

CARLOS ROBERTO SANQUETTA

PREDIÇÃO DA SOBREVIVÊNCIA EM  
REFLORESTAMENTOS  
DE *Pinus elliottii* Engelm.

Dissertação submetida a consideração da Comissão Examinadora, como requisito parcial para obtenção do Título de "Mestre em Ciências Florestais — M. Sc.", no Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal do Setor de Ciências Agrárias da Universidade Federal do Paraná.

CURITIBA  
1990

MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO  
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ  
SETOR DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS  
COORDENAÇÃO DO CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA FLORESTAL

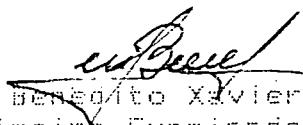
P A R E C E R

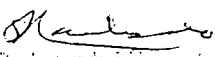
Os membros da Banca Examinadora designada pelo Colegiado do Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal para realizar a arguição da Dissertação de Mestrado apresentada pelo candidato CARLOS ROBERTO SANQUETTA, sob o título "PREDIÇÃO DA SOBREVIVÊNCIA EM REFLORESTAMENTOS DE *Pinus elliottii* Engelm" para obtenção do grau de Mestre em Ciências Florestais - Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal do Setor de Ciências Agrárias da Universidade Federal do Paraná. Área de concentração em MANEJO FLORESTAL, após haver analisado o referido trabalho e arguido o candidato são de parecer pela "APROVAÇÃO" da Dissertação completando assim os requisitos necessários para receber o grau e o Diploma de Mestre em Ciências Florestais.

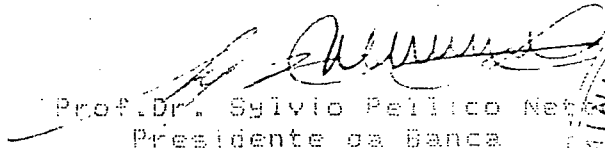
Observação:

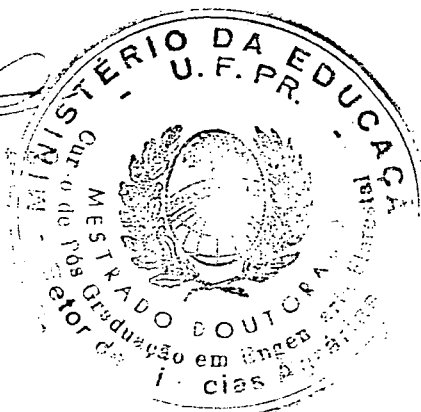
O critério de aprovação da Dissertação e Defesa da mesma a partir de novembro de 1980 é apenas, APROVADA ou NÃO APROVADA.

Curitiba, 11 de abril de 1990

  
M.Sc. Luiz Benedito Xavier da Silva  
Primeiro Examinador

  
Prof. Ph.D. Sebastião do Amaral Machado  
Segundo Examinador

  
Prof. Dr. Sylvio Pellico Neto  
Presidente da Banca



À minha família

À memória de meus avós

DEDICO

## AGRADECIMENTOS

À Universidade Federal do Paraná na figura de seu corpo docente e de funcionários e, em especial, ao Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal pela oportunidade e suporte na realização desta pesquisa.

Ao orientador Professor Doutor Sylvio Péllico Netto pelo irrestrito apoio científico e pessoal no decorrer de todo o desenvolvimento deste trabalho.

Aos co-orientadores Professor Doutor Sebastião do Amaral Machado e M.Sc. Henrique Soares Koehler pelas sugestões e recomendações apresentadas.

Ao Professor M.Sc. Joésio Deoclécio Pierin Siqueira pelo incentivo e amizade.

Ao colega Engenheiro Florestal M.Sc. José Roberto Soares Scolforo, Professor da Universidade de Lavras-MG, por sua contribuição científica e incentivo pessoal.

Ao Ministério da Educação do Governo do Japão, em especial ao Professor Doutor Kazuhiko Ogino do Laboratório de Silvicultura e Ecologia Florestal da Universidade de Ehime pelo suporte material e por permitir o término desta pesquisa.

Aos demais mestres, colegas e amigos que, de uma forma ou de outra, colaboraram para a realização do presente trabalho.

## BIOGRAFIA

CARLOS ROBERTO SANQUETTA, filho de Luiz Valmor Sanquetta e Iolanda Ribeiro Sanquetta, nasceu no dia 10 de março de 1964, na cidade de Guarapuava, Estado do Paraná.

Iniciou seus estudos na cidade de Guarapuava, em 1970, terminando o primeiro grau na Escola Antonio Tupy Pinheiro no ano de 1977.

Em 1978 iniciou o curso de segundo grau no Colégio Francisco Carneiro Martins, em Guarapuava, concluindo-o em 1980 no Colégio Dom Bosco, em Curitiba.

Em 1981 ingressou no Curso de Engenharia Florestal da Universidade Federal do Paraná, colando grau no ano de 1985. Em julho de 1985 foi admitido pela STC Engenharia Ltda., onde desenvolveu trabalhos na área de consultoria florestal até o mês de março de 1989.

No ano de 1986 ingressou no Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal da Universidade Federal do Paraná, à nível de Mestrado, Área de concentração Manejo Florestal, tendo concluído os créditos em 1988.

Em abril de 1989 foi aprovado como bolsista pelo Governo do Japão para desenvolver pesquisa, a nível de pós-graduação na Faculdade de Agricultura da Universidade de Ehime, Ilha de Shikoku.

## SUMÁRIO

LISTA DE FIGURAS.....	vii
LISTA DE TABELAS.....	xiii
RESUMO.....	xiv
1 <u>INTRODUÇÃO</u> .....	1
1.1 OBJETIVO.....	2
2 <u>REVISÃO DE LITERATURA</u> .....	3
2.1 PRODUÇÃO FLORESTAL E MORTALIDADE.....	3
2.2 CAUSAS DA MORTALIDADE.....	4
2.3 VARIÁVEIS PREDITIVAS DA MORTALIDADE.....	5
2.4 MODELOS PREDITIVOS DA MORTALIDADE.....	9
3 <u>MATERIAL E MÉTODOS</u> .....	15
3.1 DESCRIÇÃO DA ÁREA DE ESTUDO.....	15
3.1.1 Localização.....	15
3.1.2 Condições Ecológicas.....	15
3.1.3 Caracterização dos Povoamentos.....	16
3.2 DESCRIÇÃO E CLASSIFICAÇÃO DOS DADOS.....	18
3.3 MODELOS TESTADOS.....	20
3.4 MÉTODO DE AJUSTE.....	24
3.4.1 Regressão Não Linear.....	25
3.4.2 Processo Iterativo.....	26
3.5 INDICADORES DE AJUSTE.....	30
3.5.1 Coeficiente de Determinