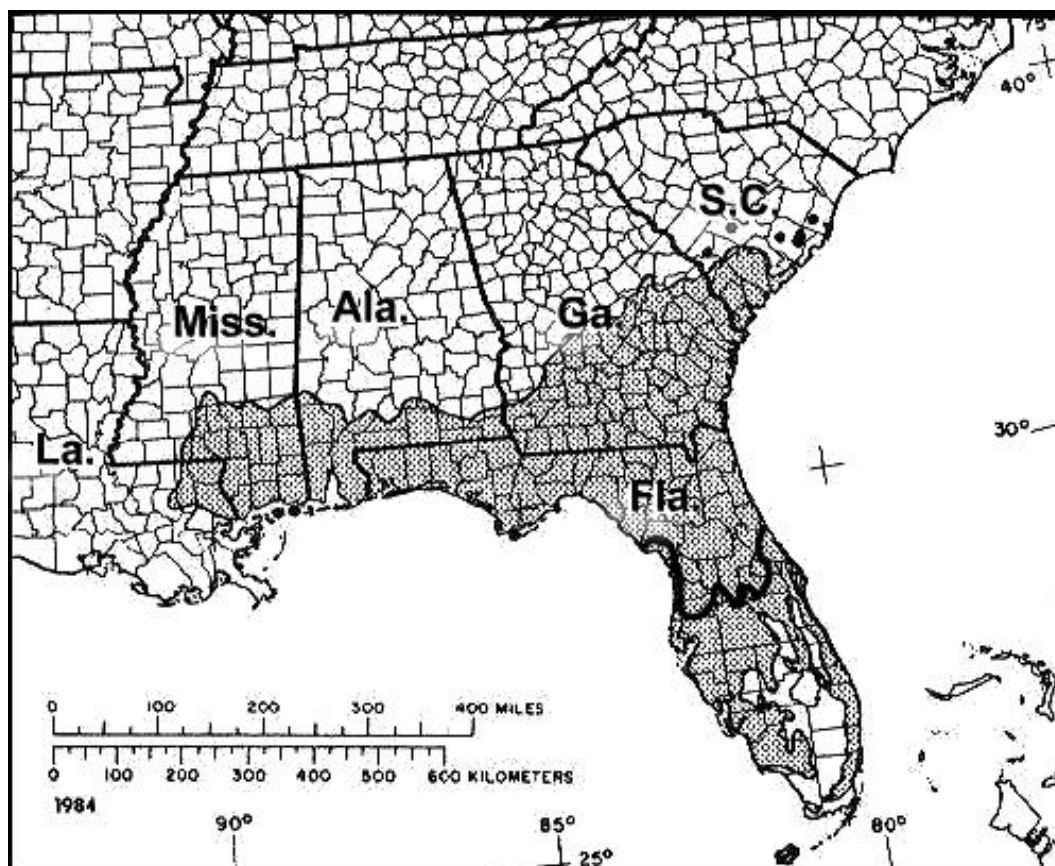


FIGURA 1 – Região de ocorrência natural da espécie *P. elliotii*, nos EUA (em cinza).  
Fonte: NCSU (2004).

O *P. elliotii* é recomendado para quebra-ventos, árvore de sombra e plantios comerciais. Sua copa apresenta silhueta irregular, entre oval e piramidal, com pouca densidade de galhos esparsos e de espessura média. Tem folhagem alternada a espiralada, acículas sempre verdes, fragrantas, simples e filiformes, de margem inteira, de veios paralelos, com 10 a 30 cm de comprimento. As inflorescências são amarelas não vistosas, inconspícuas. Os cones femininos são ovo-alongados, marrom-avermelhados, com 8 a 15 cm de comprimento por 2,5 a 7,5 cm de diâmetro, persistentes, vistosos, atrativos para mamíferos roedores. Os estróbilos masculinos são cilíndricos, pequenos, com 2 a 3 cm de comprimento, vermelhos a amarelos, inserindo-se em grupos nas pontas dos ramos laterais. O tronco e galhos têm tendência de crescimento

vertical sem pender, não são vistosos, não tem espinhos e são quebradiços; a madeira também é fraca e quebradiça; os galhos novos (do ano) são finos e marrons. A espécie também é produtora de resina, da qual se produz terebintina (Clements, 1970). Apresenta rápido crescimento e atinge cerca de 25-30 m de altura, 90-120 cm de diâmetro à altura do peito e 10-15 m de diâmetro de copa.

De acordo com Spiecker (1981), o crescimento das árvores é o resultado dos efeitos de sua constituição genética, das características ambientais (clima, solo, manejo, etc) e das interações entre ambos. Desde o plantio de um povoamento florestal, ao longo do tempo e à medida que a biomassa, competição e proximidade das copas aumentam, a mortalidade também aumenta e, enquanto é reduzido o crescimento em diâmetro do tronco e dos galhos, também são reduzidos o vigor das árvores e o desenvolvimento do sub-bosque (Oliver *et al.*, 2001). Enquanto as árvores crescem, a competição aumenta e a disponibilidade por luz, nutrientes e água diminuem para cada árvore individualmente, os galhos inferiores morrem e, apesar de haver diminuição do crescimento individual das árvores, o estoque em volume continua a aumentar e o crescimento radial do tronco é reduzido nas partes mais baixas (Kramer e Kozlowski, 1972), resultando em uma forma mais cilíndrica. Isso torna a desrama importante, pois elimina os galhos vivos e mortos das árvores, proporcionando maior quantidade de madeira desprovida de nó e, conseqüentemente, de melhor qualidade e de maior valor comercial (Gibson *et al.*, 2001), além de proporcionar maior facilidade de acesso e visibilidade através do povoamento florestal (Warner, 1997).

No estudo da forma do tronco das árvores, além do fator de forma artificial, cujo estudo é descrito por Assmann (1970) e Prodan (1997), uma das funções mais utilizadas para estudo dos sólidos de revolução associando-os com a forma das árvores é a função  $g_x = p \cdot x^r$ , descrita por Husch *et al.* (1982) e por Finger (1992), sendo que o valor de “ $p$ ” está

relacionado ao tamanho do corpo considerado e o valor de “*r*” relaciona-se à forma.

Na produção de madeira para serraria são usados espaçamentos mais largos com o objetivo de se obter madeira de maiores dimensões, mas isso favorece a formação de galhos maiores e em maior quantidade, vindo a representar mais e maiores nós na madeira (Finger *et al.*, 2001).

Os nós da madeira, além de provocar um aspecto estético indesejável, na maioria dos casos afetam negativamente a sua qualidade fisicomecânica (Schilling, 1996). Galhos vivos são menos depreciativos do que galhos mortos e nós de galhos mortos tendem a soltar-se, criando buracos na madeira serrada ou laminada (Schneider *et al.*, 1999).

Uma grande parte do volume das árvores se encontra nos primeiros seis metros a partir do solo. Desramar até esta altura significa manter uma grande parte do volume da árvore livre dos nós que depreciam a madeira (Jeter, 1992).

Têm-se verificado que quanto maior for a intensidade de desrama artificial, menor será a taxa de crescimento das árvores (Kramer e Kozlowski, 1972). Portanto, determinar a intensidade máxima com que a desrama deve ser realizada é de suma importância para a maximização da produção de madeira sem nó em povoamentos de *P. elliotii*.

Para descrever o volume das árvores, Couto e Vettorazzo (1999) testaram o ajuste das funções para volume de *P. taeda* :  $v = b_0 + b_1 d$ ,  $v = b_0 + b_1 d^2$ ,  $v = b_0 + b_1 d^2 h$ ,  $v = b_0 + b_1 d^2 + b_2 h + b_3 d^2 h$ ,  $\ln v = b_0 + b_1 \ln d$ ,  $\ln v = b_0 + b_1 \ln d^2 h$  e  $\ln v = b_0 + b_1 \ln d + b_2 \ln h$ ; obtendo baixos  $S_{yx}$  e altos  $r^2$  para todas as equações, escolhendo como melhor o modelo de Spurr  $v = b_0 + b_1 d^2 h$  para um povoamento com 6 anos de idade e o modelo  $v = b_0 + b_1 d^2$  para o mesmo com 11 anos. Para as estimativas de volume de *P. elliotii*, Schneider *et al.* (1999) selecionaram como melhor a equação:  $\log v = b_0 + b_1 \log d + b_2 (\log d)^2 + b_3 \log h + b_4 (\log h)^2$ . Sendo:  $v$ =volume ( $m^3$ );  $d$ =diâmetro (cm);  $h$ =altura (m);  $b_0$ ,  $b_1$ ,  $b_2$ ,  $b_3$ ,

$b_4$ =parâmetros;  $r^2$ =coeficiente de determinação;  $S_{yx}$ =erro padrão da média.

Finger *et al.* (2001) testaram os seguintes modelos para estudo do crescimento de *Eucalyptus saligna* Smith.:  $y=b_0+b_1.t$ ;  $y=b_0+b_1.lnt$ ;  $lny=lnb_0+b_1.lnt$ ;  $y=b_0+b_1/t$ ;  $y=b_0+b_1.t+b_2.t^2$ ;  $y=b_0+b_1.t+b_2.t^2+b_3.t^3$ ;  $y=b_0.b_1^t$ ;  $y=e^{(b_0+b_1.t)}$ ; e  $(y=b_0.e^{(b_1.t)})$ , obtendo os melhores resultados pelo modelo logarítmico com  $r^2=0,99$  e  $S_{yx}\%=8,6\%$ . Sendo:  $y$ =variável dependente;  $t$ =variável independente (tempo);  $b_0, b_1, b_2, b_3$ =parâmetros;  $r^2$ =coeficiente de determinação;  $S_{yx}\%$ =erro padrão da média em porcentagem.

O crescimento de *P. elliotii* na região deste estudo foi avaliado anteriormente por Tonini (2000) que, ajustando curvas de altura em função da idade e, utilizando a função de Richards com três coeficientes, encontrou alto coeficiente de determinação (0,99) e baixo erro padrão de estimativa em porcentagem (até 10,6%), sendo que, para Piratini, RS, a altura dominante ficou entre cerca de 17,5 a 22,5 metros, aos 15 anos de idade (Figura 2).

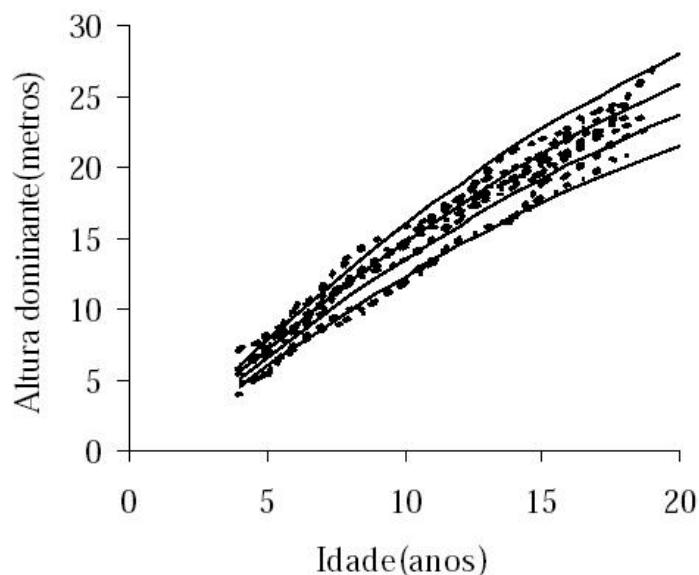


FIGURA 2 – Curvas de índice de sítio (4 linhas cheias) para *P. elliotii*, em Piratini.  
Fonte: Tonini (2000).

Tonini (2000) analisou a covariância entre vários locais como forma de verificar o paralelismo entre as curvas de crescimento de *P. elliotii* usando como efeitos: a função calculada (equação de Richards), os locais, a idade e a interação entre idade e local.

A equação de Richards é descrita, de acordo com Finger (1992), como segue:

$$y = A \left\{ \left[ 1 - e^{(-k.t)} \right]^r \right\}$$

Sendo:  $A$  = Assíntota superior;  $k$  = velocidade de crescimento, variando de 0 até 1;  $r$  = ponto de inflexão da curva, entre o mínimo valor de  $y$  e a assíntota;  $y$  = variável dependente (variáveis dendrométricas);  $t$  = variável independente (tempo).

O Ramo de Práticas Florestais do Ministério das Florestas da província de British Columbia (2001), do Canadá, relaciona os efeitos da desrama sob diferentes aspectos conforme segue:

a) Resposta fisiológica das árvores: A redução da copa viva implica em redução da capacidade de interceptação da luz e, conseqüentemente, da capacidade fotossintética. As árvores tendem a manter o crescimento em altura, em detrimento do crescimento radial, devido à redução da fotossíntese. As árvores desramadas continuam a crescer e o tamanho de sua copa é refeito, com isso o crescimento em altura e em diâmetro retornam ao nível normal. Após a desrama, a cada ano, o incremento radial adiciona uma camada de madeira limpa em torno do núcleo enodado. O incremento radial é relacionado ao tamanho da árvore. Uma das razões para as grandes árvores velhas não serem desramadas é porque elas passaram o período de máximo incremento anual em diâmetro e a camada de madeira limpa que se pode esperar não é suficiente para justificar o investimento na operação. Muitas coníferas apresentam derrama natural lenta, como resultado, produzem pequena quantidade de madeira limpa devido aos nós. A desrama altera a

alocação do crescimento radial ao longo do fuste, reduzindo a conicidade da tora desramada com o tempo.

b) Resposta do sítio: Para atingir alta taxa de crescimento em diâmetro de árvores desramadas e minimizar os custos da desrama, a atividade é geralmente levada a termo em espaçamentos amplos. Desramar causa uma redução temporária na taxa de crescimento que é seguida por uma recuperação para uma quantidade próxima do estoque sem desrama. Uma nova geração de árvores pode ser estabelecida por regeneração natural (ou liberada) em espaçamentos largos de árvores desramadas;

c) Tamanho das árvores desramadas: Há relação entre o desejo de minimizar o tamanho do núcleo enodado, desramar um comprimento adequado do fuste para colher uma tora limpa e reter copa viva suficiente para assegurar rápido crescimento. Teoricamente, árvores dominantes têm mais possibilidade de acumular madeira limpa em relação às árvores menores, cujo crescimento também é menor.

d) Qualidade do sítio: Nos melhores sítios a recuperação para o nível “normal” de crescimento é mais rápida. Isto implica em ser economicamente mais viável desramar nos sítios mais férteis do que nos mais pobres.

e) Fertilização: A adubação pode ser utilizada para melhorar o sítio e aumentar a velocidade de recomposição da copa, recuperando as taxas de crescimento mais rapidamente, proporcionando adição de maiores quantidades de madeira limpa.

f) Região: As condições ambientais de uma dada região têm impacto sobre as espécies, qualidade do sítio e outros fatores como sanidade florestal, o que pode ser um fator limitante para a desrama em regiões onde o crescimento da espécie considerada é lento.

g) Sanidade florestal: É importante considerar a interação da sanidade florestal com os tratamentos silviculturais. Como os

povoamentos desramados geralmente são de baixo estoque em número de árvores por unidade de área, uma mortalidade adicional por fatores sanitários tem grande impacto na produção. Desrama pesada causa estresse das árvores que podem se tornar menos capazes de responder aos ataques de pragas e doenças. A exposição súbita à luz direta do sol pode causar danos ao câmbio. O corte pode permitir a entrada de insetos. A podridão pode penetrar nos ferimentos dos galhos desramados. Em alguns sítios, a desrama pode provocar aumento da doença de raízes causada por *Armillaria* (fungo), em povoamentos jovens. A desrama também pode reduzir as perdas por alguns agentes patogênicos como a ferrugem em povoamentos jovens, mas tem reflexos negativos também, pois é um traumatismo e afeta a saúde das árvores (Emmingham e Fitzgerald, 1995).

h) Desrama parcial: É comum optar-se por desramar apenas algumas das árvores do povoamento, normalmente em plantios de alta densidade, o que geralmente reduz o crescimento individual das árvores desramadas; devido a isso, as árvores não desramadas podem sobrepujar as árvores desramadas.

Na Tasmânia, o preço da madeira de *Pinus radiata* Don, desramada para exportação, atinge preços cerca de 400% mais altos do que a madeira não desramada, mas a desrama deve ser realizada no tempo certo, desramar antes da época retarda o crescimento e desramar atrasado significa perder madeira valiosa que poderia não ter nó (Beadle e Hall, 2001).

Kramer e Kozlowski (1972) afirmam que a desrama reduz mais o crescimento em diâmetro do tronco abaixo da copa e que uma redução da altura da copa em até um terço da altura total da árvore, geralmente, não afeta significativamente o crescimento das árvores; Schweingruber (1996) relaciona pesquisas que demonstraram que a desrama em coníferas pode ser realizada removendo-se os galhos inferiores até 50% do comprimento total da copa sem redução do crescimento. A desrama de *P. elliotii* até



40% da altura total das árvores implica em redução pequena da produção (Schneider, 2002). Mattos (sd), recomenda que a poda seja iniciada quando as plantas estão com 6 m de altura e realizada até cerca de 30-40% da altura total das plantas. Uma regra geral, aceita para todas as espécies e tamanhos de árvores, é a de que se deve deixar pelo menos 50 por cento da altura total das árvores em copa viva para não prejudicar o crescimento (Emmingham e Fitzgerald, 1995). Atualmente, é senso comum no meio florestal que a desrama de *P. elliotii* até 40% da altura total das árvores não tem influência significativa na produção.

A desrama de galhos vivos, ou desrama verde, sempre é traumática e desramar sem critérios científicos poderá vir a depreciar o valor das árvores e implicar na redução de seu crescimento. Entretanto, aplicando-se o conhecimento de como as árvores realmente respondem à injúria causada pela desrama poderá significar resultado financeiro maior; deve-se considerar que os galhos já mortos ao serem cortados não implicam em dano direto e que, mesmo vivos, quanto menores forem, menor o trauma resultante da desrama (Letson, 1994).

Gibson *et al.* (2001) estudaram três tratamentos contra uma testemunha de um povoamento de *Pinus taeda* Linnaeus, sendo o 1º desbastado, o 2º desramado e o 3º desbastado e desramado, tendo concluído que a testemunha teve menor produção em volume de toras e a madeira dos tratamentos desramados obteve melhor qualidade para laminação, resultando em maior produção líquida de lâminas.

Schneider *et al.* (1999), estudando o efeito da desrama sobre *P. elliotii* implantado em região de solos pobres da unidade Pinheiro Machado, em Cachoeira do Sul, no Rio Grande do Sul (mesma unidade de solos onde está implantado o experimento objeto deste estudo), com 5 tratamentos: testemunha sem desrama, desrama dos ramos secos e desrama até 12 m nas intensidades de 40%, 50% e 60% da altura total das árvores; aos 11 anos de idade, obtiveram médias de 263,5 m<sup>3</sup>/ha, 245,1 m<sup>3</sup>/ha, 231,5 m<sup>3</sup>/ha, 225,5 m<sup>3</sup>/ha, e 211,6 m<sup>3</sup>/ha, respectivamente.

Os tratamentos testemunha e com desrama dos ramos secos não diferiram entre si, tendo sido classificados no grupo "A" do teste de Duncan. Os tratamentos de 40%, 50% e 60% de altura desramada também não diferiram entre si, tendo sido classificados no grupo "C" do teste de Duncan. O grupo "B" do teste de Duncan foi composto pelos tratamentos de desrama seca e de 40% de desrama.

Destes estudos é possível deduzir que povoamentos mais densos produzem mais madeira, as árvores apresentam menos e menores galhos e tronco de forma mais cilíndrica, o que é desejável para maior rendimento na laminação e serraria, mas os galhos, principalmente os mortos, devem ser removidos para proporcionar maior qualidade à madeira.

Assim, constata-se que há benefícios e malefícios associados com a desrama e que o número de árvores a desramar é uma questão econômica que deve ser estudada caso a caso, levando-se em consideração o momento e o local, sendo possível pesquisar e estabelecer o quanto desramar com bases técnico-científicas para obter maior volume livre de nós e, conseqüentemente, com melhores características para carpintaria.

## **3 MATERIAL E MÉTODOS**

### **3.1 Local do estudo**

A propriedade onde está instalado o experimento é denominada Fazenda Guanabara, localiza-se no Município de Piratini, Estado do Rio Grande do Sul, Brasil, distando 350 Km de Porto Alegre e 380 Km de Santa Maria, com coordenadas geográficas aproximadas de 53° 00' de longitude oeste de Greenwich e 31° 34' de latitude sul.

### **3.2 Características regionais**

A região onde está instalado o experimento é parte da província geomorfológica do escudo sul-rio-grandense, com rochas ígneas do período pré-cambriano bastante desgastadas pela erosão. Constitui parte da região de campos mistos e subarbustivos com ocorrência de matas de galerias remanescentes da Serra do Sudeste, esta última sendo limitada ao norte pela Depressão Central, ao leste pela Planície Costeira e ao sul pelos campos limpos da Serra do Sudeste (SCP, 2004). Os solos fazem parte da unidade de mapeamento Pinheiro Machado, constituídos predominantemente por neo-solos litólicos distróficos típicos (Streck *et al.*, 2002), derivados de granito, bem-drenados, de coloração escura e textura média, em geral ácidos, bem providos de matéria orgânica, com gradientes topográficos de solos eluviais na parte superior das encostas,

solos coluviais à meia-encosta e aluviais nas baixadas (Tonini, 2000 e Higa *et al.*, 2003).

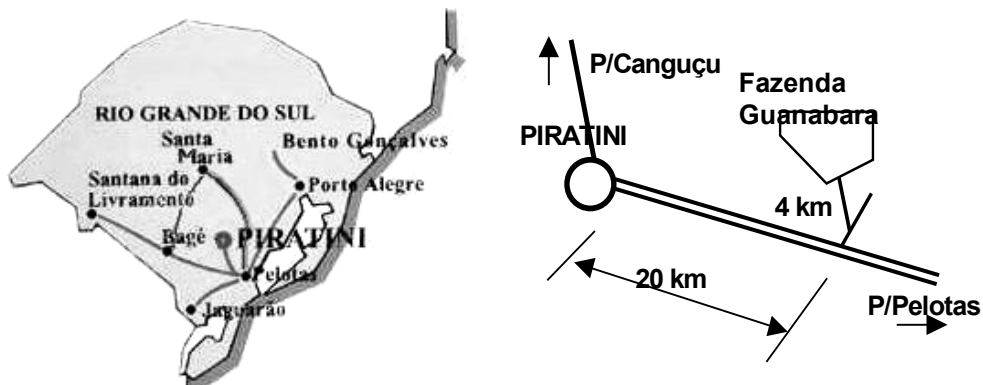


FIGURA 3 – Croqui de acesso à propriedade onde está localizado o experimento (Fazenda Guanabara).

A região faz parte do conjunto morfológico do Maciço Cristalino, com relevo ondulado, dissecado em forma de colinas; situa-se em altitude entre 200 e 600 metros acima do nível do mar; a temperatura média anual fica em torno de 16°C, a média do mês mais frio em torno de 12°C e a do mês mais quente em torno de 22°C (SCP, 2004), com ocorrência média de 23 geadas por ano (Tonini, 2000; Higa *et al.*, 2003) e precipitação média anual entre 1500 e 1600 mm (SCP, 2004), o que classifica o clima local como Cfb, pelo sistema de Koeppen, conforme Carvalho (1994). O Município é banhado pelos rios Camaquã e Piratini, constituindo parte da Bacia Hidrográfica Litorânea. O rio Piratini faz divisa ao norte com a propriedade em que o experimento está instalado.

### 3.3 Características do povoamento florestal e do experimento

A área onde foi instalado o experimento constitui-se de um povoamento de *P. elliottii*, plantado em 1985 com espaçamento de 3 m x 2 m (6 m<sup>2</sup> de área por árvore), composto de 6 talhões num total de 251,69 ha. Em 2000, foi realizado um desbaste sistemático da 6ª linha de plantio na equidistância de 3 metros, complementado por desbaste por baixo nas linhas intermediárias, numa intensidade total aproximada de 40% do número de árvores do povoamento.

O experimento teve sua instalação realizada em junho de 1991, tendo sido localizado no talhão 2. O delineamento experimental é o de blocos ao acaso com 4 tratamentos, correspondentes a uma testemunha e três intensidades de desrama, conforme a Tabela 2, com 4 repetições representadas pelos quatro blocos.

TABELA 2 – Tratamentos aplicados a partir de 1991 em um povoamento de *P. elliotii*, em Piratini, RS

Código	Tratamento	Descrição
0	Testemunha	sem desrama
40	Tratamento 1	desrama até 40% da altura total das árvores
60	Tratamento 2	desrama até 60% da altura total das árvores
80	Tratamento 3	desrama até 80% da altura total das árvores

As parcelas (Figura 4) têm dimensões de 20 m x 21 m (420 m<sup>2</sup>), instaladas no interior do povoamento, com uma linha de árvores de bordadura. A área útil total do experimento é de 6.720 m<sup>2</sup> (4 parcelas x 4 blocos x 420 m<sup>2</sup>) com um total de 1120 árvores.

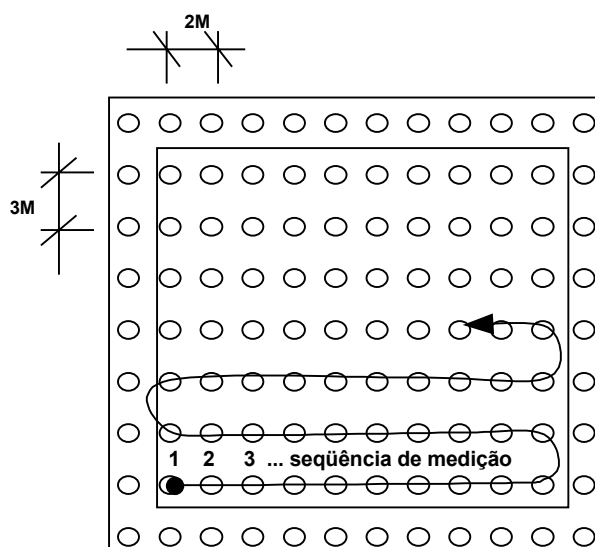


FIGURA 4 – Esquema de distribuição das árvores nas parcelas e forma de medição.

A altura da desrama foi corrigida ano a ano, até a altura máxima de 6 metros; iniciando-se em 1991 aos seis anos de idade (1ª medição), indo

até 1999 (9ª medição), quando todas as árvores do experimento foram podadas até 6 metros de altura (Figura 12, p. 45).

A distribuição dos blocos e parcelas do experimento é apresentada na Figura 5, com a distribuição dos tratamentos por bloco; o histórico resumido do experimento é apresentado na Tabela 3 (p. 18).

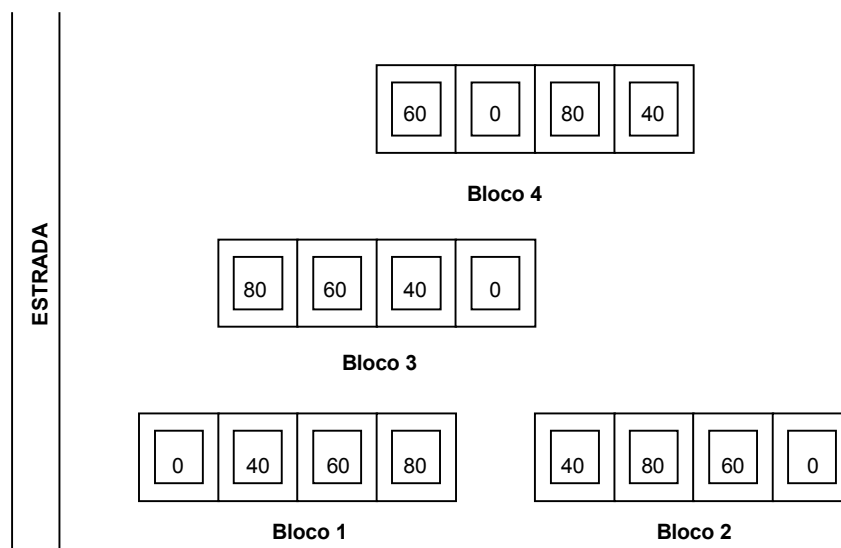


FIGURA 5 – Distribuição dos tratamentos por bloco.

### 3.4 Variáveis medidas e estimadas

Da 1ª até a 6ª medição foram medidos, sobre todas as árvores contidas na área útil de cada parcela: o diâmetro do tronco (d), tomado a 1,3 m do solo com precisão de 0,5 centímetro, com auxílio de suta, e a altura (h) de todas as árvores com hipsômetro, com precisão de décimos de metro. Da 7ª até a 10ª medição, foram medidos: o diâmetro de todas as árvores com precisão de 0,5 centímetro, com auxílio de suta, e a altura (h) das 10 primeiras árvores com hipsômetro, com precisão de décimos de metro.

TABELA 3 – Histórico do experimento e medições

Histórico	Data	Idade (anos)	Observações
Plantio	1985	0	Implantação da floresta.
1ª Medição	11/06/1991	6	Medição de diâmetro (d) e altura (h) de todas as árvores sobre a área útil das parcelas.
Instalação	__/06/1991	6	1ª desrama - Instalação do experimento.
2ª Medição	10/07/1992	7	2ª desrama e medição de d e h de todas as árvores.
3ª Medição	09/09/1993	8	3ª desrama e medição de d e h de todas as árvores.
4ª Medição	__/08/1994	9	4ª desrama e medição de d e h de todas as árvores.
5ª Medição	09/09/1995	10	5ª desrama e medição de d e h de todas as árvores.
6ª Medição	24/10/1996	11	6ª desrama e medição de d e h de todas as árvores.
7ª Medição	__/08/1997	12	7ª desrama e medição de d de todas as árvores e h das primeiras 10 de cada parcela.
8ª Medição	29/10/1998	13	8ª desrama e medição de d de todas as árvores e h das primeiras 10 de cada parcela.
9ª Medição	30/09/1999	14	9ª desrama e medição de d de todas as árvores e h das primeiras 10 de cada parcela.
10ª Medição	nov/2000	15	10ª medição de d de todas as árvores e h das primeiras 10 de cada parcela.
1º Desbaste	2000	15	Sistemático da 6ª linha e seletivo nas intermediárias.
2º Desbaste	2003	18	Seletivo; aplicado de abril a maio nos blocos 1 e 2.
11ª Medição	ago/2003	18	11ª medição de d, h.
Cubagem	nov/2003	18	Cubagem rigorosa e análise de tronco, abate de 3 árvores por parcela.

O experimento foi desbastado aos 15 anos, logo após a realização da 10ª medição e novamente aos 18 anos. O desbaste não obedeceu a critérios técnicos; o peso da intervenção e a distribuição das árvores abatidas não foram homogêneos, motivo pelo qual o experimento teve por base a idade de 15 anos para análise e inferências. As árvores abatidas aos 18 anos de idade para fins de cubagem e análise de tronco foram selecionadas observando-se, além da dimensão desejada, a sua distribuição espacial entre as remanescentes de forma a evitar a seleção de árvore com espaço vital ampliado pelo desbaste.

### 3.4.1 Área útil das parcelas ( $a_i$ )

A área da parcela foi calculada pela multiplicação de sua largura pelo comprimento médio das linhas de plantio, sendo os limites determinados pela distância média entre a última linha de árvores da área útil e a bordadura (Figura 6).

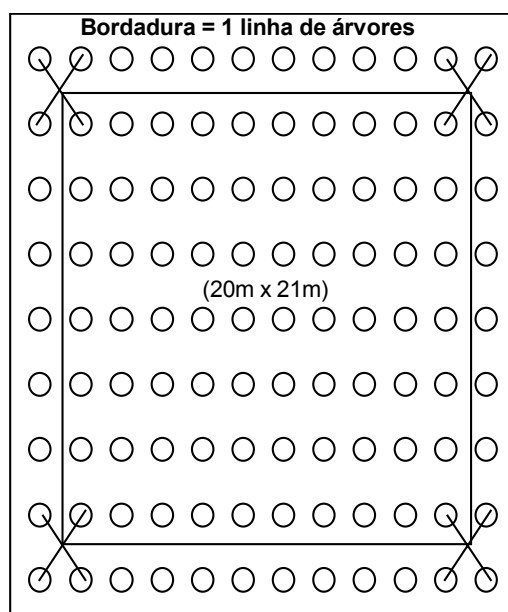


FIGURA 6 – Área útil aproximada das parcelas.

A área útil das parcelas ( $a_i$ ) é de:

$$a_i \cong \text{largura} \times \text{comprimento} \cong 20 \text{ m} \times 21 \text{ m} \cong 420 \text{ m}^2.$$

O número de árvores por hectare ( $N_{ha}$ ) de cada parcela foi estimado pela equação:

$$N_{ha} = 10000 \cdot N_i / a_i.$$

Sendo:  $N_i$  = número de árvores existentes na parcela  $i$  no momento da medição;  $a_i$  = área da parcela  $i$  em  $\text{m}^2$ .

### 3.4.2 Mortalidade (mortas%)

Para analisar o efeito da desrama sobre a mortalidade foram consideradas somente as plantas mortas após o início da desrama aos 6 anos de idade.



A análise de variância da mortalidade foi realizada com os valores transformados conforme recomendado por Gomes (1982) para pequenos valores em percentagem, como segue:

$$Y = \sqrt{\text{Mortas \%} + 0,5}$$

Sendo: Y=variável dependente analisada; Mortas%=número de árvores mortas por parcela, em percentagem, após os 6 anos de idade.

#### 3.4.3 Diâmetro (d)

O diâmetro à altura do peito (d), tomado a 1,3 m de altura, foi medido com suta, diretamente em todas as árvores existentes na área útil de cada parcela, da 1ª até a 10ª medição, tomando-se dois diâmetros ortogonalmente e anotando-se a média dos dois com precisão de 0,5 cm.

#### 3.4.4 Altura (h)

A medição da altura (h) foi realizada sobre todas as árvores de cada parcela desde a 1ª até a 6ª medição, com precisão de 0,10 m.

Da 7ª até a 10ª medição foram levantadas as alturas das primeiras dez árvores de cada parcela com precisão de 0,10 m, tendo-se utilizado somente estas árvores na análise de variância da altura média por parcela.

Existe uma grande quantidade de modelos desenvolvidos para estimar a altura em função do diâmetro e muitos pesquisadores as têm testado, entre eles Machado *et al.* (2000) que escolheram 4 modelos diferentes para ajustamento de equações de relação hipsométrica para *Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Ktze., sendo o modelo parabólico ( $h = b_0 + b_1 d + b_2 d^2$ ), de Stofells ( $\ln h = b_0 + b_1 \ln d$ ), de Curtis  $\ln h = b_0 + b_1 (1/d)$  e de Prodan  $h = d^2 / (b_0 + b_1 d + b_2 d^2)$ , encontrando os melhores resultados com o modelo de Stofells; sendo: *h* a altura (m); *ln* o logaritmo neperiano da variável considerada; *d* o diâmetro (cm); *b*<sub>0</sub>, *b*<sub>1</sub> e *b*<sub>2</sub> os parâmetros das equações.

Utilizando-se as variáveis independentes das equações no parágrafo anterior, obtém-se os 9 modelos relacionados na Tabela 4, citados por Finger (1992), que foram testados para descrição da relação hipsométrica.

TABELA 4 – Modelos de equações testados para estimar a altura (h) das árvores de *P. elliotii*, em Piratini, RS

Nº eq.	Equação	Autor
1	$h=b_0+b_1.d+b_2.d^2$	.*
2	$\ln h=b_0+b_1.\ln d$	Stofells*
3	$\ln h= b_0+b_1(1/d)$	Curtis*
4	$h = b_0+b_1(1/d)$	-
5	$h = b_0+b_1.d+b_2(1/d)$	-
6	$h = b_0+b_1(1/d)+ b_2.d^2$	-
7	$h = b_0+b_1.d+ b_2(1/d)+b_3.d^2$	-
8	$h = d^2/(b_0+b_1.d+b_2.d^2)$	Prodan* (não linear)
9	$h = b_0+b_1.\ln d+b_2.\ln d^2$	-

Sendo: h=altura; ln=logaritmo neperiano; d=diâmetro.  $b_0$ ,  $b_1$ ,  $b_2$  e  $b_3$ =parâmetros das equações.

Fonte: (\*) Machado *et al.* (2000).

#### 3.4.5 Altura dominante ( $h_{100}$ )

A altura dominante, neste estudo, foi definida como a altura média aritmética das 100 árvores mais grossas por hectare, ou altura dominante de Assmann (Finger, 1992).

Dos 11 aos 15 anos de idade, as árvores que não foram medidas, tiveram a altura calculada por relação hipsométrica através da equação nº 8, ou modelo de Prodan (Tabela 4), pois somente as 10 primeiras árvores de cada parcela foram medidas naquelas idades.

#### 3.4.6 Área basal

A área basal individual (g) de cada árvore, em metros quadrados, foi calculada pela equação:

$$g = \pi \cdot d^2 / 4$$

Sendo: g = área basal individual (m<sup>2</sup>);  $\pi=3,141593$ ; d=diâmetro (m).

A área basal por hectare por parcela ( $G_i$ ) foi determinada através da multiplicação do número de árvores por hectare pela área basal média individual ( $\overline{g}_i$ ) das árvores da parcela  $i$ . O incremento corrente anual (ICA) em área basal por hectare ( $m^2/ha/ano$ ) foi determinado pela diferença entre a área basal por hectare da parcela  $i$ , na idade considerada, e a apresentada no ano anterior.

### 3.4.7 Cubagem

Na 11ª medição (2003) foi realizada uma amostragem de árvores abatidas, cubadas e submetidas à análise de tronco de acordo com método descrito por Husch *et al.* (1982), com a finalidade de estimar volumes e incrementos volumétricos. Foram amostradas 3 árvores por parcela, sendo: a) primeira árvore - com diâmetro à altura de 1,3 m ( $d$ ), aproximadamente, correspondente à árvore de área basal média da parcela ( $\overline{g}_i$ ); b) segunda árvore - com  $d$ , aproximadamente, correspondente à  $\overline{g}_i + 1s$ ; c) terceira árvore - com  $d$ , aproximadamente, correspondente à  $\overline{g}_i - 1s$ ; onde  $s$  é o desvio padrão da área basal das árvores da parcela.

O volume individual ( $v$ ) das árvores abatidas em metros cúbicos foi determinado pelo método de Smalian, conforme Finger (1992):

$$v_i = v_0 + \sum_{i=1}^n v_i + v_c$$

Sendo:  $v_0$ =volume do toco ( $m^3$ );  $v_i$ =volume das secções intermediárias ( $m^3$ ) calculadas pela multiplicação do comprimento da tora pela metade da soma das áreas basais das duas pontas de cada secção;  $v_c$ = volume da ponta superior do tronco ( $m^3$ ) calculado pela fórmula do cone de comprimento igual ao da secção considerada.

Os volumes individuais ( $m^3$ ) das árvores em pé foram estimados através da equação de Stoate (Tabela 5, p. 25).

#### 3.4.8 Análise de tronco

As 48 árvores amostradas para cálculo de volume foram seccionadas em toras no comprimento padrão de 2,8 m, utilizado comercialmente no local. De cada árvore foram extraídos um disco na altura de 1,3 m a partir do solo, um disco da base de cada secção e um disco no topo da última secção, todos com 4 a 8 cm de espessura, para realização da análise de tronco. Os discos foram secos em estufa e posteriormente tiveram suas circunferências medidas com e sem casca. De cada disco foram tomados quatro raios, sendo o primeiro num ângulo de 45° a partir do maior raio da fatia e os demais a 90° um do outro. Os anéis de crescimento foram identificados com auxílio de lupa e suas espessuras foram medidas com auxílio de lupa munida de mesa de medição micrométrica acoplada a um computador.

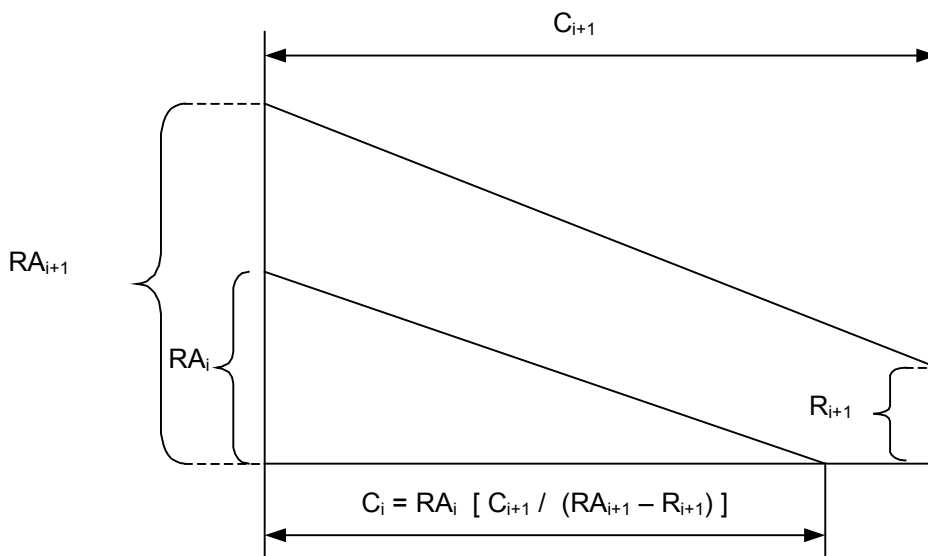
A identificação dos anéis de crescimento foi realizada de acordo com Schweingruber (1996) e Larson *et al.* (2001) que descrevem os problemas na identificação de anéis de crescimento anual em *Pinus*, citando que podem existir anéis muito tênues próximos à medula de difícil identificação visual e falsos anéis causados por estresse, relacionando os fatores que influem na sua formação e algumas técnicas utilizadas para identificar anéis verdadeiros.

Na análise de tronco, os anéis anuais nem sempre eram visíveis, sendo que os anéis mais internos foram identificados principalmente pela resistência à compressão, pois na maioria dos casos não existia diferenciação visual pela coloração ou textura da madeira dos primeiros três ou quatro anéis, mesmo com aumento máximo da lupa. As primeiras 3 fatias a partir da base apresentaram maior número de anéis difíceis de identificar. Nestes casos, utilizou-se uma lâmina de aço com cerca de 0,5 mm de espessura para comprimir a madeira ao longo do raio da fatia e consideraram-se os anéis formados pela resistência à compressão.

Medida a espessura, foi calculado o volume total com e sem casca da última idade, o comprimento das pontas em cada idade, o volume total

sem casca por idade e os volumes das primeiras duas toras com 2,8 m de comprimento a partir de 0,2 m de altura (altura do corte de abate) com e sem nó.

As alturas das árvores abatidas em cada idade foram determinadas pela soma dos comprimentos das secções da camada correspondente, acrescentando-se o comprimento da ponta superior do fuste e a altura do toco (0,2 m). As pontas internas foram estimadas por interpolação, conforme Figura 7.



Sendo:  $i$  = idade considerada (anos);  $C$  = comprimento (m);  $RA$  = raio na secção anterior (m);  $R$  = raio na secção atual (m).

FIGURA 7 – Cálculo do comprimento das pontas das árvores por interpolação, em cada idade, na análise de tronco.

### 3.4.9 Volume

O volume individual de madeira limpa sobre o núcleo enodado das árvores abatidas dos tratamentos desramados foi calculado diminuindo-se o volume do núcleo enodado do volume total de cada secção individualmente (primeira e segunda tora). O diâmetro do núcleo enodado da primeira tora ( $d_{e1}$ ) foi considerado o diâmetro à altura da base da tora (0,2 m) na idade em que a desrama atingiu a altura de 3,0 m. Para a segunda tora, o diâmetro do núcleo enodado ( $d_{e2}$ ) foi considerado o medido na altura de 3,0 m na idade em que a altura de desrama atingiu

5,8 m. A primeira e a segunda tora tiveram comprimento de 2,8 m, sendo o volume da primeira calculado pela soma de duas subsecções: a primeira subsecção inicia na base da tora a 0,2 m de altura da árvore e vai até 1,3 m de altura, a segunda subsecção vai da altura de 1,3 m até 3,0 m.

Neste trabalho, foram testados os modelos de equações relacionados na Tabela 5, para estimativas de volume individual (m<sup>3</sup>) em função do diâmetro (cm) e da altura (m) das árvores.

TABELA 5 – Modelos de equações testados para estimar o volume das árvores de *P. elliotii*, em Piratini, RS

Nº eq.	Equação	Autor
1	$v=b_0+b_1.d$	-
2	$v=b_0+b_1.d^2$	Kopezky-Gehrhardt
3	$v=b_0+b_1.d^2h$	Spurr
4	$v=b_0+b_1.d^2+ b_2.d^2.h+ b_3.h$	Stoate
5	$\ln v=b_0+b_1.\ln d$	Hush
6	$\ln v=b_0+b_1.\ln d^2.h$	Spurr - logarítmica
7	$\ln v=b_0+b_1.\ln d+ b_2.\ln h$	Schumacher-Hall
8	$\ln v=b_0+b_1.\ln d+b_2.(\ln d)^2+b_3.\ln h+b_4.(\ln h)^2$	IPF Baden-Würt, Alemanha

Sendo: v=volume; h=altura; log=logaritmo na base 10; ln=logaritmo neperiano; d=diâmetro.  $b_0, b_1, b_2, b_3, b_4$ = parâmetros das equações.

Fonte: Loetsch *et al.* (1973).

#### 3.4.10 Crescimento

Para descrição do crescimento das árvores dos 6 aos 18 anos, foram testados os 12 modelos de equações (Tabela 6, p. 26).

TABELA 6 – Modelos de equações para descrição do crescimento das árvores de *P. elliottii*, em Piratini, RS

Nº eq.	Equação	Autor / tipo
1	$y = b_0 + b_1.t$	-*
2	$y = b_0 + b_1 . \ln t$	-*
3	$\ln y = \ln(b_0) + b_1.\ln t$	-*
4	$y = b_0 + b_1/t$	-*
5	$y = b_0 + b_1.t + b_2.t^2$	-*
6	$y = b_0 + b_1.t + b_2.t^2 + b_3.t^3$	-*
7	$y = b_0.t^{b_1}$	-*
8	$y = e^{(b_0-b_1.t)}$	-*
9	$y = b_0.e^{(b_1.t)}$	-*
10	$y = A \left\{ \left[ 1 - e^{(-k.t)} \right]^r \right\}$	Chapman-Richards**
11	$y = b_0 / ( b_3 + e^{(b_1 - b_2.X)} )$	Logística *
12	$y = b_0 . e^{e^{(b_1 - b_2 . X)}}$	Gompertz*

Sendo:  $y$  = variável dependente (diâmetro e altura);  $t$  = tempo em anos;  $\ln$  = logaritmo neperiano;  $e$  = base do logaritmo neperiano;  $b_0, b_1, b_2, b_3$  = parâmetros das equações;  $A, k, r$  = parâmetros da equação de Chapman-Richards.

Fontes: (\*)Sit (1994); (\*\*) Prodan (1997).

### 3.4.11 Forma das árvores

A análise de variação da forma entre tratamentos foi realizada de acordo com Finger (1992) e Scolforo *et al.* (1998), através do fator de forma artificial ( $f$ ), calculado pela equação:

$$f = v_r / v_c$$

onde:  $v_r$  = Volume rigoroso do fuste ( $m^3$ ) calculado pelo método de Smalian,  $v_c$  = Volume do cilindro ( $m^3$ ) com comprimento (m) igual à altura total da árvore e diâmetro  $d$ , onde  $d$  = diâmetro (m) tomado a 1,3 m do solo.

A forma foi estudada também pelo modelo de equação:

$$g_x = p . x^r$$

Sendo:  $r > zero$ , representando a forma da árvore, sendo tanto mais cilíndrica quanto mais  $r$  se aproxima de zero;  $x$  = distância (m) da extremidade superior do fuste,  $g_x$  é a área basal ( $m^2$ ) à distância considerada e  $p$  é o parâmetro que descreve o tamanho do corpo de rotação.

### 3.5 Espaçamento

Com o objetivo de avaliar o espaço vital e como indicação para desbastes, foi calculado o índice de espaçamento relativo (S%) que, conforme Schneider (2002), foi estimado por:

$$S\% = 100 \cdot EM_i / h_0$$

Sendo:  $h_0$  = altura dominante (m);  $EM_i$  = espaçamento médio linear (m) por árvore da parcela  $i$ , calculado por  $EM_i = \sqrt{a_i / N_i}$ , sendo " $a_i$ " a área ( $m^2$ ) e " $N_i$ " o número de árvores da parcela  $i$ .

A altura dominante utilizada neste trabalho foi a média das 100 árvores mais grossas por hectare ( $h_{100}$ ).

Fishwick (1975) *apud* Finger e Schneider (1999) em estudos sobre desbastes com *P. elliotii*, determinou que a produção em área basal é máxima quando o S% atinge 21% e a competição é severa quando o S% cai para 16%, recomendando que um povoamento em idade de primeiro desbaste deveria aumentar o S% para 21%. Conforme resultados do Inventário Florestal Contínuo do Rio Grande do Sul (UFSM/SEMA-RS, 2003), as florestas de *Pinus* da Serra do Sudeste do Rio Grande do Sul apresentaram um índice de densidade populacional (=índice de espaçamento relativo), calculado pela razão entre o espaçamento médio e a altura dominante, com média de 16%, variando entre 11,2% e 27,4%, sendo que em 62% das parcelas o valor foi inferior ou igual a 16,0%, caracterizando povoamentos onde se considera que as árvores estão em competição, sendo que a área basal média era de 37,4  $m^2/ha$ , variando entre 15,00  $m^2/ha$  e 58,9  $m^2/ha$ .

### 3.6 Análise de variância e comparações de médias

Devido aos desbastes iniciados aos 15 anos de idade, limitou-se a análise do experimento até esta idade. Assim, a análise de diferenças entre tratamentos e seleção de modelos de equações foram realizadas tomando-se como base os dados coletados aos 15 anos.



O delineamento experimental é o de blocos ao acaso (4 blocos) com 4 tratamentos com o seguinte modelo, conforme Storck e Lopes (1998):

$$Y_{ij} = m + t_i + b_j + e_{ij}$$

Sendo:  $Y_{ij}$  = variável resposta (valor medido ou estimado);  $m$  = média constante;  $t_i$  = tratamentos;  $b_j$  = blocos;  $e_{ij}$  = erro.

A análise de variância foi realizada sobre as medições dos 6 aos 15 anos de idade usando-se o diâmetro com casca à altura do peito (d), altura (h), mortalidade, área basal por hectare (G) e o índice de espaçamento relativo (S%) como variáveis de resposta.

A análise de variância, usando o volume total individual sem casca ( $V_{sc}$ ) e o fator de forma artificial (f) como variáveis de resposta, foi realizada somente sobre os dados coletados aos 15 anos de idade.

### 3.7 Correlação de Pearson

O estudo de correlação entre as variáveis estudadas, quando necessário, foi realizado através do coeficiente de correlação de Pearson dado por (Wonnacott e Wonnacott, 1980):

$$r = \frac{\sum xy}{\sqrt{\sum x^2 \sum y^2}}$$

Sendo:  $r$  = coeficiente de correlação de Pearson;  $x, y$  = variáveis em estudo.

Os cálculos foram realizados através do procedimento PROC CORR do SAS System (SAS Institute, 2001).

### 3.8 Teste de normalidade dos dados

Uma das pressuposições para aplicação dos testes F e de médias na análise de variância é que os dados possuam distribuição normal. Assim, foi aplicado o teste de Shapiro-Wilk sobre a distribuição de

diâmetros das árvores existentes na área útil das parcelas, aos 15 anos de idade.

A estatística  $W$  de Shapiro-Wilk (IU, 2004) é a razão entre o melhor estimador da variância e a soma dos quadrados corrigidos do estimador da variância dos dados coletados. O valor é positivo e menor do que 1, sendo tanto mais próximo da normalidade quanto mais próximo de 1. A estatística  $W$  requer valores entre 7 e 2000 unidades, sendo o padrão para pequenas amostras ( $< 2000$ ) através do procedimento UNIVARIATE do SAS System, que usa o teste de Kolmogorov-Smirnov para amostras com tamanho superior a 2000 unidades. Um valor significativo para o valor de  $W$  indica falta de normalidade para a variável analisada (Anjos, 2003). O valor de  $W$  é calculado como segue (IU, 2004):

$$W = \frac{\sum (a_i x_{(i)})^2}{\sum (x_i - \bar{x})^2}$$

Onde  $a_i = (a_1, a_2, \dots, a_n) = m' \cdot V^{-1} [m' \cdot V^{-1} \cdot V^{-1} \cdot m]^{-1/2}$ ;  $m' = (m_1, m_2, \dots, m_n)$  é o vetor de valores esperados da estatística de ordem normal;  $V$  é a matriz de covariância  $n$  por  $n$ ;  $x' = (x_1, x_2, \dots, x_n)$  é uma amostra aleatória e  $x_{(1)} < x_{(2)} < \dots < x_{(n)}$ .

### 3.9 Critérios para seleção de equações de regressão

Couto e Vettorazzo (1999) selecionaram equações para volume e peso de *P. taeda* pelo seguinte procedimento: (a) exame do quadro da análise da variância: soma de quadrados dos resíduos (SQR), quadrado médio dos resíduos (QMR), teste F para o modelo completo e teste F seqüencial; (b) análise das medidas de precisão: coeficiente de determinação ( $R^2$ ), erro padrão da estimativa ou erro padrão residual ( $S_{yx}$ ) e erro padrão da estimativa expresso como uma porcentagem da média aritmética da variável dependente ( $S_{yx}\%$ ), interpretado de forma análoga ao coeficiente de variação (CV%); (c) distribuição gráfica dos valores residuais e (d) exame das estimativas dos parâmetros da equação pelo teste t. Abreu *et al.* (2002) adotaram a análise gráfica dos resíduos, o erro padrão da estimativa ( $S_{yx}$ ) e o coeficiente de determinação ( $R^2$ ), para

seleção da melhor equação de volume por classe diamétrica para *Eucalyptus grandis*. Machado *et al.* (2000) usaram o coeficiente de determinação ajustado ( $R^2_{aj.}$ ), o erro padrão da estimativa em porcentagem ( $S_{yx}\%$ ) e a distribuição gráfica dos resíduos para seleção de equações de regressão para volume total por unidade de área.

Neste trabalho, a seleção das equações foi realizada com base na melhor distribuição gráfica dos resíduos, menor coeficiente de variação ( $CV\%$ ) e maior coeficiente de determinação ( $R^2$ ). No caso de equações com resultados semelhantes, procurou-se optar pela de menor número de parâmetros. Em uma segunda etapa foram realizados os testes para determinar a validade do modelo previamente selecionado como melhor.

A análise gráfica dos resíduos foi realizada observando-se sua distribuição contra os valores das estimativas conforme Bussab (1986). O valor dos resíduos é calculado através da fórmula:

$$\hat{e}_i = \hat{y}_i - y_i$$

Sendo:  $\hat{e}_i$  = resíduo da observação  $i$ ;  $y_i$  = valor observado;  $\hat{y}_i$  = valor estimado.

Considerou-se como distribuição péssima dos resíduos: a formação de padrões de distribuição (transgressões), a concentração dos resíduos acima ou abaixo do eixo das estimativas ou sua concentração em até dois quintos da amplitude do mesmo eixo. Considerou-se como razoável: a distribuição eqüitativa dos resíduos acima e abaixo do eixo das estimativas, em pelo menos metade da amplitude do mesmo eixo e sem formação de padrões de distribuição. Foi considerada boa: a distribuição dos resíduos em 3 a 4 quintos da amplitude do eixo das estimativas de forma eqüitativa acima e abaixo do mesmo eixo e sem formação de padrões. Somente foi considerada ótima a distribuição dos resíduos em mais de quatro quintos da amplitude do eixo das estimativas, eqüitativamente acima e abaixo do eixo e sem formação de padrões.

No caso da relação hipsométrica e da modelagem do volume, foi realizada a análise de covariância, com relação aos tratamentos, para

verificar a necessidade do uso de equações de regressão separadas para cada tratamento, conforme procedimento descrito na secção “3.11 Análise de covariância”.

O coeficiente de determinação é dado pelo cociente entre a soma de quadrados da regressão e a soma de quadrados do total:

$$R^2 = SQ_{reg} / SQ_{total}$$

Sendo:  $R^2$ =coeficiente de determinação;  $SQ_{reg}$ =soma de quadrados da regressão;  $SQ_{total}$ =soma de quadrados totais.

Quando necessário, nos casos de número de parâmetros diferente entre os melhores modelos, o  $R^2$  foi ajustado, conforme Schneider (1998), para possibilitar a escolha, pela equação:

$$R^2_{aj.} = R^2 - \left( \frac{k-1}{N-k} \right) \cdot (1 - R^2)$$

Sendo:  $R^2_{aj.}$  = coeficiente de determinação ajustado;  $k$ =número de parâmetros da equação;  $N$ =número de observações.

O coeficiente de variação (CV%) é o percentual representado pelo erro padrão da média ( $S_{yx}$ ) em relação à média das observações da variável dependente ( $\bar{y}$ ), sendo o erro padrão da média dado pela raiz quadrada do quadrado médio dos resíduos ( $QM_{res}$ ):

$$S_{yx} = \sqrt{QM_{res}}$$

$$CV\% = 100 \cdot S_{yx} / \bar{y}$$

Para comparação das equações logarítmicas com funções lineares normais, o  $QM_{res}$  foi calculado a partir da extração do antilogaritmo da variável dependente original ( $y$ ) e estimada ( $\bar{y}$ ), conforme Sit (1994).

### 3.10 Validação das equações de regressão

Os testes utilizados para validação das equações de regressão foram realizados utilizando-se o pacote estatístico SAS System conforme procedimentos descritos por SAS Institute (2004).

A validação das equações selecionadas foi realizada determinando-se:

- A homoscedasticidade da variância através do teste  $\chi^2$  de White;
- A independência dos resíduos através do teste de Durbin-Watson;
- A normalidade da distribuição dos resíduos através dos testes de Kolmogorov-Smirnov ou de Shapiro-Wilk.

### 3.10.1 Homoscedasticidade da variância

Uma das principais pressuposições para os mínimos quadrados da regressão usual é a homogeneidade da variância (homoscedasticidade). Se o modelo for bem-ajustado, não deveria haver nenhum padrão para os resíduos delineados (plotados) contra os valores ajustados. Se a variância dos resíduos não é constante, então é dito que a variância residual é "heteroscedástica". Há métodos gráficos e não gráficos para detectar heteroscedasticidade. Um método gráfico geralmente usado é delinear (plotar) os resíduos contra valores ajustados, conforme descrito na seção "3.9 Critérios para seleção de equações de regressão". O SAS System calcula os resíduos e valores ajustados através dos procedimentos GLM, REG e NLIN, que podem ser apresentados em um gráfico. Quando os resíduos são distribuídos sem nenhum padrão, não há heteroscedasticidade.

Um método matemático para determinar se há homogeneidade de variância dos resíduos e que é possível de ser executado através do SAS System é o teste de White (SAS Institute, 2004). O teste de White é computado achando  $nR^2$  de uma regressão de  $e_i^2$  sobre todas as variáveis distintas em  $X \times X$ , onde  $X$  é o vetor de variáveis dependentes incluindo uma constante. Esta estatística é distribuída assintoticamente

como Qui-quadrado ( $\chi^2$ ) com k-1 graus de liberdade, onde k é o número de regressores.

O método testa a hipótese nula de que a variância residual é homogênea. Então, se o valor “p” for muito pequeno, a hipótese é rejeitada e aceita-se a hipótese alternativa de que a variância não é homogênea. Para isso é utilizada a opção “SPEC” na declaração do modelo conforme o exemplo a seguir:

```
PROC REG;  
MODEL Y = X / SPEC;
```

O teste também pode ser executado através da opção WHITE da declaração FIT do procedimento MODEL no SAS System, como no exemplo a seguir:

```
PROC MODEL;  
PARMS A B C;  
Y = A + B * X1 + C * X2;  
FIT Y / WHITE;
```

### 3.10.2 Independência dos resíduos

O valor da estatística “d” de Durbin-Watson (SAS Institute, 2004) é obtido através da opção CLM da declaração MODEL do procedimento GLM do SAS System, ou ainda da opção DWPROB da declaração FIT do procedimento MODEL, ou ainda da opção DW da declaração MODEL do procedimento REG, conforme o exemplo abaixo:

```
PROC REG;  
MODEL Y=X1 X2 / DW;
```

É esperado que a estatística “d” seja aproximadamente igual a 2, se os resíduos forem independentes. Caso contrário, se os resíduos forem correlacionados positivamente, tenderá a ser próxima de 0 (zero), ou próxima de 4, se os resíduos forem correlacionados negativamente (Nemec, 1996).

O valor de  $d$  é dado por:

$$d = \frac{\sum_{i=2}^n (E_i - E_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n E_i^2}$$

Sendo:  $d$  = estatística “ $d$ ” de Durbin-Watson;  $E_i$  = erro estocástico =  $\hat{Y}_i - Y_i$ ;  $n$  = número de observações;  $\hat{Y}_i$  = valor estimado;  $Y_i$  = valor observado.

### 3.10.3 Normalidade da distribuição dos resíduos

O princípio deste teste baseia-se na comparação da curva da frequência cumulativa dos dados com a função de distribuição teórica em hipótese. Quando as duas curvas se sobrepõem a estatística de teste é calculada através da máxima diferença entre ambas. A magnitude da diferença é estabelecida segundo a distribuição de probabilidade dessa estatística, que se encontra tabelada. Se os dados experimentais se afastam significativamente do que é esperado da distribuição em hipótese, então as curvas obtidas devem encontrar-se igualmente afastadas e, por um raciocínio análogo, se o ajustamento ao modelo hipotético é admissível, então as curvas têm um desenvolvimento próximo.

A estatística (D) de Kolmogorov-Smirnov (SAS Institute, 2004) é uma estatística do tipo Função de Distribuição Empírica (EDF). A Função de Distribuição Empírica (EDF) é definida para um conjunto de  $n$  observações independentes  $X_1, \dots, X_n$  com uma função de distribuição comum  $F(x)$ . Sob a hipótese de nulidade,  $F(x)$  é a distribuição normal. As observações são ordenadas da menor para a maior como  $X(1), \dots, X(n)$ .

A função de distribuição empírica  $F_n(x)$ , é definida como:

$$F_n(x) = 0, x < X_{(1)}$$

$$F_n(x) = i/n, X_{(i)} \leq x < X_{(i+1)}, \quad i = 1, 2, \dots, n-1$$

$$F_n(x) = 1, x_{(n)} \leq x$$

Note-se que  $F_n(x)$  é uma função seqüencial que avança em  $[1/n]$  a cada observação. Esta função calcula a função de distribuição  $F(x)$ . A qualquer valor  $x$ ,  $F_n(x)$  é a proporção de observações menor que ou igual a  $x$ , enquanto  $F(x)$  é a probabilidade de uma observação ser menor que ou igual a  $x$ . Estatísticas de EDF medem a discrepância entre  $F_n(x)$  e  $F(x)$ . As fórmulas computacionais para as estatísticas de EDF fazem uso da transformação da integral de probabilidade  $U=F(X)$ . Se  $F(X)$  é a função de distribuição de  $X$ , a variável aleatória  $U$  é distribuída uniformemente entre 0 e 1.

Dadas  $n$  observações de  $X(1), \dots, X(n)$ , os valores  $U(i)=F(X(i))$  são computados como mostrado a seguir. A estatística ( $D$ ) de Kolmogorov-Smirnov é baseada na maior diferença vertical entre  $F(x)$  e  $F_n(x)$ , sendo definida como:

$$D = \sup_x |F_n(x) - F(x)|$$

A estatística de Kolmogorov-Smirnov é computada como o máximo de  $D^+$  e  $D^-$ , onde  $D^+$  é a maior distância vertical entre o EDF e a função de distribuição quando o EDF é maior que a função de distribuição e  $D^-$  é a maior distância vertical quando o EDF for menor que a função de distribuição.

$$D^+ = \max_i ( (i/n) - U_{(i)} )$$

$$D^- = \max_i ( U_{(i)} - (i-1)/n )$$

$$D = \max ( D^+, D^- )$$

O procedimento CAPABILITY do SAS System usa a estatística  $D$  de Kolmogorov modificada para testar os dados contra a distribuição normal com média e variância igual à média e variância da amostra. No procedimento MODEL a estatística é utilizada somente para amostras acima de 2000 indivíduos. No caso de pequenas amostras é utilizado o teste de Shapiro-Wilk descrito na secção “3.8 Teste de normalidade dos dados” em substituição ao teste de Kolmogorov-Smirnov. No procedimento MODEL o teste de normalidade é obtido pela opção NORMAL da declaração FIT como no exemplo:



```
PROC MODEL;  
PARMS A B C;  
Y=A+B*X1+C*X2;  
FIT Y / NORMAL;
```

### 3.11 Análise de covariância

Foi realizada análise de covariância para verificar a necessidade do uso de funções independentes por tratamento, para descrição de relação hipsométrica e de volume, conforme os procedimentos descritos por Schneider (1998) e por Freund *et al.* (1986).

Segundo Storck e Lopes (1998), no cálculo da covariância é possível verificar a pressuposição da homogeneidade dos coeficientes da regressão linear estimados ( $\hat{\beta}$ ), calculando-se separadamente um coeficiente para cada tratamento e, então, testando-se a igualdade dos mesmos.

Schneider (1998) utiliza o valor de “F” da interação da covariável com a variável dependente estimada ( $\hat{y}$ ) para cada tratamento, calculada pela soma de quadrados de produtos corrigidos, para comparar as diferenças entre as inclinações e utiliza o valor de “F” calculado para a covariável através da soma de quadrados de produtos corrigidos do modelo sem interação para comparar a diferença entre níveis quando não há diferença entre inclinações. No SAS System, as somas de quadrados de produtos corrigidos são obtidas através da opção SS3 da declaração MODEL do procedimento GLM (SAS Institute, 1985). Os tratamentos foram definidos como sendo a covariável na verificação da necessidade de equações de regressão individuais por tratamento.

### 3.12 Modelagem do diâmetro e do volume como função da intensidade de desrama

As variáveis diâmetro (cm) e volume sem casca (m<sup>3</sup>) foram modeladas em função da intensidade de desrama, testando-se o F parcial dos efeitos linear, quadrático e cúbico, dos tratamentos, usando-se o modelo:

$$y = b_0 + b_1.X + b_2.X^2 + b_3.X^3$$

Sendo:  $y$ = variável dependente ( $d$ ,  $v$ );  $X$ =variável independente (intensidade de desrama em percentagem);  $b_0$ ,  $b_1$ ,  $b_2$ ,  $b_3$  = parâmetros.

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 4.1 Resultados sobre árvores em pé

#### 4.1.1 Diâmetro à altura do peito (d)

A única variável medida em todas as ocasiões, sobre todas as árvores na área útil das parcelas, foi o diâmetro (d), constituindo-se na principal variável de controle do experimento. Assim, a análise de normalidade dos dados foi realizada sobre esta variável na idade de 15 anos, quando se considerou que havia o máximo efeito dos tratamentos sem efeito de outros tipos de intervenções silviculturais.

A análise de normalidade dos diâmetros aos 15 anos de idade, através do teste de Shapiro-Wilk, apresentou valores não significativos e bastante próximos de 1 (Tabela 7); isto indica que a distribuição de freqüências se aproxima da distribuição normal (Figura 8, p. 39).

TABELA 7 – Resultados do teste de Shapiro-Wilk sobre os diâmetros das árvores na área útil das parcelas aos 15 anos de idade, por tratamento

Tratamento ->	Geral	0%	40%	60%	80%
W : Normal	0,983572	0,985931	0,976962	0,979094	0,980734
Pr<W	0,0789 <sup>ns</sup>	0,7211 <sup>ns</sup>	0,1141 <sup>ns</sup>	0,1907 <sup>ns</sup>	0,2961 <sup>ns</sup>

Sendo: Pr<W: probabilidade de significância de W. NS= não significativo ao nível de 5% de probabilidade.

Com a comprovação da normalidade dos dados, garantiu-se a aplicabilidade dos testes de significância que se baseiam neste tipo de distribuição.

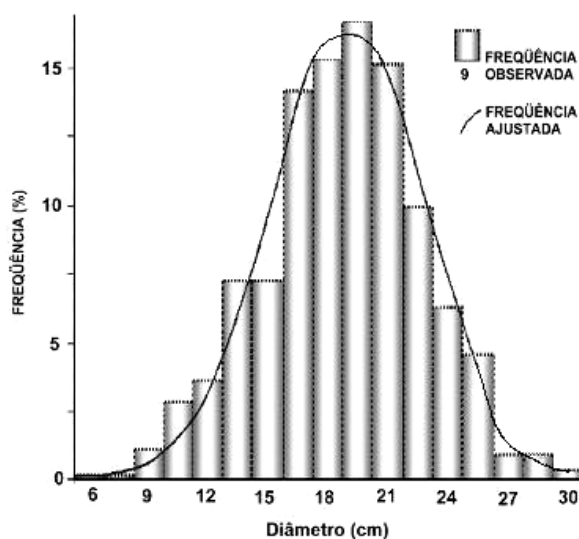


FIGURA 8 – Normalidade das freqüências por classe de diâmetro, das árvores contidas na área útil das parcelas, aos 15 anos de idade.

Entre as variáveis dendrométricas medidas, o diâmetro foi a mais afetada pela desrama. Antes da desrama, o tratamento testemunha apresentava diâmetro médio significativamente inferior aos demais tratamentos. Esta situação inverteu-se um ano após o início da aplicação dos tratamentos de desrama, conforme se verifica pelos dados na Tabela 8 (p. 40), plotados na Figura 9 (p. 41). A desrama apresentou efeito significativo ao nível de 1% de probabilidade sobre o diâmetro dos 7 aos 15 anos de idade, pelo teste F. O tratamento com 40% da altura desramada resultou em uma redução de 2,0% do diâmetro em relação ao tratamento testemunha sem desrama, não havendo diferença entre as médias de diâmetro de ambos pelo teste de Tukey ao nível de 5% de probabilidade. Quando a desrama é aumentada para 60% da altura, a redução em diâmetro alcança 7,5%, menor que a testemunha pelo teste de Tukey ao nível de 5% de probabilidade. Aos 80% de altura desramada a redução é de 13,5%, apresentando média de diâmetro menor do que todos os demais tratamentos pelo teste de Tukey ao nível de 5% de probabilidade. Os resultados apresentam alguma semelhança com os obtidos por Schneider *et al.* (1999), em experimento de desrama com *P. elliptii*, em que encontraram uma redução do diâmetro, em relação ao

tratamento sem desrama, de 4,9% no tratamento de 40% de desrama e de 10,4% no tratamento de 60% de desrama.

TABELA 8 – Evolução do diâmetro médio (cm) com a idade (anos) por intensidade de desrama e testes estatísticos, para *P. elliotii*, em Piratini

Idade (anos)	Tratamentos de desrama e Teste de Tukey								QM <sub>res</sub>
	0 %		40 %		60 %		80 %		
	d (cm)		d (cm)	Dif%	d (cm)	Dif%	d (cm)	Dif%	
6	5,9b		6,0a	1,7	6,4a	8,5	6,4a	8,5	3,32
7	9,2a		9,1a	-1,1	8,7b	-5,4	8,2c	-10,9	3,55
8	12,0a		11,5b	-4,2	11,0c	-8,3	9,5d	-20,8	3,86
9	14,3a		13,7b	-4,2	12,7c	-11,2	10,8c	-24,5	4,51
10	16,1a		15,5a	-3,7	14,2b	-11,8	12,3c	-23,6	5,81
11	17,0a		16,5a	-2,9	15,2b	-10,6	13,5c	-20,6	7,13
12	17,7a		17,4a	-1,7	16,1b	-9,0	14,5c	-18,1	8,67
13	18,6a		18,2a	-2,2	17,0b	-8,6	15,7c	-15,6	10,80
14	19,2a		18,8a	-2,1	17,7b	-7,8	16,5c	-14,1	11,84
15	20,0a		19,6a	-2,0	18,5b	-7,5	17,3c	-13,5	13,94

Sendo: d = diâmetro (cm); a, b, c, d = grupos do teste de Tukey ao nível de 5% de probabilidade, na horizontal; Dif%=diferença percentual em relação ao tratamento de 0% de desrama; QM<sub>res</sub> = quadrado médio do resíduo.

Verifica-se na Tabela 8, que o quadrado médio do erro aumentou com a idade, mostrando que as variações dentro das parcelas aumentaram com o tempo, resultando em um CV de 19,8% aos 15 anos de idade, servindo como indicativo para maior número de repetições em experimentos futuros.

Devido à significância do efeito dos tratamentos sobre o diâmetro aos 15 anos de idade, quando se obteve o máximo efeito dos tratamentos sem o efeito adicional dos desbastes realizados logo após a medição naquela idade, procedeu-se a modelagem do diâmetro em função do efeito dos tratamentos, constatando-se significância ao nível de 1% de probabilidade pelo teste F para os efeitos linear (F=67,61) e quadrático (F=9,95). Como resultado obteve-se a equação da Tabela 9 (p. 41), plotada na Figura 10 (p. 42), a qual evidencia que quanto maior a intensidade da desrama, maior a redução do crescimento em diâmetro.

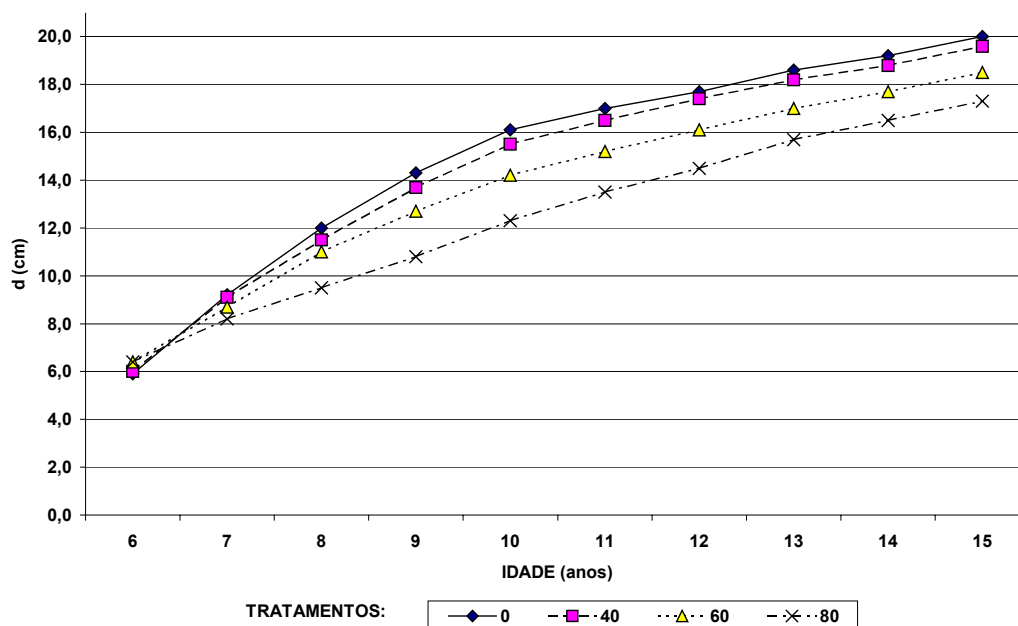


FIGURA 9 – Evolução do diâmetro médio (cm) com a idade (anos) por tratamento.

TABELA 9 – Equação para estimar o diâmetro (cm) em função do tratamento aos 15 anos de idade ( $d=b_0+b_1.Trat+b_2.Trat^2$ )

Parâmetro	Valor	Estatísticas	Valor
$b_0$	20,025	$R^2$	0,90
$b_1$	0,00754	$\bar{d}$	16,5
$b_2$	-0,00052	CV%	20,3

Sendo:  $b_0$ ,  $b_1$  e  $b_2$  = parâmetros das equações;  $R^2$  = coeficiente de determinação;  $\bar{d}$  = diâmetro médio (cm); CV% = coeficiente de variação em porcentagem; Trat = Tratamento (0%, 40%, 60% e 80% da altura desramada).

Entre as equações para descrição do crescimento do diâmetro das árvores em pé dos 6 aos 15 anos, as cinco que apresentaram distribuição gráfica de resíduos que permitissem seu uso foram: os modelos quadrático e cúbico, as equação de Gompertz, de Chapman-Richards e Logística, todas com coeficiente de determinação ( $R^2$ ) em torno de 65%, sendo que destas a equação de Chapman-Richards apresentou o menor coeficiente de variação (CV%) e foi escolhida para descrição do crescimento em diâmetro pelos seus resultados e pela facilidade de interpretação. Os resultados da seleção de equações de crescimento em diâmetro são apresentados no Anexo II (p. 77).

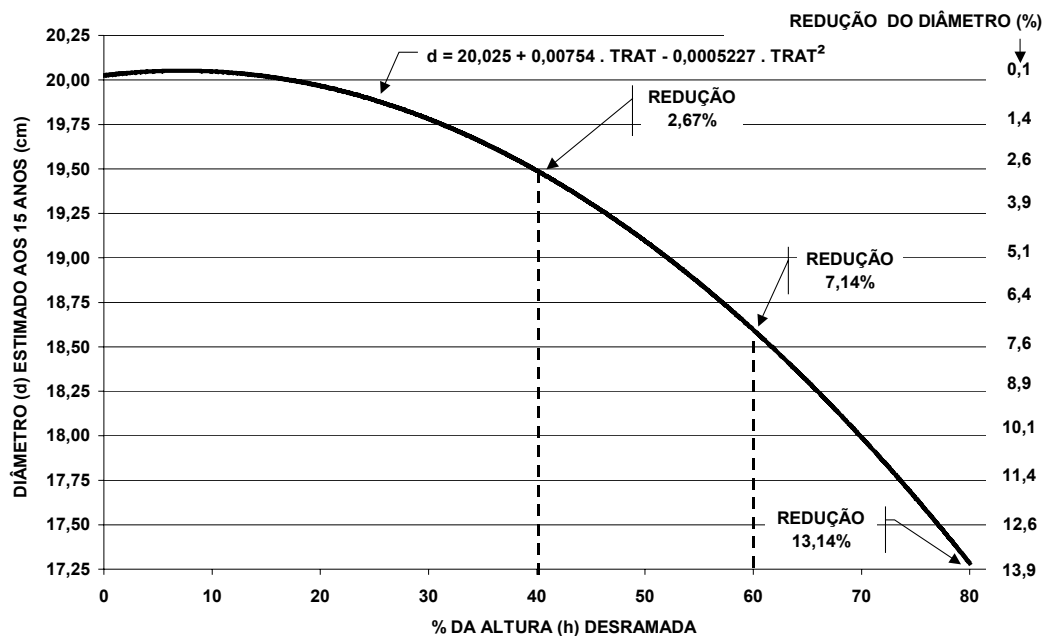


FIGURA 10 – Diâmetro (cm) estimado em função do tratamento (% da altura desramada) aos 15 anos de idade.

Os parâmetros e estatísticas da equação de Chapman-Richards por tratamento, calculados para o período dos 6 aos 15 anos de idade, são apresentados na Tabela 10. Foram ajustados os parâmetros de uma equação geral com todos os tratamentos e os parâmetros da equação para cada tratamento separadamente. Então, comparou-se os parâmetros calculados por tratamento com os encontrados para a equação geral.

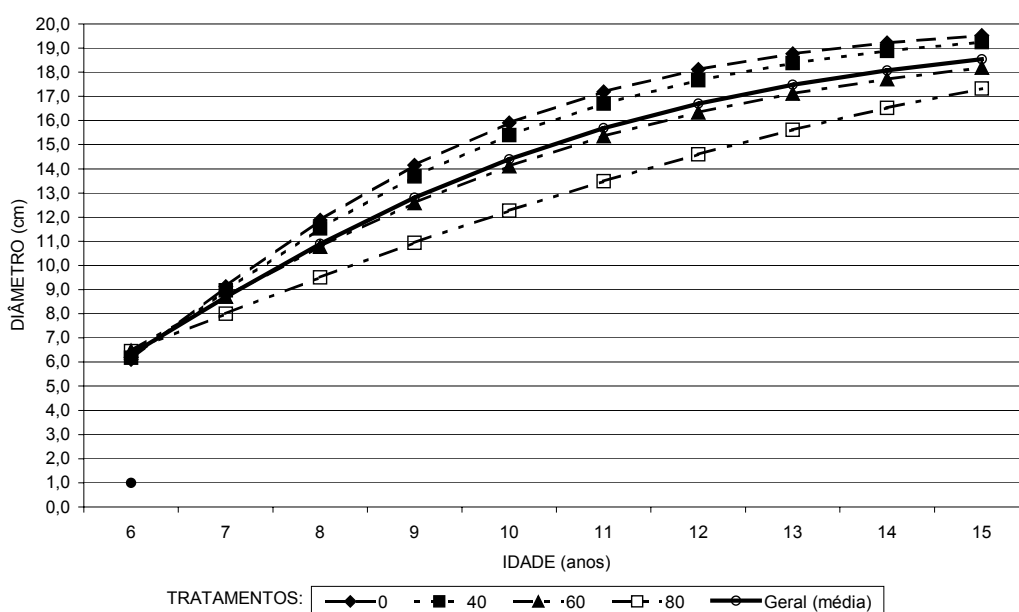
TABELA 10 – Coeficientes da equação de Chapman-Richards para  $d=f(\text{idade})$  por tratamento e geral (média) com todos os tratamentos, para *P. elliotii*, em Piratini

Trat	Assíntota <i>A</i>	Velocidade de Crescimento <i>k</i>	Ponto de Inflexão <i>r</i>	$R^2_{aj.}$	$\bar{y}$	CV%
0	20,17444	0,39406	12,11073	0,70	14,9	19,3
40	20,09953	0,36032	9,64500	0,72	14,6	18,3
60	19,65220	0,28563	5,59595	0,68	13,7	19,3
80	23,17827	0,14210	2,30222	0,64	12,4	21,0
Geral (média)	19,88003	0,30091	6,37320	0,65	13,9	20,9

Sendo: *A*, *k*, *r* = parâmetros da equação;  $\bar{y}$  = média das observações;  $R^2_{aj.}$  = coeficiente de determinação ajustado; CV% = coeficiente de variação.

Pela Tabela 10, verifica-se que todos os parâmetros dos tratamentos de 0% e 40% de desrama estão acima da média representada pela equação geral com os dados de todos os tratamentos, demonstrando que a assíntota, o ponto de inflexão e a velocidade de crescimento foram superiores à média e com tendência a aumentar mais do que ela. O tratamento de 60% de desrama apresentou todos os parâmetros abaixo da média mas muito próximos à mesma. O tratamento de 80% teve somente a assíntota acima da média e os demais parâmetros abaixo, ou seja a velocidade de crescimento e o ponto de inflexão foram menores do que a média. Em todos os casos, o erro padrão de estimativa (Syx) manteve-se próximo e abaixo dos 3 cm de diâmetro e o CV% ficou entre 18,3% e 21%.

Os valores estimados pela equação geral e as estimativas pelos parâmetros individuais por tratamento, da equação de Chapman-Richards, foram delineados na Figura 11.



Sendo: 0, 40, 60 e 80 = tratamentos (% de desrama); Geral (média)=estimativas pelos parâmetros da equação de Chapman-Richards com todos os tratamentos (Tabela 10).

FIGURA 11 – Diâmetro (cm) estimado pela equação de Chapman-Richards por tratamento e geral (média) com todos os tratamentos, em função da idade (anos).



Verifica-se que as estimativas para os tratamentos de 0% e 40% de desrama estão acima da média, para o de 60% as estimativas encontram-se praticamente sobrepostas à média e estão abaixo da mesma para o tratamento de 80% de desrama.

Os resultados dos testes para validação das equações da Tabela 10 (p. 42) são apresentados na Tabela 11.

TABELA 11 – Validação das equações de Chapman-Richards para  $d=f(\text{idade})$  por tratamento

Tratamento	White	Durbin-Watson	Kolmogorov-Smirnov
	$\chi^2$	d	D
Todos	791,06**	1,717 <sup>NS</sup>	0,026**
0	176,63**	1,754 <sup>NS</sup>	0,046**
40	185,69**	2,119 <sup>NS</sup>	0,033**
60	210,19**	1,989 <sup>NS</sup>	0,042**
80	320,02**	2,164 <sup>NS</sup>	0,039**

Sendo: ns=não significativo ao nível de 5% de probabilidade; (\*\*) significativo ao nível de 5% de probabilidade.

O teste de White resultou em  $\chi^2$  significativo ao nível de 1% de probabilidade, mostrando falta de homogeneidade da variância, entretanto não foi considerado por tratar-se da análise de uma equação não linear. O valor de d de Durbin-Watson não apresentou significância ao nível de 5% de probabilidade, demonstrando que os resíduos são independentes. A estatística D de Kolmogorov-Smirnov foi significativa ao nível de 5% de probabilidade, indicando que não há normalidade na distribuição dos resíduos, não sendo possível utilizar os testes t ou F.

#### 4.1.2 Altura (h)

A análise de variância, separadamente, em cada idade revelou que a influência dos tratamentos sobre o crescimento em altura foi mínimo, sendo que não houve diferença significativa entre as médias de altura dos tratamentos dos 6 aos 15 anos de idade e as pequenas diferenças

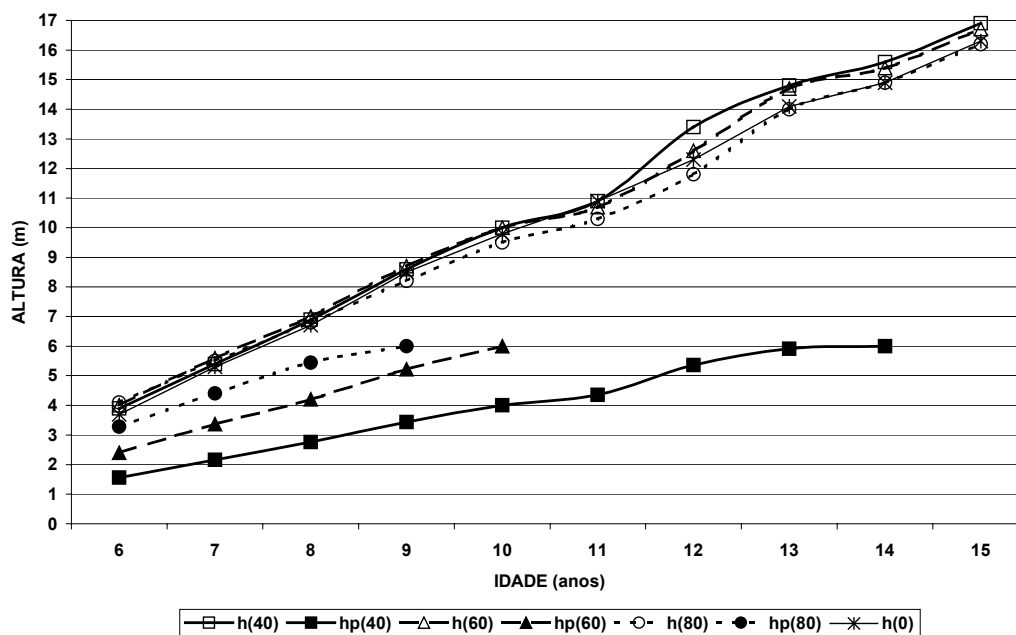
ocorridas podem ser consideradas como devidas ao acaso. Os resultados são apresentados na Tabela 12.

TABELA 12 – Evolução da altura média (m) com a idade (anos) por tratamento de desrama e testes estatísticos, para *P. elliottii*, em Piratini

Idade (anos)	Tratamentos de desrama				QM <sub>res</sub>
	0%	40%	60%	80%	
6	3,7	3,9	4,0	4,1	0,190
7	5,3	5,4	5,6	5,5	0,212
8	6,7	6,9	7,0	6,8	0,238
9	8,5	8,6	8,7	8,2	0,167
10	9,8	10,0	10,0	9,5	0,130
11	10,9	10,9	10,7	10,3	0,123
12	12,3	13,4	12,6	11,8	0,352
13	14,1	14,8	14,7	14,0	0,468
14	14,9	15,6	15,4	14,9	0,464
15	16,3	16,9	16,6	16,2	0,432

Sendo: QM<sub>res</sub> = quadrado médio do resíduo.

A Figura 12 mostra a evolução das alturas. Percebe-se que as curvas das alturas médias dos tratamentos quase se sobrepõem, tendo um leve afastamento entre os 11 e os 15 anos.



Sendo: h( )=altura média (m); hp( )=altura da desrama (m); 0, 40, 60 e 80=tratamentos. FIGURA 12 – Evolução da altura média e da altura da desrama (m) com a idade (anos) por tratamento.

Também, na Figura 12 (p. 45), observa-se que a altura da desrama (6m) foi alcançada em diferentes idades em função da intensidade: aos 9 anos no tratamento de 40% de intensidade, aos 10 anos no de 60% de intensidade e aos 14 anos no de 80% de intensidade de desrama.

Aos 12 anos, quando houve a maior diferenciação, o tratamento com maior média (40% de desrama) apresentou média de altura 1,6 m maior do que o tratamento de menor média (80% de desrama), mas as diferenças não foram significativas. Aos 15 anos, as médias dos tratamentos não apresentaram diferenças maiores do que 0,7 m (4,2%), semelhante ao erro padrão da média que foi de 0,66 m; também, nesta idade, as diferenças não foram significativas ao nível de 5% de probabilidade pelo teste F, ficando dentro do erro experimental. Os resultados obtidos neste experimento reforçam os de anteriores. Os diversos estudos sobre desrama de coníferas citados Kramer e Kozlowski (1972) demonstram que a operação não tem, ou tem mínima influência sobre o crescimento em altura, pois este se processa usando os hidratos de carbono produzidos na vizinhança do lançamento terminal, assim, não depende dos ramos eliminados pela desrama na parte inferior da copa.

#### 4.1.3 Relação hipsométrica

Realizaram-se testes de equações de relação hipsométrica para os dados coletados aos 6, 9, 12 e 15 anos, que são apresentados no Anexo V (p. 89). Nenhuma das equações testadas apresentou bom ajustamento para todas as idades em todos os tratamentos. Entretanto o uso de uma equação conjunta para todos os tratamentos resultou em um ajuste razoável em quase todos os casos. Aos 15 anos, os modelos testados tiveram resultados semelhantes para CV% e  $R^2$  ajustado (Tabela 13, p. 47) com os dados de todos os tratamentos.

Considerando-se o ajuste por tratamento e por idade, as equações número 7, 8 e 9 apresentaram os melhores resultados ao longo do tempo

quanto à distribuição de resíduos, coeficiente de variação (CV%) e coeficiente de determinação ( $R^2$ ), conforme Anexo V (p. 89).

TABELA 13 – Equações para estimar a altura (m) em função do diâmetro (cm) aos 15 anos de idade, para *P. elliottii*, em Piratini

Nº Eq.	Equação	$b_0$	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$R^2_{aj.}$	$\bar{Y}$	CV%
1	$h=b_0+b_1.d+b_2.d^2$	5,5150	0,90571	-0,01640	-	0,621	16,48	5,36
2	$\ln h=b_0+b_1.\ln d$	1,8342	0,33141	-	-	0,651	16,48	5,53
3	$\ln h= b_0+b_1(1/d)$	3,1177	-5,71866	-	-	0,645	16,48	5,33
4	$h = b_0+b_1(1/d)$	21,4436	-88,83559	-	-	0,625	16,48	5,31
5	$h = b_0+b_1.d+b_2(1/d)$	21,3095	0,00384	-87,72361	-	0,620	16,48	5,34
6	$h = b_0+b_1(1/d)+ b_2.d^2$	21,4597	-89,01402	-0,00002	-	0,620	16,48	5,34
7	$h=b_0+b_1.d+ b_2(1/d)+b_3.d^2$	16,4092	0,29489	-61,71442	-0,00548	0,616	16,48	5,35
8	$h=d^2/(b_0+b_1.d+b_2.d^2)$	2,1824	0,08917	0,04885	-	0,646	16,48	5,33
9	$h=b_0+b_1.\ln d+b_2.\ln d^2$	-21,0115	20,89911	-2,73862	-	0,621	16,48	5,33

Sendo: h=altura (m); ln=logaritmo neperiano; d=diâmetro(cm);  $b_0$ ,  $b_1$ ,  $b_2$  e  $b_3$ =parâmetros das equações;  $\bar{Y}$  = altura média (m); CV% = coeficiente de variação em percentagem.

Dentre as equações com melhores resultados (7, 8 e 9), optou-se pela equação de Prodan (Nº 8) para descrever a relação hipsométrica, pois apresentou boa distribuição de resíduos para todos os tratamentos na idade de 15 anos (Anexo V, p. 89), tomada como base para comparações, o que não ocorreu com as demais entre as melhores equações.

Entre as idades de 6 e 18 anos, os parâmetros da equação de Prodan, conjunta com todos os tratamentos encontram-se discriminados na Tabela 14 (p. 48), juntamente com os resultados estatísticos.

Na Figura 13 (p. 48) observa-se a relação h/d ajustada nas idades de 9, 12, 15 e 18 anos pela equação de Prodan, evidenciando a grande variação existente em cada idade. Este fato é um indicativo da provável necessidade de estimar uma equação por parcela em inventários florestais e reforça a necessidade do ajuste de uma equação para cada tratamento neste experimento.

TABELA 14 – Parâmetros da equação de Prodan para estimar a altura por idade e resultados estatísticos, para *P. elliptii*, em Piratini

Idade	$b_0$	$b_1$	$b_2$	$R^2_{aj.}$	$\bar{y}$	CV%
6	-1,12515	1,25166	0,07924	0,76	3,9	9,6
7	0,10899	0,83128	0,08423	0,69	5,5	8,9
8	-9,81678	2,73369	-0,01935	0,24	6,9	11,9
9	3,00449	0,1161	0,08862	0,59	8,5	7,4
10	2,2283	0,17197	0,07812	0,54	9,8	6,9
11	0,90231	0,34175	0,06652	0,39	10,7	8,7
12	-0,53407	0,62362	0,04307	0,56	12,7	0,9
13	-1,26208	0,64362	0,03584	0,65	14,9	7,0
14	0,77361	0,30337	0,04574	0,57	15,2	6,3
15	2,18205	0,08922	0,04885	0,63	16,5	5,3
18	1,47969	0,17075	0,03993	0,54	19,0	6,7

Sendo:  $b_0$ ,  $b_1$ ,  $b_2$  = parâmetros das equações;  $R^2_{aj.}$  = coeficiente de determinação ajustado;  $\bar{y}$  = média das observações; CV% = coeficiente de variação em porcentagem.

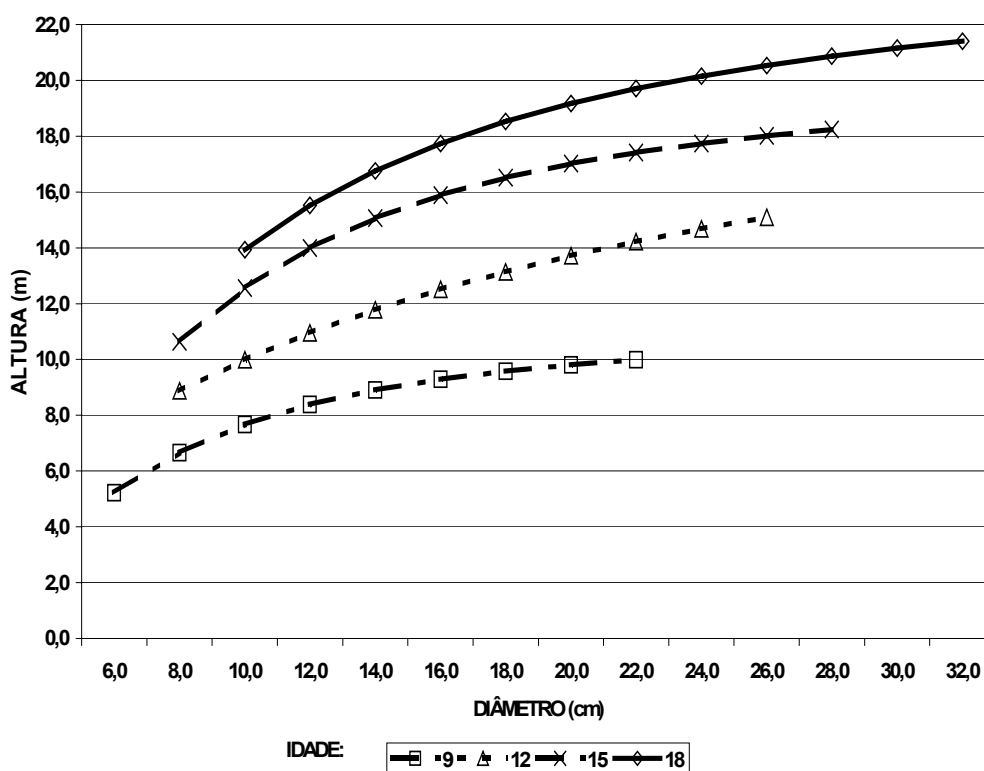


FIGURA 13 – Relação entre diâmetro (cm) e altura (m) aos 9, 12, 15 e 18 anos pela equação de Prodan com todos os tratamentos.

O teste de covariância para a equação de Prodan, no modelo com interação (Anexo IV, p. 84), resultou em um valor de  $F = 3,05$  para a interação, através da soma de quadrados do tipo III (soma de quadrados de produtos corrigidos), significativo ao nível de 5%, mostrando que as inclinações são diferentes; o modelo sem interação, apresentou  $F = 281,16$  para tratamentos, significativo ao nível de 1%, calculado pela soma de quadrados do tipo III, mostrando que os níveis são diferentes.

Conseqüentemente, para maior precisão na idade de 15 anos, foram ajustados os parâmetros da equação de Prodan por tratamento (Tabela 15), pois nesta idade foi realizada a estimativa de volume a partir do diâmetro e da altura das árvores para comparar as médias de produção volumétrica.

TABELA 15 – Parâmetros da equação de Prodan para estimar a altura por tratamento aos 15 anos, para *P. elliottii*, em Piratini

Trat	$b_0$	$b_1$	$b_2$	$R^2_{aj.}$	$\bar{y}$	CV%
0%	3,43612	0,06110	0,04876	0,64	16,3	5,8
40%	6,02790	-0,41505	0,06393	0,29	16,9	5,2
60%	-0,03707	0,26181	0,04546	0,43	16,6	4,4
80%	0,02646	0,42741	0,03631	0,86	16,2	4,2

Sendo: Trat = tratamentos de desrama;  $b_0$ ,  $b_1$ ,  $b_2$  = parâmetros das equações;  $R^2_{aj.}$  = coeficiente de determinação ajustado;  $\bar{y}$  = média das observações; CV% = coeficiente de variação em percentagem.

Na validação da equação de Prodan, aos 15 anos de idade, somente o teste do valor de W de Shapiro-Wilk, para a normalidade do tratamento de 40% de desrama, foi significativo, indicando que a distribuição dos resíduos não apresenta normalidade para aquele tratamento individualmente. Entretanto, este resultado não invalida o uso da função, pois apenas impossibilita o uso das distribuições F e t, baseadas na distribuição normal. As outras estatísticas de validação não foram significativas, conforme a Tabela 16 (p. 50).

TABELA 16 – Validação das equações de Prodan para  $h=f(d)$  por tratamento e geral com todos os tratamentos

Tratamento	White	Durbin-Watson	Shapiro-Wilk
	$\chi^2$	d	W
0%	3,46 <sup>NS</sup>	1,611 <sup>NS</sup>	0,974 <sup>NS</sup>
40%	4,38 <sup>NS</sup>	1,698 <sup>NS</sup>	0,922 <sup>**</sup>
60%	2,82 <sup>NS</sup>	1,001 <sup>NS</sup>	0,986 <sup>NS</sup>
80%	1,14 <sup>NS</sup>	1,245 <sup>NS</sup>	0,974 <sup>NS</sup>
Geral	1,77 <sup>NS</sup>	1,243 <sup>NS</sup>	0,980 <sup>NS</sup>

Sendo: (NS) não significativo ao nível de 5% de probabilidade; (\*\*) significativo ao nível de 1% de probabilidade.

#### 4.1.4 Altura dominante ( $h_{100}$ )

Assim como ocorreu com a altura média, não houve diferença significativa entre as médias das alturas dominantes ( $h_{100}$ ) dos tratamentos pelo teste F, ao nível de 5% de probabilidade e, portanto, o teste de Tukey não foi realizado. As médias e os resultados estatísticos são apresentados na Tabela 17.

TABELA 17 – Evolução da altura dominante (m) com a idade por tratamento (m) e testes estatísticos, para *P. elliottii*, em Piratini

Idade (anos)	Tratamentos de desrama				QM <sub>res</sub>
	0%	40%	60%	80%	
6	4,7	4,7	4,5	5,0	0,129
7	6,1	6,2	6,1	6,5	0,214
8	7,3	7,9	7,5	7,9	0,230
9	9,2	9,3	9,1	9,2	0,222
10	10,4	10,5	10,5	10,3	0,194
11	11,7	11,3	11,3	11,2	0,180
12	13,3	13,9	13,3	13,0	0,129
13	16,1	15,9	15,3	15,2	0,457
14	16,5	16,5	16,2	16,0	0,209
15	17,4	17,5	17,3	17,7	0,260

Sendo: QM<sub>res</sub> = quadrado médio do resíduo.

A evolução da altura dominante ( $h_{100}$ ) é representada na Figura 14 (p. 51), na qual se observa a pequena variação entre os tratamentos. As alturas dominantes encontradas são comparáveis ao sítio de menor

produtividade encontrado por Tonini (2000), para a região, que apresentou  $h_{100}$  em torno de 17,5 m.

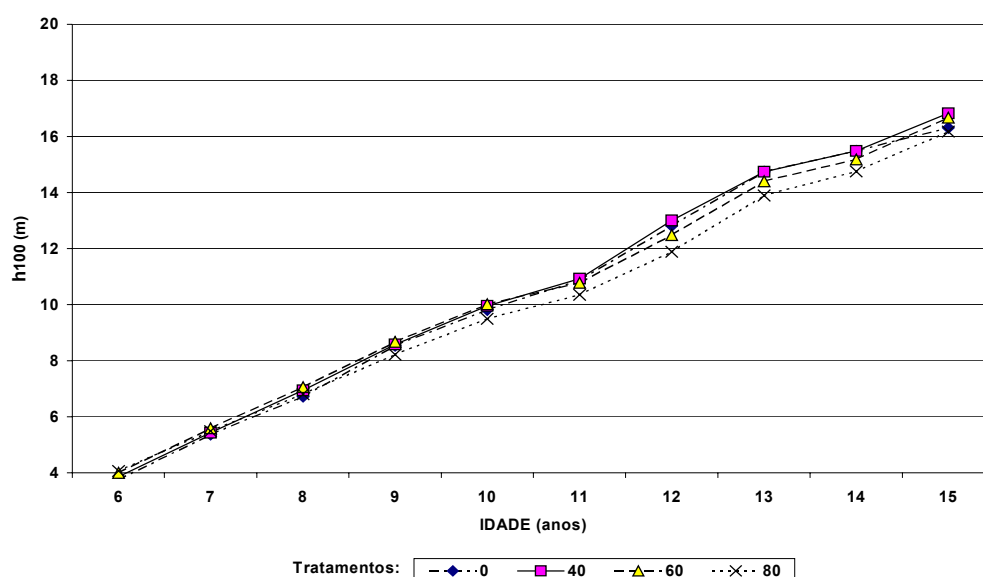


FIGURA 14 – Evolução da altura dominante (m) com a idade por tratamento.

#### 4.1.5 Mortalidade (mortas%)

A análise de variância nas diferentes idades, para avaliação da variação na mortalidade entre os tratamentos de desrama, revelou F não significativo (Tabela 18, p. 52).

Pela Figura 15 (p. 52), percebe-se que a mortalidade aumentou mais nos tratamentos de 0% e 40% de desrama com o passar dos anos. No entanto, as diferenças não foram significativas, indicando que a causa não pode ser atribuída diretamente aos tratamentos.

Como se pode observar, praticamente não houve aumento da mortalidade dos 7 aos 12 anos e as plantas mortas a partir dos 13 anos certamente são consequência de desbaste natural, devido à excessiva concorrência que se estabeleceu nesta idade, evidenciada pelo índice de espaçamento relativo ( $S\%$ ), cuja evolução é delineada na Figura 18 (p. 57) e pelo estoque em área basal (Figura 16, p. 54). Justifica-se, assim, o fato de a mortalidade, a partir daquela idade, ter sido maior nos tratamentos de 0% e 40% de desrama, os quais apresentaram maior



crescimento, tendo como consequência o estabelecimento da concorrência entre plantas com maior precocidade.

TABELA 18 – Mortalidade acumulada (%), após os 6 anos, por idade e por tratamento, para *P. elliotii*, em Piratini

Idade (anos)	Tratamentos de desrama				QM <sub>res</sub>
	0%	40%	60%	80%	
7	2,0	2,9	1,4	1,4	1,27
8	2,0	2,9	1,4	1,4	1,27
9	2,0	2,9	1,4	1,4	1,27
10	2,0	2,9	1,4	1,8	1,19
11	2,0	2,9	1,4	1,8	1,19
12	2,0	2,9	1,8	1,8	1,19
13	3,8	6,1	1,8	2,9	0,89
14	5,2	7,2	2,5	2,9	0,89
15	7,0	7,2	2,9	3,2	0,85

Sendo: QM<sub>res</sub> = quadrado médio do resíduo.

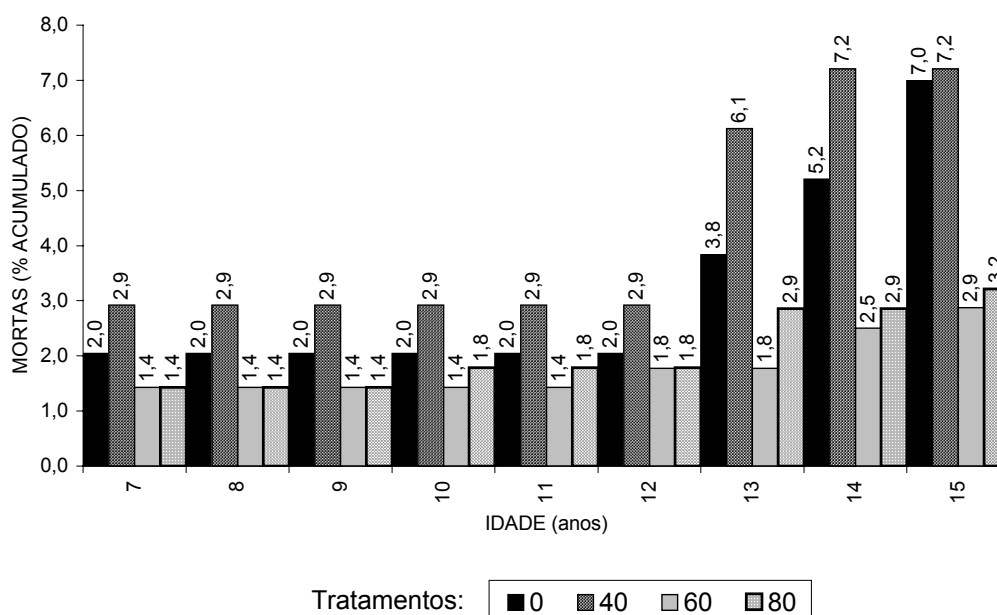


FIGURA 15 – Mortalidade (%) acumulada, após os 6 anos de idade, por idade e por tratamento.

Estes resultados são importantes para a análise da área basal por hectare na próxima seção, onde se caracteriza melhor que embora as diferenças entre as médias de mortalidade dos tratamentos não sejam significativas, podem ser consideradas como consequência indireta dos

mesmos, devido ao menor crescimento, retardamento da competição entre plantas e adiamento do desbaste natural nos tratamentos de 60% e 80% de intensidade de desrama.

#### 4.1.6 Área basal por hectare (G)

O estoque em área basal por hectare revelou ter sido afetado significativamente pela desrama do 8º ano de idade em diante. Os dados revelam que as diferenças entre os tratamentos aumentaram gradativamente desde o início da desrama aos 6 anos, quando os estoques eram semelhantes em todos os tratamentos. Isso ocorreu até em torno dos 10 anos de idade, quando então as curvas passaram a ser paralelas, mesmo com leve tendência de redução das diferenças após essa idade (Tabela 19 e Figura 16, p. 54).

TABELA 19 – Evolução do estoque em área basal por hectare (m<sup>2</sup>/ha) por tratamento com a idade e testes estatísticos, para *P. elliotii*, em Piratini

Idade (anos)	Tratamentos de desrama e Teste de Tukey				QM <sub>res</sub>
	0%	40%	60%	80%	
6	4,8	5,1	5,5	5,6	3,61
7	10,7	10,5	9,8	8,6	5,91
8	18,0	16,7	15,2	11,5	8,53
9	25,4 a	23,4 a	20,4 a	15,0 b	10,02
10	32,1 a	30,1 a	25,7 a	19,3 b	10,71
11	36,0 a	34,2 a	29,6 a	23,2 b	8,91
12	39,0 a	38,0 a	32,9 a	27,0 b	10,06
13	42,3 a	39,9 a	36,7 a	31,5 b	8,38
14	44,6 a	41,9 a	39,6 a	34,6 b	8,41
15	47,5	45,9	43,1	38,2	9,86

Sendo: a, b = grupos do teste de Tukey ao nível de 5% de probabilidade; QM<sub>res</sub> = quadrado médio do resíduo.

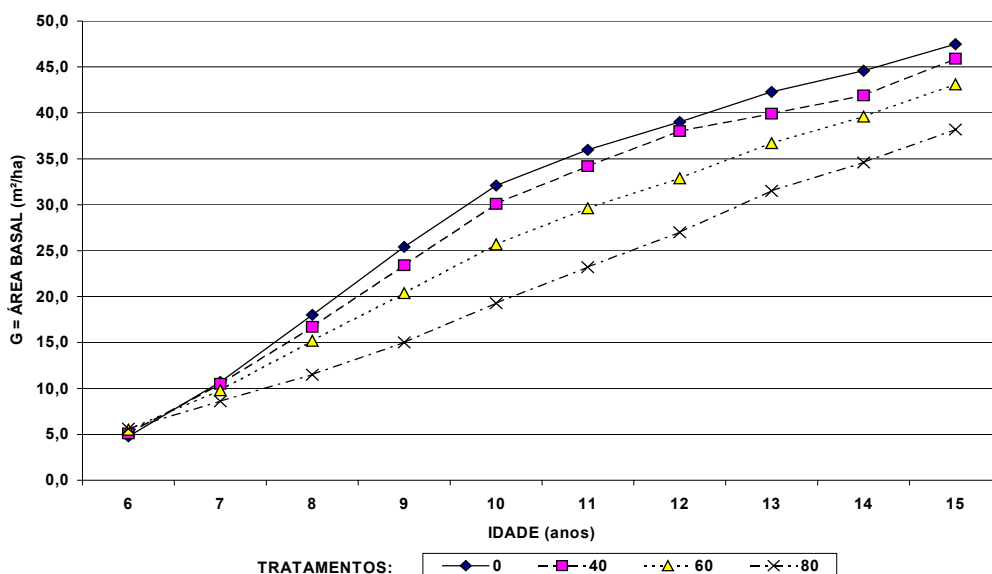


FIGURA 16 – Evolução da área basal por hectare (m<sup>2</sup>/ha) por tratamento com a idade.

A evolução do estoque em área basal indica, juntamente com os resultados do teste de Tukey, que o tratamento testemunha (0%) e o tratamento de 40% de desrama apresentaram as melhores médias, sempre acompanhados pelo tratamento de 60% no mesmo grupo de médias. Somente o tratamento de 80% diferiu significativamente dos demais, ficando com as menores médias.

Os estoques em área basal a partir dos 10 anos de idade nos tratamentos de 0% e 40% de desrama passam dos 30 m<sup>2</sup>/ha, enquanto os tratamentos de 60% e 80% chegam somente a 25,7 e 19,3 m<sup>2</sup>/ha, respectivamente.

Observa-se que, aos 9 anos de idade, houve o culminio do incremento corrente anual em área basal por hectare no tratamento com 0% de desrama, o que correu, no tratamento de 80%, somente um ano após (Figura 17, p. 56).

A menor velocidade de crescimento causada pela desrama, portanto, retardou o culminio do incremento em área basal por hectare em até um ano e, enquanto a concorrência se estabeleceu com antecedência e fazia decrescer intensamente o incremento corrente anual em área

basal por hectare ( $ICA_G$ ) nos tratamentos de 0% e 40% (Tabela 20), nos demais, os incrementos se mantiveram mais ou menos constantes.

TABELA 20 – Evolução do incremento corrente anual em área basal por hectare ( $m^2/ha/ano$ ), por tratamento, com a idade e testes estatísticos, para *P. elliotii*, em Piratini

Idade (anos)	Tratamentos de desrama e Teste de Tukey				QM <sub>res</sub>
	0%	40%	60%	80%	
7	6,0a	5,4a	4,2a	3,0b	1,13
8	7,2a	6,2a	5,4b	2,9c	0,43
9	7,5a	6,7a	5,1b	3,4c	0,30
10	6,6a	6,7a	5,3b	4,3b	0,33
11	3,9	4,1	3,9	3,9	0,52
12	3,0	3,8	3,4	3,8	0,36
13	3,3	1,9	4,0	4,5	1,28
14	2,2	2,0	2,7	3,1	0,34
15	2,8	4,0	3,5	3,6	0,62

Sendo:  $iG$ =incremento corrente anual em área basal por hectare ( $m^2/ha/ano$ ); a, b, c = grupos do teste de Tukey ao nível de 5% de probabilidade; QM<sub>res</sub> = quadrado médio do resíduo.

Como consequência, verifica-se que os incrementos correntes de todos os tratamentos praticamente se igualam aos 11 anos de idade (Figura 17, p. 56) e apresentam até mesmo inversões de tendências após esta idade, o que não pode ser atribuído diretamente aos tratamentos de desrama, mas entende-se que ocorreu por consequência indireta dos mesmos.

A queda acentuada de incrementos aos 13 e 14 anos de idade dos tratamentos de 0% e 40% de desrama, conforme se observa na Figura 17 (p. 56), tem como causas principais o aumento da concorrência e da mortalidade.

A mortalidade, verificada dos 12 para os 13 anos, apresentou um coeficiente de correlação de Pearson de -59% entre o incremento corrente anual em área basal por hectare e o número de árvores mortas acumulado por tratamento, significativo ao nível de 5%. Isso não ocorreu

nas demais idades, comprovando que a queda no incremento naquela idade esteve relacionada com a morte de árvores.

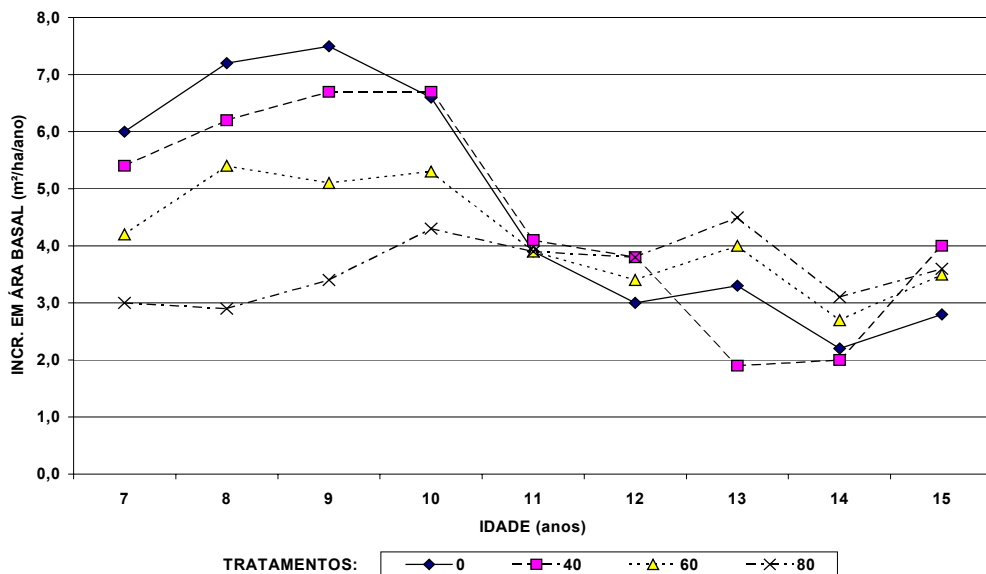


FIGURA 17 – Incremento corrente anual em área basal por hectare (m<sup>2</sup>/ha/ano) por idade e por tratamento.

O processo ocorrido, de maturação do povoamento, é semelhante ao descrito por Oliver *et al.* (2001) e por (Kramer e Kozlowski, 1972): após o plantio as árvores cresceram cada vez mais rápido e com o tempo a concorrência se estabeleceu, então o crescimento passou a diminuir e as árvores menos favorecidas foram suprimidas. Nos tratamentos de menor crescimento, a concorrência se estabeleceu mais tarde, como consequência, o desbaste natural também foi protelado.

#### 4.1.7 Índice de espaçamento relativo (S%)

O cálculo do índice de espaçamento relativo revelou que houve excessiva concorrência a partir dos 13 anos de idade, quando diminuiu para cerca de 16% (Figura 18, p. 57), valor médio encontrado para a região no Inventário Florestal Contínuo do Rio Grande do Sul (UFSM/SEMA-RS, 2003), indicando franca competição entre as árvores do povoamento.

Na análise de variância do espaçamento relativo (Tabela 21), pelo teste F, não houve diferença significativa ao nível de 5% de probabilidade entre os índices dos diferentes tratamentos.

TABELA 21 – Evolução do índice de espaçamento relativo (S%) por tratamento com a idade e testes estatísticos, para *P. elliptii*, em Piratini

Idade (anos)	Tratamentos de desrama				QM <sub>res</sub>
	0%	40%	60%	80%	
6	54	53	55	51	1,25
7	42	41	41	39	0,79
8	35	32	33	32	0,51
9	28	28	28	28	0,21
10	25	24	24	24	0,14
11	22	23	23	23	0,10
12	19	19	19	19	0,10
13	16	16	17	17	0,06
14	16	16	16	16	0,04
15	15	15	15	14	0,04

Sendo: QM<sub>res</sub> = quadrado médio do resíduo.

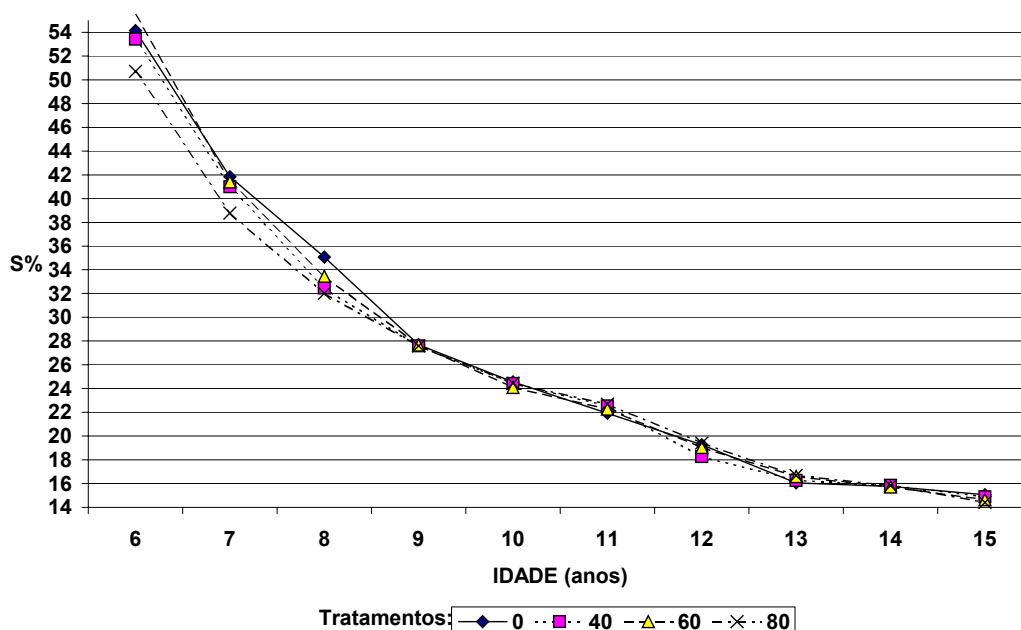


FIGURA 18 – Índice de espaçamento relativo (S%) por idade e por tratamento.

No Anexo VI (p. 91), o índice de espaçamento relativo médio é delineado graficamente em função do espaçamento linear médio individual e da altura dominante nas idades de 6, 9, 12 e 15 anos. Observa-se que a variação aos 12 e 15 anos, tanto do espaçamento

médio quanto da altura dominante, é pequena, resultando em índices com pequena amplitude de variação.

## 4.2 Volume e forma das árvores

O estudo do volume e da forma foi realizado com base em 48 árvores (3 por parcela) abatidas, cubadas e submetidas à análise de tronco.

### 4.2.1 Volume das árvores

#### a) Modelagem do volume

A seleção da melhor equação de volume foi realizada com base na melhor distribuição de resíduos, no menor coeficiente de variação (CV%) e no maior  $R^2$  ajustado. Os resultados do ajuste de equações de volume aos 15 anos de idade são apresentados na Tabela 22.

TABELA 22 – Teste de equações para descrição do volume individual sem casca aos 15 anos de idade, para *P. elliotii*, em Piratini

Nº Eq.	b <sub>0</sub>	b <sub>1</sub>	b <sub>2</sub>	b <sub>3</sub>	b <sub>4</sub>	R <sup>2</sup> <sub>aj.</sub>	$\bar{Y}$	CV%
1	-0,171379	0,018591	-	-	-	0,873	0,1782	12,6
2	0,001822	0,000485	-	-	-	0,855	0,1782	13,5
3	0,025978	0,000024	-	-	-	0,871	0,1782	12,7
4	-0,452010	0,001288	-0,0000514	0,028546	-	0,911	0,1782	10,8
5	-7,956052	2,110693	-	-	-	0,956	0,1782	13,8
6	-9,690308	0,910790	-	-	-	0,991	0,1782	12,6
7	-10,010536	1,745840	1,102024	-	-	0,992	0,1782	12,6
8	-32,592742	5,241847	-0,605394	13,513560	-2,191947	0,917	0,1782	11,2

Sendo: b<sub>0</sub>, b<sub>1</sub>, b<sub>2</sub>, b<sub>3</sub> e b<sub>4</sub> = parâmetros das equações; R<sup>2</sup><sub>aj.</sub> = coeficiente de determinação ajustado;  $\bar{y}$  = volume médio individual sem casca (m<sup>3</sup>); CV% = coeficiente de variação em percentagem.

Aos 15 anos de idade, a escolha da melhor equação de regressão para volume recaiu sobre a equação de Stoate (nº4):  $v=b_0+b_1.d^2+ b_2.d^2.h+ b_3.h$ . O modelo de Stoate apresentou o menor coeficiente de variação (10,8%) e um coeficiente de determinação ajustado de 0,911 que se

assemelha às demais equações, sendo que os resíduos têm boa distribuição (Anexo VII, p. 92).

A análise de covariância para a equação de Stoate (Anexo VIII, p. 93) revelou  $F = 1,10$  para a interação no modelo correspondente e  $F = 0,30$  para tratamentos no modelo sem a interação, ambos não significativos ao nível de 5% de probabilidade, não sendo necessário o ajuste por tratamento, pois as inclinações e os níveis são semelhantes.

Quanto à independência dos erros ( $E_i$ ), para a validação do modelo de Stoate aos 15 anos, extraiu-se os valores de  $d_l=1,40$  e  $d_u=1,67$ , sendo  $d=1,938 > d_l=1,40$  e  $d < (4-1,40=2,6)$ ;  $d_u=1,67 < d=1,938 < 4$ , portanto  $d$  não é significativo, aceita-se  $H_0$ , não há correlação em série, os  $E_i$  são independentes. O teste de White resultou em um valor de 11,24, não significativo a 5% de probabilidade, concluindo-se que a variância é homogênea. O teste de Shapiro-Wilk revelou um valor de 0,926, significativo ao nível de 1%, revelando falta de normalidade para a variável analisada. Entretanto, o valor se aproxima muito de 1 e não foi significativo quando analisado individualmente para os tratamentos de 0%, 40% e 60%, sendo que, para o tratamento de 80%, foi significativo somente ao nível de 5%; resultado este considerado aceitável. Para a determinação das equações, foram utilizados os diâmetros das árvores medidas em pé com casca ( $d$ ) e o volume sem casca ( $v_{sc}$ ) e seco em estufa, das árvores abatidas.

#### b) Análise da variância do volume

Os resultados da análise de variância sobre o volume total individual são apresentados na Tabela 23 (p. 60). O efeito da desrama sobre o volume foi significativo e progressivo, pois, quanto maior a intensidade de desrama, maior a redução do volume, como se pode ver pela curva projetada na Figura 19 (p. 61).



TABELA 23 – Análise de variância do volume individual médio sem casca (m<sup>3</sup>) por parcela aos 15 anos de idade por tratamento de desrama, para *P. elliotii*, em Piratini

FV	GL	SQ	QM	F	R <sup>2</sup>	$\bar{Y}$	CV%
Blocos	3	0,0002133	0,0000711	1,31ns			
Tratamentos	3	0,0008247	0,0022749	41,78**	0,9349	0,17371	4,25
Resíduo	9	0,0004900	0,0000545				
Total	15	0,0075281					

Sendo: FV=fator de variação; GL=graus de liberdade; SQ=soma de quadrados; QM=quadrado médio; R<sup>2</sup>=coeficiente de determinação;  $\bar{Y}$ =média das observações; CV%=coeficiente de variação em porcentagem.

Conforme a Tabela 24, no tratamento com intensidade de 40% de altura desramada, a redução observada no volume médio individual foi de 3,5% em relação ao tratamento de controle sem desrama e não significativa ao nível de 5% pelo teste de Tukey, ficando ambos no grupo A. No entanto, com 60% de desrama, a redução em volume passou para 15,0% e diferenciou-se dos anteriores ficando no grupo B pelo teste de Tukey. O tratamento de 80% de desrama foi o que apresentou maior redução em volume (26,9%), ficando no grupo C pelo teste de Tukey.

TABELA 24 – Teste de Tukey para volume médio individual sem casca (m<sup>3</sup>) por por tratamento, aos 15 anos de idade, para *P. elliotii*, em Piratini

Tratamento	Volume médio individual sem casca observado		Grupo pelo teste de Tukey
	(m <sup>3</sup> )	Redução em relação à testemunha (%)	
0%	0,195585	-	A
40%	0,188955	3,5	A
60%	0,166611	15,0	B
80%	0,143140	26,9	C

Sendo: Diferença mínima significativa pelo teste de Tukey= 0,0171 m<sup>3</sup>.

Consecutivamente, procedeu-se a modelagem do diâmetro em função da intensidade de desrama, constatando-se significância ao nível de 1% de probabilidade pelo teste F para os efeitos linear (F=98,47) e quadrático (F=17,15). Como resultado, obteve-se a equação  $v=0,196216+0,000220.Trat-0,00001118.Trat^2$ , para a idade de 15 anos, com R<sup>2</sup>=0,90 e S<sub>yx</sub>=0,00766, onde v é o volume individual (m<sup>3</sup>) e Trat é a

percentagem da altura desramada (tratamento). A equação é representada na Figura 19, realçando a tendência de redução do volume em função da intensidade de desrama.

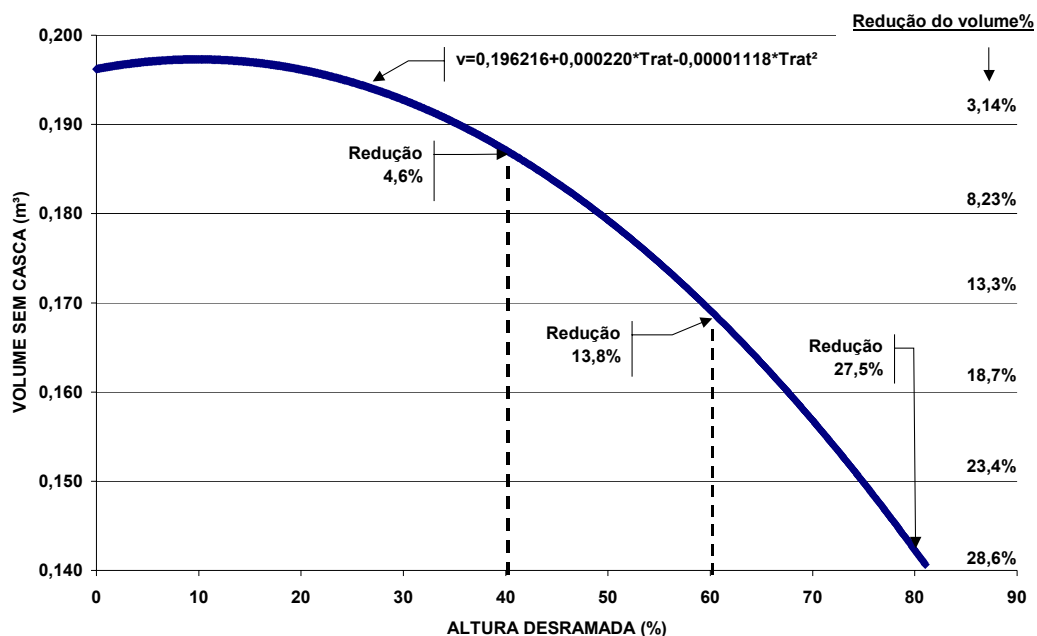


FIGURA 19 – Volume individual sem casca (m³) estimado em função do tratamento (% de desrama) aos 15 anos de idade.

Verifica-se que os valores estimados pela equação têm boa precisão e se aproximam dos valores observados relacionados na Tabela 24 (p. 60).

As reduções na produção volumétrica encontradas por Schneider *et al.* (1999), em experimento semelhante com desrama de *P. elliotii*, aos 13 anos de idade e com altura máxima de poda até 12 metros, foram de 12,1% de redução na produção do tratamento com 40% de desrama e de 19,7% no tratamento com 60% da altura total desramada. Reduções, portanto, maiores do que as obtidas neste experimento, mas em povoamento 2 anos mais jovem. As diferenças entre os resultados dos dois experimentos podem ser atribuídas a dois fatores: à diferença de idade das análises e à diferença de altura máxima da poda de 12 m e de 6 m, pois a maior altura da desrama certamente causou aumento do efeito. De outro lado, existe tendência do efeito da desrama diminuir com a idade, pois à medida que as árvores crescem em altura e emitem novos

galhos acima da altura podada, as copas das árvores vão se recuperando, restaurando sua capacidade de crescimento; assim, à mesma idade, as diferenças encontradas entre os resultados dos dois experimentos possivelmente seriam menores.

#### 4.2.2 Quantidade de madeira sem nó

Os resultados das análises de variância sobre os volumes apresentados nas Tabelas 25 e 26 (p. 60) mostram que a produção total de madeira foi significativamente maior nos tratamentos de 0% e 40% de intensidade de desrama do que nos de 60% e 80%. Entretanto, verificou-se que a percentagem de madeira sem nó produzida em cada tratamento em relação ao volume total do mesmo, não foi significativamente diferente (Tabela 26, p. 64). Apesar disso, o tratamento de 40% de desrama apresentou uma produção de volume sem nó cerca de 11% maior que o tratamento com 80% de desrama (Tabela 25, p. 63), o que é explicável pela maior produção total do tratamento de 40%. Embora sem diferença estatística ao nível de 5% de probabilidade, isso não pode ser desprezado em termos práticos.

O percentual médio de volume produzido nas duas primeiras toras em relação ao volume total foi de 62,7%. Do volume médio produzido nas duas primeiras toras de 0,10425 m<sup>3</sup>, 73,5% é madeira livre de nós (0,07658 m<sup>3</sup>). Como não houve diferença significativa entre os tratamentos em relação ao percentual de madeira sem nó produzido em cada tratamento e considerando-se que o volume total médio individual sem casca dos três tratamentos de desrama foi de 0,16634 m<sup>3</sup> por árvore abatida, com a desrama das 1<sup>a</sup> e 2<sup>a</sup> toras, a partir dos 6 anos de idade e até a altura de 6 m, independentemente do tratamento, tem-se uma média próxima de 46% de madeira livre de nó em cada árvore.

TABELA 25 – Volume médio individual sem casca (m<sup>3</sup>) e volume médio individual sem nó (m<sup>3</sup>), aos 15 anos de idade, por tratamento de desrama, para *P. elliotii*, em Piratini

Tratamento	vsc (a)		vsn <sub>t1</sub> (b)		vsn <sub>t2</sub> (c)		vsn <sub>t1+t2</sub> (d)		vcn <sub>t1+t2</sub> (e)	
	m <sup>3</sup>	(a/a) %	m <sup>3</sup>	(b/d) %	m <sup>3</sup>	(c/d) %	m <sup>3</sup>	(b/d) %	m <sup>3</sup>	(e/a) %
0	0,19589	100,0	-	-	-	-	-	-	0,11825	60,4
40	0,18919	96,6	0,05302	64,9	0,02866	35,1	0,08168	43,2	0,10817	57,2
60	0,16656	85,0	0,04681	64,0	0,02632	36,0	0,07313	43,9	0,10277	61,7
80	0,14328	73,1	0,04523	60,4	0,02968	39,6	0,07491	52,3	0,10182	71,1
Médias com a testemunha	0,17371		-		-		-		0,10775	62,0
<b>Médias sem a testemunha</b>	0,16634		0,04835		0,02822		0,07658	<b>46,0</b>	0,10425	62,7

Sendo: vsc = volume médio individual sem casca (m<sup>3</sup>); vsn<sub>t1</sub> = volume sem casca e sem nó da 1ª tora; vsn<sub>t2</sub> = volume sem casca e sem nó da 2ª tora; vsn<sub>t1+t2</sub> = soma do volume médio individual sem casca e sem nó das 1ª e 2ª toras; vcn<sub>t1+t2</sub> = soma do volume médio individual sem casca e com nó das 1ª e 2ª toras; % = percentagem em relação à coluna considerada (a, b, c, d, e).

Apesar de não haver diferenças significativas, a produção de madeira sem nó por árvore aos 15 anos de idade, representada na Figura 20 (p. 64), foi maior no tratamento de 40% de desrama, como resultado de uma média de volume total individual de 0,18919 m<sup>3</sup> e de 43,2% de volume livre de nó, enquanto o tratamento de 60% de desrama teve seu volume total médio individual reduzido para 0,16656 m<sup>3</sup> e obteve quase a mesma percentagem de volume sem nó, apresentando, como resultado, a menor produção de volume sem nó. O tratamento com 80% de desrama, por ter tido a segunda tora podada antes do que os demais e, como consequência, tendo obtido um percentual maior de volume sem nó (52,3%), embora apresentando menor produção total por árvore (0,14328 m<sup>3</sup>), obteve maior produção de madeira sem nó do que o tratamento de 60% de desrama, porém cerca de 11% menor do que o de intensidade de 40%.

TABELA 26 – Resultados da análise da variância sobre o volume aos 15 anos de idade, por tratamento de desrama, para *P. elliotii*, em Piratini

Variável resposta	QMres	F para Tratamentos
Volume sem casca total individual (vsc)	0,00005	41,78**
Volume sem casca e sem nó da 1ª tora (vsn <sub>t1</sub> )	0,00036	0,56 NS
Volume sem casca e sem nó da 2ª tora (vsn <sub>t2</sub> )	0,00013	0,27 NS
Volume sem casca e sem nó das 1ª e 2ª toras (vsn <sub>t1+t2</sub> )	0,00089	0,28 NS
Volume sem casca e com nó das 1ª e 2ª toras (vcn <sub>t1+t2</sub> )	0,00126	0,11 NS

Sendo: QMres=quadrado médio do resíduo; (NS) não significativo ao nível de 5% de probabilidade; (\*\*) significativo ao nível de 1% de probabilidade.

Com os resultados apresentados, pode-se concluir que não se justifica a desrama com intensidade superior a 40% da altura total, pois a quantidade de madeira produzida, tanto em volume total, quanto em volume sem nó, é maior nesta intensidade de desrama, como se pode ver pela Figura 20.

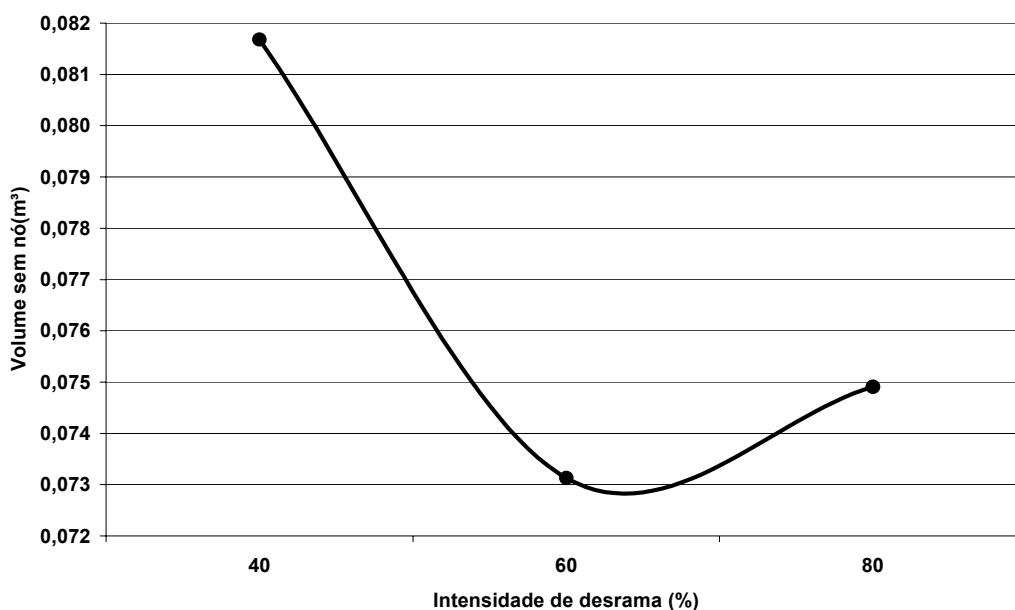


FIGURA 20 – Volume sem casca e sem nós (m³) por árvore e por tratamento (% de desrama) aos 15 anos de idade.

#### 4.2.3 Forma das árvores

A análise da variância, apresentada na Tabela 27 (p. 65), mostra que o fator de forma artificial ( $f = V_r / V_c$ ), aos 15 anos de idade,

apresentou F significativo ao nível de 5% de probabilidade somente para tratamentos. Através do teste de Tukey, determinou-se que os tratamentos de 80% (f=0,56776), 40% (f=0,54990) e 60% (f=0,54413) tiveram as maiores médias e foram incluídos no grupo A, sendo que o tratamento de 0% (f=0,51332) apresentou as menores médias. A média da testemunha somente foi inferior à do tratamento de 80% ao nível de 5% de probabilidade. Assim, procedeu-se um exame de correlação e constatou-se que há uma moderada correlação de 53%, significativa ao nível de 1% de probabilidade, entre a intensidade de desrama e o fator de forma artificial (f), indicando que, quanto maior a intensidade de desrama, maior o fator de forma.

TABELA 27 – Análise de variância do fator de forma (f) do tronco sem casca aos 15 anos, por tratamento de desrama, para *P. elliotii*, em Piratini

FV	GL	SQ	QM	F	R <sup>2</sup>	$\bar{y}$	CV%
Blocos	3	0,00731	0,002435	1,161 <sup>NS</sup>	0,294028	0,5438	7,15
Tratamentos	3	0,01849	0,006163	4,08*			
Resíduo	41	0,06193	0,001511				
Total	47	0,08773					

Sendo: FV=fator de variação; GL=graus de liberdade; SQ=soma de quadrados; QM=quadrado médio; R<sup>2</sup>=coeficiente de determinação;  $\bar{y}$ =média das observações; CV%=coeficiente de variação em percentagem; (\*) Significativo ao nível de 5% de probabilidade; (NS) não-significativo ao nível de 5% de probabilidade.

A análise da forma pela função  $g_x = p \cdot x^r$  (Tabela 28, p. 66), através do parâmetro “r” mostrou, no tratamento de 0% de desrama, o valor de  $r=2,1381$ , evidenciando uma forma cônica, com leve tendência à neilóide. Os demais tratamentos de desrama, 40% ( $r=1,7831$ ), 60% ( $r=1,8371$ ) e 80% ( $r=1,7869$ ), revelaram valores semelhantes entre si, indicando possuir troncos de forma cônica, com leve tendência à parabolóide, diferindo do tratamento de controle sem desrama.

Na Tabela 28, são apresentados os valores dos coeficientes e estatísticas para a equação de forma dos troncos.

TABELA 28 – Coeficientes da equação  $g_x = p.x^r$  aos 15 anos de idade, por tratamento de desrama, para *P. elliotii*, em Piratini

Tratamento	Parâmetros		Produtos Não Corrigidos			Produtos Corrigidos	
	$p$	$r$	SQ <sub>Reg</sub>	SQ <sub>Total</sub>	S <sub>yx</sub>	SQ <sub>Total</sub>	R <sup>2</sup>
0%	0,0000505	2,1381	0,02761	0,02913	0,00039	0,013106	0,8825
40%	0,0001235	1,7831	0,02173	0,02309	0,00036	0,010101	0,8655
60%	0,0001025	1,8371	0,02038	0,02200	0,00041	0,009534	0,8301
80%	0,0001251	1,7869	0,02026	0,02176	0,00039	0,009357	0,8396
Geral (média)	0,0000949	1,8859	0,08958	0,09598	0,00040	0,042260	0,8481

Sendo:  $p$ ,  $r$  = parâmetros da equação. SQ<sub>reg</sub> = soma de quadrados da regressão. SQ<sub>total</sub> = soma de quadrados totais. S<sub>yx</sub> = erro padrão de estimativa. CV% = coeficiente de variação. R<sup>2</sup> = coeficiente de determinação.

Estes resultados confirmam os encontrados através do fator de forma artificial (f), no qual o tratamento testemunha (sem desrama) revelou um f de 0,513, menor que os demais, apresentando uma forma menos cilíndrica que os tratamentos com desrama, reforçando as citações de Kramer e Kozlowski (1972) sobre a redução da conicidade do tronco com a intensidade de desrama.

## 5 CONCLUSÕES

Não houve influência significativa da intensidade de desrama sobre a mortalidade até os 15 anos de idade.

A influência da intensidade de desrama sobre a altura média e altura dominante foi muito pequena, podendo ser desconsiderada.

A desrama retardou o culmínio do ICA em área basal por hectare em até um ano.

A maior influência da intensidade de desrama foi sobre o crescimento das árvores em diâmetro e em volume. Houve redução das médias apresentadas pelos tratamentos desramados em relação ao tratamento sem desrama, aos 15 anos de idade, da ordem de:

- 2,0% em diâmetro e 3,5% em volume no tratamento de 40% de intensidade de desrama;
- 7,5% em diâmetro e 15,0% em volume no tratamento de 60% de intensidade de desrama;
- 13,5% em diâmetro e 26,9% em volume no tratamento de 80% de intensidade de desrama.

Cada árvore desramada até os 6 metros de altura a partir de sua base, produziu uma média de 46% do seu volume total sem casca livre de nó aos 15 anos de idade, independentemente da intensidade de desrama.



Os tratamentos com desrama apresentaram forma cônica com leve tendência à parabolóide e a testemunha apresentou forma cônica com leve tendência à neilóide.

## 6 RECOMENDAÇÕES

Sobre experimentos com desrama de *Pinus*:

- Incluir o tratamento de desrama seca para verificar se há ganho no balanço geral, conforme citações da literatura;
- Medir a altura do 1º galho vivo para comparação com a altura da desrama e verificação de quanto dos galhos mortos estão sendo eliminados em cada tratamento;
- Medir o diâmetro da base de cada tora desramada até que atinja o diâmetro máximo para o núcleo enodado;
- Se possível, programar os desbastes e combinar tratamentos desta intervenção com os de desrama, para possibilitar análises em idades mais avançadas;
- Usar maior número de parcelas para proporcionar maior número de graus de liberdade no resíduo – Gomes (1982) recomenda que se tenha cerca de 20 graus de liberdade no resíduo.

Sobre desrama de *Pinus elliottii* Engelm.:

- Evitar tanto quanto possível a desrama acima de 40% da altura total das árvores;
- Somente iniciar a desrama quando o diâmetro da base das toras a desramar estiver com o diâmetro máximo desejado para o núcleo enodado, pois a desrama é prejudicial às árvores;

- Na desrama comercial, eliminar da parte inferior da copa todos os galhos mortos ou em vias disso, para evitar a formação de nós mortos que são mais depreciativos e não contribuem para o crescimento.

## 7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABREU, Elizabeth C. R.; Scolforo, José R. S.; OLIVEIRA, Antônio D. de O.; MELLO, José M. de; KANEGAE Júnior, Honório. Modelagem para prognose precoce do volume por classe diamétrica para *Eucalyptus grandis*. **Scientia Forestalis**, n. 61, junho-2002. p. 86-102.

ANJOS, Adilson dos. **Planejamento de experimentos I - teste de Shapiro-Wilk para normalidade**. [Curitiba]: UFPR, Departamento de Estatística, 2003. Disponível em: <<http://www.est.ufpr.br/planexp/planexp.pdf>>. Acesso em: 15/maio/2004.

ASSMANN, Ernest. **The principle of forest yield study**. [Oxford]: Pergamon press, 1970. 506 p.

BEADLE, Chris; HALL, Malcom. **Pruning - 2**. [Hobart]: Private Forests Tasmania, Technical Information Sheet N° 20, Level 2, 2001. Disponível em: <<http://www.privateforests.tas.gov.au/infosheets/20Pruning2.htm>>. Acesso em: 21/04/2003.

BUSSAB, Wilton de O. **Análise de variância e de regressão**. São Paulo: Atual, 1986. 147 p.

BRITISH COLUMBIA. **Module 7 - Pruning**. Victoria: Province of British Columbia, Ministry of Forests, Forest Practices Branch, 2001. Disponível em: <<http://www.for.gov.bc.ca/hfp/forsite/training/growth-and-yield/toc.htm>>. Acesso em: 21/04/2003.

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

CLEMENTS, Ralph W. **Métodos de moderna resinagem – manual**. São Paulo: Instituto Florestal do Estado de São Paulo, 1970. 22 p.

COUTO, Hilton T. Z. do e VETTORAZZO, Sílvia C. Seleção de equações de volume e peso seco comercial para *Pinus taeda*. **Cerne**, v.5, n.1, 1999. p. 069-080.

EMMINGHAM, Bill e FITZGERALD, Stephen. **Pruning to enhance tree and stand value**. Corvallis: Oregon State University Extension, EC1457, 1995. 12 p.

FINGER, César A. G. **Fundamentos de biometria florestal**. Santa Maria: UFSM, CEPEF-FATEC, 1992. 269 p.

FINGER, C. A. G. e SCHNEIDER, Paulo R. Determinação do peso do desbaste para florestas de *Eucalyptus grandis* Hill ex Maiden, com base no índice de espaçamento relativo. Santa Maria: UFSM/DCF, **Ciência Florestal**, v.9, n.1, 1999. p. 79-87.

FINGER, César A. G.; SCHNEIDER, Paulo R.; BAZZO, José L. ; KLEIN, Jorge E. M. Efeito da intensidade de desrama sobre o crescimento e a produção de *Eucalyptus saligna* Smith. **Cerne**, v.7, n.2, 2001. p. 053-064.

FREUND, Rudolf j.; LITTELL, Ramon C.; SPECTOR, Phillip C. **SAS System for linear models**. Cary: SAS Institute, 1986. 211 p.

GOMES, F. Pimentel. **Curso de estatística experimental**, 10<sup>a</sup> ed. Piracicaba: Nobel-USP, 1982. 430 p.

GIBSON, Mark D.; CLASON, Terry R.; HILL, Gary L.; GROZDITS, George A. Influence of thinning and pruning on southern pine veneer quality. *In: Eleventh Biennial Southern Sivicultural Research Conference*, Department of Agriculture, Forest Service, Southern Research Station, Athens-GA, nov. 14, 2001. p. 163-167.

GILMAN, Edward F. e WATSON, Dennis G. ***Pinus elliottii*** - Fact Sheet ST-463. [Gainesville]: United States Forest Service-Environmental Horticulture Department, Florida Cooperative Extension Service, Institute of Food and Agricultural Sciences, University of Florida, Oct. 1994. 4 p.

HIGA, A.R.; MORA, A.L.; STEIN, P. P.; SIMON, A.A.; HIGA, R.C.V. Resistencia a heladas en procedencias de *Acacia mearnsii* De Wild. Plantadas en Rio Grande do Sul, Brasil. RESUMEN. *In: Primer Congreso Latinoamericano de IUFRO*, Valdivia – Chile, 22 a 28 de novembro de 1998. Disponível em: <<http://iufro.boku.ac.at/iufro/iufro.net/d6/wu60304/ponencias/tema1/higaar.html>>. Acesso em: 22/04/2003.

HUSCH, Bertram; MILLER, Charles I.; BEERS, Thomas W. **Forest mensuration**. 3<sup>th</sup> ed. New York: John Wiley e Sons, 1982. 401 p.

IU. **Testing normality using SAS, STATA, and SPSS**. Indiana: Indiana University – IU, UITS - Center for Statistical and Mathematical Computing.

Disponível em: <<http://www.indiana.edu/~statmath>>. Acesso em: 15/maio/2004. 26 p.

JETER, Jim. Commercial Pruning: An Economic Gamble. **Treasured forests**, Spring 1992. p. 12.

KRAMER, Paul J. e KOZLOWSKI, T. **Fisiologia das árvores**. Lisboa: Fundação Calouste Gulbenkian, 1972. 745 p.

LARSON, Philip R.; KRETSCHMANN, David E.; CLARK, Alexander III; ISEBRANDS, J.G. 2001. **Formation and properties of juvenile wood in southern pines: a synopsis**. Gen. Tech. Rep. FPL-GTR-129. Madison: U.S. Department of Agriculture, Forest Service, Forest Products Laboratory, Sep/2001. 42 p.

LETSON, Neil. Pruning: A New Look at an Old Practice. **Treasured forests**, Summer 1994. p. 7.

LOETSCH, F.; ZÖHRER, F.; HALLER, K. E. **Forest inventory**, Vol. II. Reinbek: Forest Inventory Section, Federal Research Organization for Forestry and Forest Products, 1973. 469 p.

MACHADO, Sebastião A.; MELLO, José M. de; BARROS Dalmo A. de. Comparação entre métodos para avaliação de volume total de madeira por unidade de área, para o pinheiro do Paraná, na região sul do Brasil. **Cerne**, v.6, n.2, 2000. p. 055-066.

MATTOS, João R. de. **Espécies de *Pinus* cultivadas no Brasil**. São Paulo: Chácaras e Quintais, sd. 133 p.

**NCSU**. *Pinus elliotii* Engelm - Range and Habitat. Raleigh: North Carolina State University, 2004. Disponível em: <<http://www2.ncsu.edu/unity/lockers/project/dendrology/index/plantae/vascular/seedplants/gymnosperms/conifers/pine/pinus/australes/slash/elliottii.html>>. Acesso em: 17/07/2004.

NEMEC, Amanda F. Linnell. 1996. **Analysis of repeated measures and time series: an introduction with forestry examples**. Biom. Inf. Handb. 6. Res. Br., B.C. Min. For., Victoria, B.C. Work. Pap. 15/1996. 90 p.

OLIVER, William W.; FERRELL, George T.; TAPPEINER, John C. **Density management of Sierra forests**. Corvallis, Oregon: USDAFS - Pacific Southwest Research Station Redding, California, USDI Forest and Rangeland Ecosystem - Science Center and College of Forestry, Oregon State University, 2001. 7 p.

PERSSON, Reidar e JANZ, Klaus. **Assessment and monitoring of forest and tree resources** - Forest resources assessment. [Roma]: FAO, 2000. p. 16-29.

PRODAN, M. **Mensura forestal**. San José: Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura (IICA), 1997. 562 p.

**REVISTA DA MADEIRA**, Associação Brasileira de Produtores de Madeiras, Curitiba, Ano III, nº 16, 2000.

SAS Institute. **A simple regression model with correction of heteroscedasticity**. Cary: SAS Institute, 2004. Disponível em: <<http://suport.sas.com/rnd/app/examples/ets/hetero/>>. Acesso em: 19/mai/2004.

\_\_\_\_\_. **The SAS System® for Windows® - release 8.02**. Cary: SAS Institute, 2001.

SCHILLING, Ana Cristina. **Influência da desrama sobre a qualidade da madeira de primeiro desbaste de *Pinus elliottii* Engelm.** Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Curso de Mestrado em Engenharia Florestal, UFSM, Santa Maria, 1996. 73 p.

SCHNEIDER, Paulo R. **Análise de regressão aplicada à engenharia florestal**. Santa Maria: UFSM, CEPEF, 1998. 236 p.

\_\_\_\_\_. **Manejo florestal: Planejamento da produção florestal**. Santa Maria: UFSM, CCR, DCF, CEPEF, 2002. 195 p.

SCHNEIDER, Paulo R.; FINGER, César A. G.; HOPPE, Juarez M. Efeito da intensidade de desrama na produção de *Pinus elliottii* Engelm., implantado em solo pobre, no Estado do Rio Grande do Sul. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v.9, n.1, 1999. p. 35-46.

SCHWEINGRUBER, Fritz H. **Tree rings and environment dendroecology**. Viena: Haupt, 1996. 609 p.

SCOLFORO, José R. S.; RIOS, Múcio S.; OLIVEIRA, Antônio D. de; MELLO, José M. de; MAESTRI, Romualdo. Acuracidade de equações de afilamento para representar o perfil do fuste de *Pinus elliottii*. **Cerne**, v.4, n.1, 1998. p. 100-122.

SCP. **Atlas sócio-econômico do Rio Grande do Sul**. [Porto Alegre]: SCP-Secretaria da Coordenação e Planejamento do RS, 2004. Disponível em: [<http://www.scp.rs.gov.br>]. Acesso em: 25/03/2004.

SEYDACK, A.H.W. **On the limitations of productivity enhancement of tree growth through release thinning in tropical / subtropical forests** – Department of Water Affairs and Forestry - South Africa. Disponível em: <[http://www.dwaf.gov.za/Dir\\_Forestry/IFM/Docs/CD1/Doc\\_8\\_Seydack.doc](http://www.dwaf.gov.za/Dir_Forestry/IFM/Docs/CD1/Doc_8_Seydack.doc)>. Acesso em : 21/07/2002.

SIT, Vera. **Catalog of curves for curve fitting**. Victoria, Canada, B.C.: Ministry of Forests, Forest Science Research Branch, Biometrics information handbook series, ISSN 1183-9759-no.4, 1994. 110 p.

SPIECKER, Heinrich. **Análise do crescimento florestal**. Curitiba: Fupef, Série Técnica nº 8, 1981. 62 p.

STORCK, Lindolfo; LOPES, Sidinei J. **Experimentação II**. Santa Maria: UFSM, CCR/Dep. Fitotecnia, 1998. 205 p.

STRECK, Edemar; KÄMPF, Nestor; DALMOLI, Ricardo S.D.; KLAMT, Egon; NASCIMENTO, Paulo C. do; SCHNEIDER, Paulo. V.; **Solos do Rio Grande do Sul**. Porto Alegre: EMATER/RS, UFRGS, 2002. 128 p.

TONINI, Helio. **Crescimento em altura de *Pinus elliottii* Engelm., em três unidades de mapeamento de solo, nas regiões da Serra do Sudeste e Litoral, no Estado do Rio Grande do Sul**. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, Universidade Federal de Santa Maria - RS, Santa Maria, 2000. 113 p.

**UFSM/SEMA-RS**. Inventário florestal contínuo - RS. [Santa Maria]: UFSM, SEMA-RS, 2003. Disponível em: <<http://coralx.ufsm.br/ifcrs/>>. Acesso em: 07/11/2003.

**USDAFS** Silvics of North America – *Pinus elliottii* Engelm. Disponível em: <<http://www.cnr.vt.edu/dendro/dendrology/syllabus/pelliottii.htm>>. Acesso em: 03/05/2003.

WARNER, Andy. **Pruning**. [Hobart]: Private Forests Tasmania, Technical Information Sheet Nº 20, March 1997. Disponível em: <<http://www.privateforests.tas.gov.au/infosheets/20Pruning.htm>>. Acesso em: 21/04/2003.

WONNACOTT, Thomas H.; WONNACOTT, Ronald J. **Introdução à estatística**. Rio de Janeiro: Livros Técnicos e Científicos, 1980. 589 p.



## ANEXO I – Programa SAS para análise de variância dos diâmetros

```
OPTIONS LS=80 PS=40 NODATE NOSTIMER;
DATA MEDICOES;
  INFILE 'C:\DOCUMENTS AND SETTINGS\EDUARDO P. FLORIANO\MEUS
DOCUMENTOS\_DADOS\MEDICOES.DAT';
  INPUT ANO BLOCO TRAT ARVORE DCC H COD @@;
  IDADE=ANO-1985;
PROC SORT; BY IDADE BLOCO TRAT ARVORE;
DATA ANOVAD;
  SET MEDICOES;
  IF COD=0 THEN OUTPUT;
  IF COD>5 AND DCC<9 THEN OUTPUT;
  IF COD>9 THEN DO; COD=0; OUTPUT; END;
PROC SORT DATA=ANOVAD; BY IDADE BLOCO TRAT ARVORE;
PROC GLM DATA=ANOVAD;
  CLASS BLOCO TRAT;
  MODEL DCC=BLOCO TRAT / SS1;
  MEANS BLOCO TRAT / LINES TUKEY;
  BY IDADE;
RUN;
```

## ANEXO II – Determinação das funções de crescimento em diâmetro

O programa SAS para cálculo dos parâmetros e estatísticas das equações e o resumo dos resultados são apresentados a seguir:

### PROGRAMA SAS:

```
OPTIONS LS=80 PS=40 NODATE NOSTIMER;
DATA MEDICOES;
  INFILE 'C:\MEUS DOCUMENTOS\_DADOS\MEDICOES.DAT';
  INPUT ANO BLOCO TRAT ARVORE DCC H COD @@;
IF BLOCO=3 AND TRAT=40 AND ARVORE=56 THEN DELETE; /* ESTE EH UM OUTLIER QUE
PRECISA SER ELIMINADO */;
IF COD>0 THEN DELETE;
IDADE=ANO-1985;
D=DCC/10;
T=IDADE;
LNT=LOG(T);
T1=1/T;
T2=T**2;
T3=T**3;
Y=D;
X=T;
IF Y>0 THEN LNY=LOG(Y);
IF IDADE=18 THEN DELETE;
PROC SORT; BY IDADE TRAT ARVORE;
PROC SUMMARY DATA=MEDICOES;
  VAR D;
  BY IDADE TRAT;
  OUTPUT OUT=MEDIAS (KEEP=IDADE TRAT M S) MEAN(D)=M STD(D)=S;
PROC SORT DATA=MEDIAS; BY IDADE TRAT;
DATA DAPCC;
  MERGE MEDIAS MEDICOES; BY IDADE TRAT;
  IF D GT (M+0.75*S) THEN CLASSE=5;
  IF D LE (M+0.75*S) AND D GT (M+0.25*S) THEN CLASSE=4;
  IF D LE (M+0.25*S) AND D GT (M-0.25*S) THEN CLASSE=3;
  IF D LE (M-0.25*S) AND D GT (M-0.75*S) THEN CLASSE=2;
  IF D LE (M-0.75*S) THEN CLASSE=1;
PROC SORT DATA=DAPCC; BY IDADE TRAT ARVORE;
/*****/;
PROC GLM DATA=DAPCC;
TITLE1 'EQUACOES DE REGRESSAO PARA ANALISE DO CRESCIMENTO EM DAP';
```

```

TITLE2 'EQUACAO 1 :    Y = B0 + B1 * T = LINEAR';
  MODEL Y=T / SS1;
  OUTPUT OUT=ARQ1 P=YEST R=RES;
PROC PLOT;PLOT RES*YEST / VREF=0;
/*****/;
PROC GLM DATA=DAPCC;
TITLE2 'EQUACAO 2 :    Y = B0 + B1 * LOG(T) = LOGARITMICO';
  MODEL Y=LNT / SS1;
  OUTPUT OUT=ARQ2 P=YEST R=RES;
PROC PLOT;PLOT RES*YEST / VREF=0;
/*****/;
PROC GLM DATA=DAPCC;
TITLE 'EQUACOES DE REGRESSAO PARA ANALISE DO CRESCIMENTO EM DAP';
TITLE2 'EQUACAO 3 :    LOG(Y) = B0 + B1 * LOG(T) - DUPLO LOGARITMICO';
  MODEL LNY=LNT / SS1;
  OUTPUT OUT=ARQ3 P=YEST R=RES;
PROC PLOT;PLOT RES*YEST / VREF=0;
/*****/;
PROC GLM DATA=DAPCC;
TITLE 'EQUACOES DE REGRESSAO PARA ANALISE DO CRESCIMENTO EM DAP';
TITLE2 'EQUACAO 4 :    Y = B0 + B1 * T**2';
  MODEL Y=T2 / SS1;
  OUTPUT OUT=ARQ4 P=YEST R=RES;
PROC PLOT;PLOT RES*YEST / VREF=0;
/*****/;
PROC GLM DATA=DAPCC;
TITLE 'EQUACOES DE REGRESSAO PARA ANALISE DO CRESCIMENTO EM DAP';
TITLE2 'EQUACAO 5 :    Y = B0 + B1 * T + B2 * T**2';
  MODEL Y=T T2 / SS1;
  OUTPUT OUT=ARQ5 P=YEST R=RES;
PROC PLOT;PLOT RES*YEST / VREF=0;
/*****/;
PROC GLM DATA=DAPCC;
TITLE 'EQUACOES DE REGRESSAO PARA ANALISE DO CRESCIMENTO EM DAP';
TITLE2 'EQUACAO 6 :    Y = B0 + B1 * T + B2 * T**2 + B3 * T**3';
  MODEL Y=T T2 T3 / SS1;
  OUTPUT OUT=ARQ6 P=YEST R=RES;
PROC PLOT;PLOT RES*YEST / VREF=0;
/*****/;
PROC NLIN DATA=DAPCC;
TITLE2 'EQUACAO 7: Y = B0 * T**B1 = POTENCIAL';
PARAMETERS B0=2.0 B1=2.0;
X_B1 = X**B1;
MODEL Y = B0*X_B1;
DER.B0 = X_B1;
DER.B1 = B0*X_B1*LOG(X);
  OUTPUT OUT=ARQ7 P=YEST R=RES;
PROC PLOT;PLOT RES*YEST / VREF=0;
PROC MODEL DATA=DAPCC;
PARAMETERS B0=2.0 B1=2.0;
X_B1 = X**B1;
Y = B0*X_B1;
DER.B0 = X_B1;
DER.B1 = B0*X_B1*LOG(X);
FIT Y;
/*****/;
PROC NLIN DATA=DAPCC;
TITLE2 'EQUACAO 8: Y = EXP( B0 + B1 * T ) = EXPONENCIAL TIPO II OU DE
CRESCIMENTO';

```

```

PARAMETERS B0=1.8 B1=-0.1;
EABX = EXP(B0 - B1*X);
MODEL Y = EABX;
DER.B0 = EABX;
DER.B1 = -X*EABX;
    OUTPUT OUT=ARQ8 P=YEST R=RES;
PROC PLOT;PLOT RES*YEST / VREF=0;
PROC MODEL DATA=DAPCC;
PARAMETERS B0=1.8 B1=-0.1;
EABX = EXP(B0 - B1*X);
Y = EABX;
DER.B0 = EABX;
DER.B1 = -X*EABX;
FIT Y;
/*****/;
PROC NLIN DATA=DAPCC;
TITLE2 'EQUACAO 9: Y = B0 * EXP( B1 * T ) = EXPONENCIAL';
PARAMETERS B0=2.0 B1=0.5;
EB1X = EXP(B1*X);
MODEL Y = B0*EB1X;
DER.B0 = EB1X;
DER.B1 = B0*X*EB1X;
    OUTPUT OUT=ARQ9 P=YEST R=RES;
PROC PLOT;PLOT RES*YEST / VREF=0;
PROC MODEL DATA=DAPCC;
PARAMETERS B0=2.0 B1=0.5;
EB1X = EXP(B1*X);
Y = B0*EB1X;
DER.B0 = EB1X;
DER.B1 = B0*X*EB1X;
FIT Y;
/*****/;
PROC NLIN DATA=DAPCC;
TITLE2 'EQUACAO 10: Y = B0 * {[ 1 - EXP( -B1 * T )]**B2} = CHAPMAN-RICHARDS';
PARAMETERS B0=18.0 B1=0.27 B2=5.0;
EBX = EXP(-B1*X);
EBX1 = 1 - EBX;
EBXB2 = (EBX1)**B2;
MODEL Y = B0*EBXB2;
DER.B0 = EBXB2;
DER.B1 = B0*X*B2*EBX*EBX1**(B2-1);
DER.B2 = B0*EBXB2*LOG(EBX1);
    OUTPUT OUT=ARQ10 P=YEST R=RES;
PROC PLOT;PLOT RES*YEST / VREF=0;
PROC MODEL DATA=DAPCC;
PARAMETERS B0=18.0 B1=0.27 B2=5.0;
EBX = EXP(-B1*X);
EBX1 = 1 - EBX;
EBXB2 = (EBX1)**B2;
Y = B0*EBXB2;
DER.B0 = EBXB2;
DER.B1 = B0*X*B2*EBX*EBX1**(B2-1);
DER.B2 = B0*EBXB2*LOG(EBX1);
FIT Y;
PROC SORT DATA=DAPCC;BY TRAT;
PROC NLIN DATA=DAPCC;
TITLE2 'EQUACAO 10: Y = B0 * {[ 1 - EXP( -B1 * T )]**B2} = CHAPMAN-RICHARDS';
PARAMETERS B0=18.0 B1=0.27 B2=5.0;
EBX = EXP(-B1*X);

```

```

EBX1 = 1 - EBX;
EBXB2 = (EBX1)**B2;
MODEL Y = B0*EBXB2;
DER.B0 = EBXB2;
DER.B1 = B0*X*B2*EBX*EBX1**(B2-1);
DER.B2 = B0*EBXB2*LOG(EBX1);
    BY TRAT;
    OUTPUT OUT=ARQ10 P=YEST R=RES;
PROC SORT DATA=ARQ10;BY TRAT;
PROC PLOT;PLOT RES*YEST / VREF=0;
    BY TRAT;
/*****/;
PROC NLIN DATA=DAPCC;
TITLE2 'EQUACAO 11: Y = B0/(B3+EXP(B1-B2*X)) = LOGISTICA';
PARAMETERS B0=24.3 B1=3.0 B2=0.5 B3=1.5;
DEN = 1/(B3 + EXP(B1-B2*X));
EE = B0*EXP(B1-B2*X)*DEN**2;
MODEL Y = B0*DEN;
DER.B0 = DEN;
DER.B1 = -EE;
DER.B2 = X*EE;
DER.B3 = -B0*DEN**2;
    OUTPUT OUT=ARQ11 P=YEST R=RES;
PROC PLOT;PLOT RES*YEST / VREF=0;
PROC MODEL DATA=DAPCC;
PARAMETERS B0=24.3 B1=3.0 B2=0.5 B3=1.5;
DEN = 1/(B3 + EXP(B1-B2*X));
EE = B0*EXP(B1-B2*X)*DEN**2;
Y = B0*DEN;
DER.B0 = DEN;
DER.B1 = -EE;
DER.B2 = X*EE;
DER.B3 = -B0*DEN**2;
FIT Y;
/*****/;
PROC NLIN DATA=DAPCC;
TITLE2 'EQUACAO 12: Y = B0 * EXP[ -EXP( B1 - B2*X ) ] = GOMPERTZ';
PARAMETERS B0=30.0 B1=1.5 B2=0.22;
BDX = EXP(B1-B2*X);
BCBDX = EXP(-BDX);
BBB = BDX*BCBDX*B0;
MODEL Y = BCBDX*B0;
DER.B0 = BCBDX;
DER.B1 = -BBB;
DER.B2 = X*BBB;
    OUTPUT OUT=ARQ12A P=YEST R=RES;
PROC PLOT DATA=ARQ12A;
    PLOT RES*YEST / VREF=0;
PROC MODEL DATA=DAPCC;
PARAMETERS B0=30.0 B1=1.5 B2=0.22;
BDX = EXP(B1-B2*X);
BCBDX = EXP(-BDX);
BBB = BDX*BCBDX*B0;
Y = BCBDX*B0;
DER.B0 = BCBDX;
DER.B1 = -BBB;
DER.B2 = X*BBB;
FIT Y;
RUN;

```

RESUMO DE RESULTADOS DO TESTE DE EQUAÇÕES DE CRESCIMENTO:

Equação	b0	b1	b2	b3	R <sup>2</sup> aj.	$\bar{y}$	CV%
1	-0,23128	1,35146	-	-	0,62	13,9	22,0
2	-17,6811	13,69027	-	-	0,64	13,9	21,2
3	-0,14582	1,17057	-	-	0,75	13,9	22,6
4	6,64185	0,06173	-	-	0,57	13,9	23,2
5	-13,07875	4,00252	-0,1265	-	0,65	13,9	21,0
6	-23,91208	7,41871	-0,46735	0,01083	0,65	13,9	20,9
7	1,39071	0,98207	-	-	0,62	13,9	22,0
8	1,65509	-0,09048	-	-	0,58	13,9	23,2
9	5,23592	0,09044	-	-	0,58	13,9	23,2
10	19,87287	0,3012	6,38545	-	0,65	13,9	20,9
11	28,45793	3,73238	0,44865	1,5	0,65	13,9	21,0
12	19,69056	2,05565	0,32206	-	0,65	13,9	21,0

Sendo: b0, b1, b2, b3=parâmetros das equações; N=número de observações; K=número de parâmetros das equações; R<sup>2</sup>aj.=coeficiente de determinação ajustado;  $\bar{y}$  =média das observações; CV%=coeficiente de variação em percentagem.

RESÍDUOS DA EQUAÇÃO DE CHAPMAN-RICHARDS:

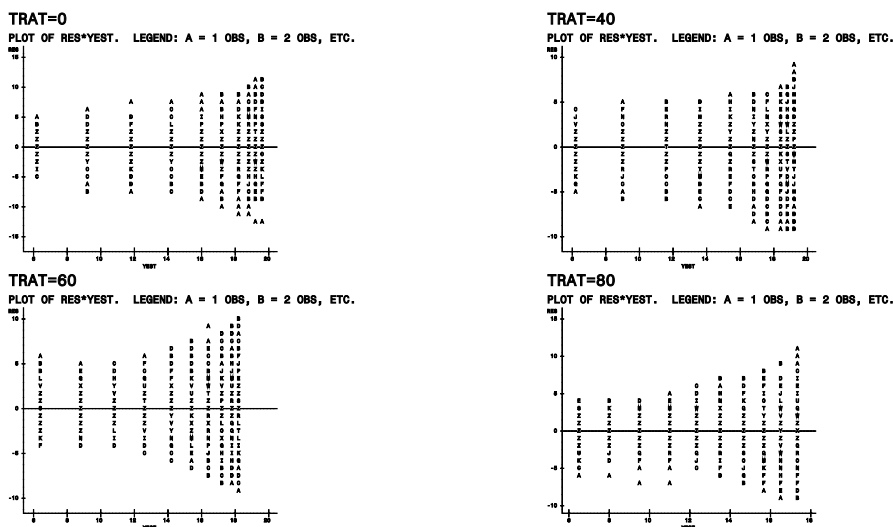


Gráfico 1 – Resíduos da equação de Chapman-Richards por tratamento para d=f(tempo).

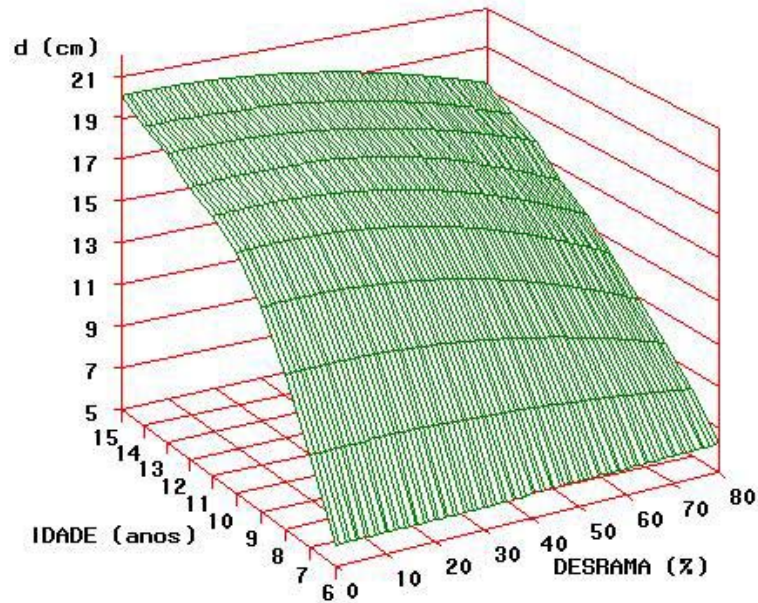
### ANEXO III – Gráfico do diâmetro (cm) em função da intensidade de desrama (%) ao longo do tempo (anos)

O programa SAS e o gráfico produzido do diâmetro (cm) em função da intensidade de desrama (%) ao longo do tempo (anos) são apresentados a seguir.

#### PROGRAMA SAS:

```
OPTIONS LS=70 PS=60 NODATE NOSTIMER;
DATA A;
  DO TRAT=0 TO 80 BY 1;
    DO IDADE=6 TO 15 BY 1;
      IF IDADE=6 THEN D=5.925+0.00263*TRAT+0.000042*TRAT**2;
      IF IDADE=7 THEN D=9.185+0.00595*TRAT-0.000234*TRAT**2;
      IF IDADE=8 THEN D=11.976+0.01331*TRAT-0.000546*TRAT**2;
      IF IDADE=9 THEN D=14.307+0.01519*TRAT-0.000727*TRAT**2;
      IF IDADE=10 THEN D=16.087+0.01800*TRAT-0.000815*TRAT**2;
      IF IDADE=11 THEN D=17.023+0.01851*TRAT-0.000787*TRAT**2;
      IF IDADE=12 THEN D=17.701+0.02232*TRAT-0.000782*TRAT**2;
      IF IDADE=13 THEN D=18.583+0.01085*TRAT-0.000587*TRAT**2;
      IF IDADE=14 THEN D=19.233+0.00715*TRAT-0.000526*TRAT**2;
      IF IDADE=15 THEN D=20.025+0.00754*TRAT-0.000526*TRAT**2;
      OUTPUT;
    END;
  END;
PROC PRINT;
PROC G3D;
  LABEL TRAT='DESRAMA (%)';
  LABEL IDADE='IDADE (ANOS)';
  LABEL D='d (CM)';
  PLOT IDADE*TRAT=D / GRID
      XTICKNUM=9 YTICKNUM=10 ZTICKNUM=9
      ZMAX=21 ZMIN=5
      ROTATE=30;
RUN;
```

RESULTADO:



Sendo:  $d$  = diâmetro (cm); Desrama = altura da desrama em percentagem da altura total das árvores.

Gráfico 2 – Diâmetro (cm) em função da intensidade de desrama (%) ao longo do tempo (anos).



## ANEXO IV – Análise de covariância para relação hipsométrica

O programa SAS e os resultados da análise de covariância para relação hipsométrica são apresentados a seguir.

### PROGRAMA SAS:

```
OPTIONS LS=80 PS=40 NODATE NOSTIMER;
TITLE1 'RELAÇÃO HIPSOMETRICA - TESTE DE COVARIANCIA - 2000';
DATA MEDICOES;
  INFILE 'C:\DOCUMENTS AND SETTINGS\EDUARDO P. FLORIANO\MEUS
DOCUMENTOS\_DADOS\MEDICOES.DAT';
  INPUT ANO BLOCO TRAT ARVORE D H COD @@;
  IDADE=ANO-1985;
  IF COD=0 AND H>9 AND IDADE=15 THEN OUTPUT;
PROC SORT; BY IDADE BLOCO TRAT ARVORE;
DATA ALTURA;
  SET MEDICOES;
  D=D/10;
  /* EQUAÇÃO DE PRODAN CONJUNTA PARA OS 4 TRATS */;
  YEST=D**2/(2.18205+0.08922*D+0.04885*D**2);
PROC SORT DATA=ALTURA; BY IDADE TRAT;
/***** TESTE DA DIFERENÇA ENTRE NIVEIS *****/;
PROC GLM DATA=ALTURA;
  CLASS TRAT;
  MODEL H = YEST TRAT / SOLUTION SS1 SS3;
  LSMEANS TRAT / E STDERR PDIFF;
/***** TESTE DA DIFERENÇA ENTRE INCLINAÇÕES *****/;
PROC GLM DATA=ALTURA;
  CLASS TRAT;
  MODEL H = YEST TRAT TRAT*YEST / SOLUTION SS1 SS3;
  LSMEANS TRAT / E STDERR PDIFF;
RUN;
```

## RESULTADOS

Diferença entre níveis:

```

THE SAS SYSTEM

RELACAO HIPSONOMETRICA - TESTE DE COVARIANCIA - 2000
GENERAL LINEAR MODELS PROCEDURE
CLASS LEVEL INFORMATION
CLASS    LEVELS    VALUES
TRAT      4      0 40 60 80
NUMBER OF OBSERVATIONS IN DATA SET = 159

THE GLM PROCEDURE
DEPENDENT VARIABLE: H

SOURCE              DF          SUM OF
                   SQUARES    MEAN SQUARE    F VALUE    PR > F
MODEL                4      21765.27906      5441.31976      77.80    <.0001
ERROR               154      10771.13604         69.94244
CORRECTED TOTAL     158      32536.41509

                   R-SQUARE    COEFF VAR    ROOT MSE    H MEAN
                   0.668951    5.073803    8.363160    164.8302

SOURCE              DF      TYPE I SS    MEAN SQUARE    F VALUE    PR > F
YEST                1      20491.68890    20491.68890    292.98    <.0001
TRAT                3       1273.59016     424.53005      6.07    0.0006

SOURCE              DF      TYPE III SS    MEAN SQUARE    F VALUE    PR > F
YEST              1    19664.82486    19664.82486    281.16a    <.0001
TRAT                3       1273.59016     424.53005      6.07    0.0006

                   STANDARD
PARAMETER           ESTIMATE           ERROR    T VALUE    PR > |T|
INTERCEPT        -7.64460033 B    10.04520037    -0.76    0.4478
YEST               10.55902767     0.62972260     16.77    <.0001
TRAT 0            -6.52600766 B    1.99136606     -3.28    0.0013
TRAT 40           -0.44773647 B    1.96832151     -0.23    0.8204
TRAT 60           0.73578435 B    1.92186648      0.38    0.7024
TRAT 80           0.00000000 B    .               .         .

NOTE: THE X'X MATRIX HAS BEEN FOUND TO BE SINGULAR, AND A GENERALIZED INVERSE
      WAS USED TO SOLVE THE NORMAL EQUATIONS.  TERMS WHOSE ESTIMATES ARE
      FOLLOWED BY THE LETTER 'B' ARE NOT UNIQUELY ESTIMABLE.

LEAST SQUARES MEANS
COEFFICIENTS FOR TRAT LEAST SQUARE MEANS
                   TRAT LEVEL
EFFECT              0          40          60
INTERCEPT         1          1          1
YEST                16.4834036    16.4834036    16.4834036
TRAT 0              1          0          0
TRAT 40             0          1          0
TRAT 60             0          0          1

```

<sup>a</sup> F para teste da diferença entre níveis.

TRAT	80	0	0	0
COEFFICIENTS FOR TRAT LEAST SQUARE MEANS				
				TRAT LEVEL
				80
EFFECT				1
INTERCEPT				16.4834036
YEST				0
TRAT 0				0
TRAT 40				0
TRAT 60				0
TRAT 80				1
		STANDARD		
TRAT	H LSMEAN	ERROR	PR >  T	LSMEAN NUMBER
0	159.878107	1.348081	<.0001	1
40	165.956378	1.336191	<.0001	2
60	167.139899	1.339579	<.0001	3
80	166.404114	1.388093	<.0001	4
LEAST SQUARES MEANS				
LEAST SQUARES MEANS FOR EFFECT TRAT				
PR >  T  FOR H0: LSMEAN(I)=LSMEAN(J)				
DEPENDENT VARIABLE: H				
I/J	1	2	3	4
1		0.0014	0.0002	0.0013
2	0.0014		0.5333	0.8204
3	0.0002	0.5333		0.7024
4	0.0013	0.8204	0.7024	
NOTE: TO ENSURE OVERALL PROTECTION LEVEL, ONLY PROBABILITIES ASSOCIATED WITH PRE-PLANNED COMPARISONS SHOULD BE USED.				

Diferença entre inclinações:

THE SAS SYSTEM						
RELACAO HIPSONOMETRICA - TESTE DE COVARIANCIA - 2000						
GENERAL LINEAR MODELS PROCEDURE						
CLASS LEVEL INFORMATION						
CLASS LEVELS VALUES						
TRAT 4 0 40 60 80						
NUMBER OF OBSERVATIONS IN DATA SET = 159						
DEPENDENT VARIABLE: H						
		SUM OF				
SOURCE	DF	SQUARES	MEAN SQUARE	F VALUE	PR > F	
MODEL	7	22380.19062	3197.17009	47.53	<.0001	
ERROR	151	10156.22447	67.25976			
CORRECTED TOTAL	158	32536.41509				
		R-SQUARE	COEFF VAR	ROOT MSE	H MEAN	
		0.687851	4.975548	8.201205	164.8302	
SOURCE	DF	TYPE I SS	MEAN SQUARE	F VALUE	PR > F	
YEST	1	20491.68890	20491.68890	304.66	<.0001	
TRAT	3	1273.59016	424.53005	6.31	0.0005	
YEST*TRAT	3	614.91157	204.97052	3.05	0.0306	
SOURCE	DF	TYPE III SS	MEAN SQUARE	F VALUE	PR > F	

YEST	1	13252.20382	13252.20382	197.03	<.0001
TRAT	3	678.66101	226.22034	3.36	0.0204
<b>YEST*TRAT</b>	<b>3</b>	<b>614.91157</b>	<b>204.97052</b>	<b>3.05<sup>a</sup></b>	<b>0.0306</b>
			STANDARD		
PARAMETER		ESTIMATE	ERROR	T VALUE	PR >  T
INTERCEPT		-21.13783666 B	14.27880750	-1.48	0.1409
YEST		11.41232944 B	0.89924940	12.69	<.0001
TRAT 0		-22.71940218 B	25.59733493	-0.89	0.3762
TRAT 40		62.63945269 B	31.86023832	1.97	0.0511
TRAT 60		60.88157635 B	29.60741198	2.06	0.0415
TRAT 80		0.00000000 B	.	.	.
YEST*TRAT 0		0.90332290 B	1.54371653	0.59	0.5593
YEST*TRAT 40		-3.80739320 B	1.91854951	-1.98	0.0490
YEST*TRAT 60		-3.69255086 B	1.81491348	-2.03	0.0436
YEST*TRAT 80		0.00000000 B	.	.	.
NOTE: THE X'X MATRIX HAS BEEN FOUND TO BE SINGULAR, AND A GENERALIZED INVERSE WAS USED TO SOLVE THE NORMAL EQUATIONS. TERMS WHOSE ESTIMATES ARE FOLLOWED BY THE LETTER 'B' ARE NOT UNIQUELY ESTIMABLE.					
LEAST SQUARES MEANS					
COEFFICIENTS FOR TRAT LEAST SQUARE MEANS					
		TRAT LEVEL			
EFFECT		0	40	60	
INTERCEPT		1	1	1	
YEST		16.4834036	16.4834036	16.4834036	
TRAT 0		1	0	0	
TRAT 40		0	1	0	
TRAT 60		0	0	1	
TRAT 80		0	0	0	
YEST*TRAT 0		16.4834036	0	0	
YEST*TRAT 40		0	16.4834036	0	
YEST*TRAT 60		0	0	16.4834036	
YEST*TRAT 80		0	0	0	
COEFFICIENTS FOR TRAT LEAST SQUARE MEANS					
		TRAT LEVEL			
EFFECT		80			
INTERCEPT		1			
YEST		16.4834036			
TRAT 0		0			
TRAT 40		0			
TRAT 60		0			
TRAT 80		1			
YEST*TRAT 0		0			
YEST*TRAT 40		0			
YEST*TRAT 60		0			
YEST*TRAT 80		16.4834036			
LEAST SQUARES MEANS					
		STANDARD		LSMEAN	
TRAT	H	ERROR	PR >  T	NUMBER	
0	159.146629	1.398032	<.0001	1	
40	166.856849	1.395839	<.0001	2	
60	166.991966	1.315810	<.0001	3	

<sup>a</sup> F para teste da diferença entre inclinações.

80            166.976195            1.430023            <.0001            4

LEAST SQUARES MEANS FOR EFFECT TRAT  
PR > |T| FOR H0: LSMEAN(I)=LSMEAN(J)  
DEPENDENT VARIABLE: H

I/J	1	2	3	4
1		0.0001	<.0001	0.0001
2	0.0001		0.9439	0.9525
3	<.0001	0.9439		0.9935
4	0.0001	0.9525	0.9935	

NOTE: TO ENSURE OVERALL PROTECTION LEVEL, ONLY PROBABILITIES ASSOCIATED WITH  
PRE-PLANNED COMPARISONS SHOULD BE USED.

**ANEXO V – Distribuição de resíduos, CV% e R<sup>2</sup>(%) para as equações de relação hipsométrica testadas aos 6, 9, 12 e 15 anos**

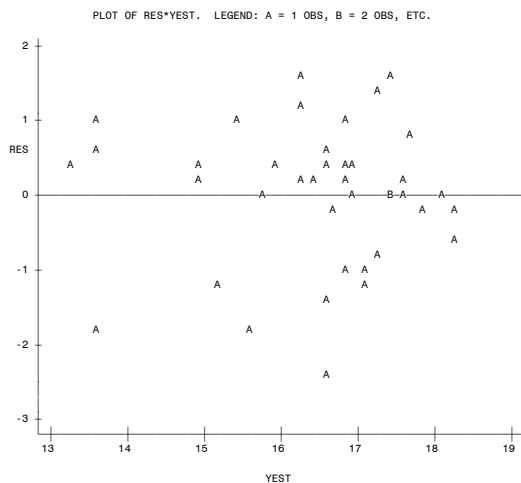
Estatística	Nº eq.	Tratamentos (desrama%)																Pré-seleção
		0%				40%				60%				80%				
		Idade (anos)				Idade (anos)				Idade (anos)				Idade (anos)				
		6	9	12	15	6	9	12	15	6	9	12	15	6	9	12	15	
Distribuição de resíduos	1	R	P	P	R	B	P	P	R	R	B	P	R	B	P	R	P	7
	2	P	R	P	B	P	P	R	B	B	B	R	R	P	P	B	R	5
	3	P	P	P	R	P	P	R	R	P	P	R	R	P	R	P	P	9
	4	P	P	P	B	P	P	R	B	P	B	P	B	P	P	P	P	8
	5	P	R	B	B	R	P	R	R	B	B	B	R	R	P	B	P	4
	6	P	P	R	B	R	P	R	R	B	B	R	R	R	P	R	P	6
	7	B	R	O	B	O	P	R	R	B	R	B	O	R	P	O	R	1
	8	P	R	B	B	O	P	P	B	B	B	B	B	P	P	B	B	3
	9	B	R	B	B	O	P	P	R	B	R	B	R	O	P	B	R	2
CV%	1	10	8	10	6	10	6	10	5	8	6	5	4	9	6	7	4	7
	2	10	8	10	6	10	6	10	5	8	6	5	4	9	7	7	4	5
	3	14	8	11	6	12	6	10	5	9	6	5	4	13	7	7	4	2
	4	15	8	11	6	13	7	10	5	10	6	5	4	14	7	7	5	1
	5	10	8	10	6	10	6	10	5	8	6	5	4	9	6	7	4	7
	6	11	8	11	6	10	6	10	5	8	6	5	4	9	7	7	4	3
	7	10	8	10	6	10	6	10	5	8	6	5	4	9	6	6	4	9
	8	10	8	10	6	10	8	10	5	8	6	5	4	9	6	7	4	4
	9	10	8	10	6	10	6	10	5	8	6	4	4	9	6	7	4	9
R <sup>2</sup> aj.(%)	1	77	59	61	66	77	71	18	31	82	62	67	45	79	76	74	85	6
	2	76	65	58	67	74	75	18	30	80	65	64	45	71	81	74	90	8
	3	26	60	46	67	50	59	18	31	63	63	58	44	31	68	66	83	1
	4	40	58	53	66	60	64	19	31	70	62	61	45	44	70	69	84	2
	5	76	59	61	66	77	71	18	32	82	62	68	44	79	75	73	86	5
	6	73	59	60	66	76	70	18	32	71	62	68	44	79	75	73	86	4

7	78	59	63	66	77	71	18	32	82	62	67	45	79	75	75	86	9
8	74	59	61	66	77	71	18	32	82	62	68	44	40	75	74	86	3
9	77	59	61	66	77	71	18	32	82	62	68	44	79	76	74	86	7

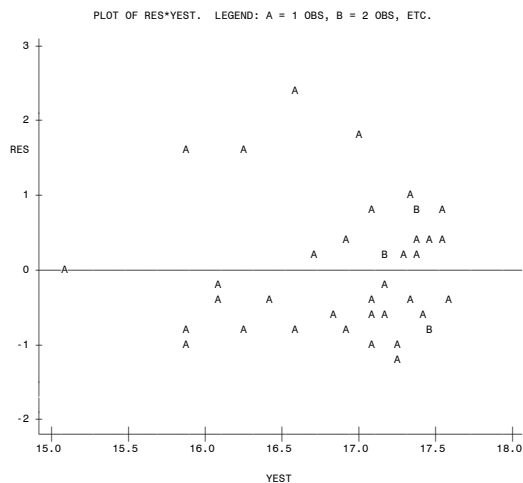
Sendo: 0%, 40%, 60%, 80% = tratamentos; N° eq. = número da equação; Distribuição de resíduos: O = ótima, B = boa, R = razoável, P = péssima; CV% = coeficiente de variação em percentagem; R<sup>2</sup>aj. (%) = coeficiente de determinação ajustado em percentagem.

**EQUACAO DE PRODAN (RESÍDUOS AOS 15 ANOS):**

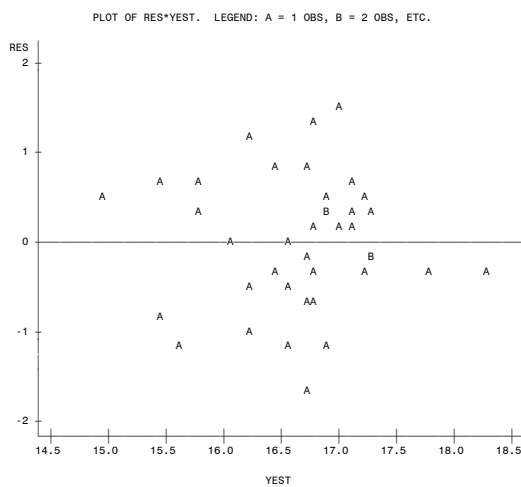
TRATAMENTO = 0%



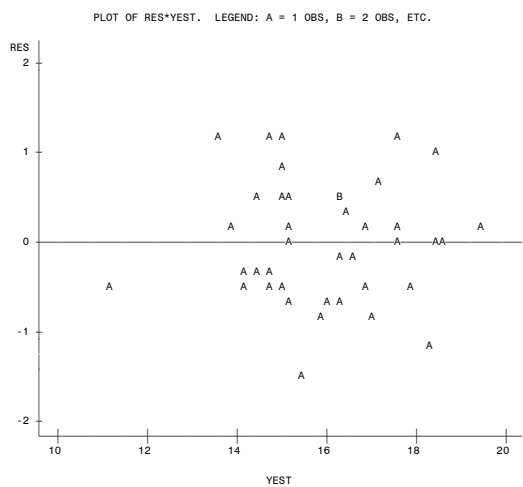
TRATAMENTO = 40%



TRATAMENTO = 60%

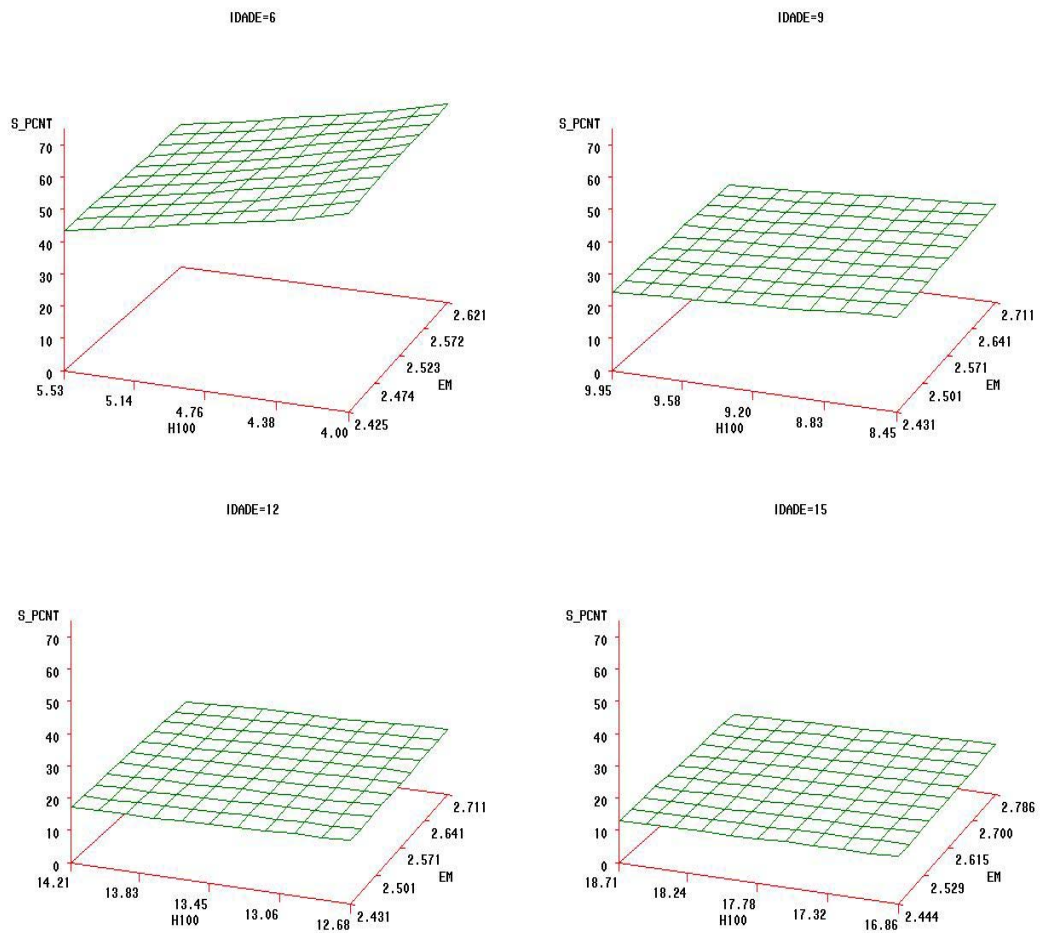


TRATAMENTO = 80%



**Gráfico 3 – Resíduos da equação de Prodan por tratamento aos 15 anos de idade para h=f(d).**

## ANEXO VI – Índice de espaçamento relativo (S%) aos 6, 9, 12 e 15 anos



Sendo: S\_PCNT= índice de espaçamento relativo (S%); H100= altura dominante (m); EM = espaçamento linear médio (m).

Gráfico 4 – Índice de espaçamento relativo (S%) aos 6, 9, 12 e 15 anos.



## ANEXO VII – Resíduos para a equação de Stoaite aos 15 anos

EQUACAO 4 :  $V = B0 + B1 * D^{**2} + B2 * D^{**2}*H + B3 * H$

RESIDUOS

PLOT OF RES\*YEST. LEGEND: A = 1 OBS, B = 2 OBS, ETC.

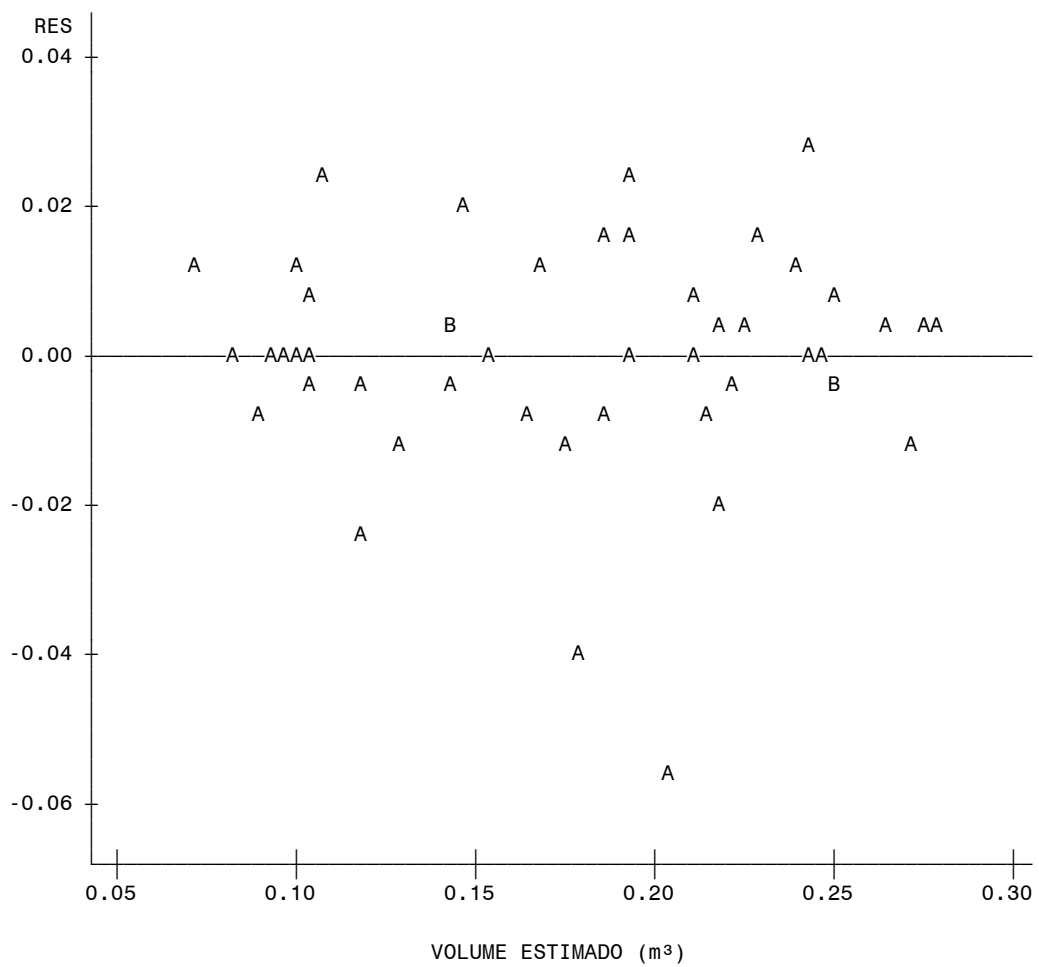


Gráfico 5 – Resíduos para a equação de Stoaite aos 15 anos.

## ANEXO VIII – Análise de covariância para a equação de Stoate

Diferença entre níveis:

THE SAS SYSTEM					
THE GLM PROCEDURE					
DEPENDENT VARIABLE: V					
SOURCE	DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F VALUE	PR > F
MODEL	4	0.10230155	0.02557539	13.32	<.0001
ERROR	43	0.08254127	0.00191956		
CORRECTED TOTAL	47	0.18484282			
	R-SQUARE	COEFF VAR	ROOT MSE	V MEAN	
	0.553452	24.59084	0.043813	0.178167	
SOURCE	DF	TYPE III SS	MEAN SQUARE	F VALUE	PR > F
YEST	1	0.09896563	0.09896563	51.56	<.0001
<b>TRAT</b>	<b>3</b>	<b>0.00172614</b>	<b>0.00057538</b>	<b>0.30</b>	<b>0.8254</b>

Diferença entre inclinações:

THE SAS SYSTEM					
THE GLM PROCEDURE					
DEPENDENT VARIABLE: V					
SOURCE	DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F VALUE	PR > F
MODEL	7	0.10857581	0.01551083	8.14	<.0001
ERROR	40	0.07626701	0.00190668		
CORRECTED TOTAL	47	0.18484282			
	R-SQUARE	COEFF VAR	ROOT MSE	V MEAN	
	0.587395	24.50815	0.043665	0.178167	
SOURCE	DF	TYPE III SS	MEAN SQUARE	F VALUE	PR > F
YEST	1	0.10053814	0.10053814	52.73	<.0001
TRAT	3	0.00223266	0.00074422	0.39	0.7606
<b>YEST*TRAT</b>	<b>3</b>	<b>0.00627426</b>	<b>0.00209142</b>	<b>1.10</b>	<b>0.3616</b>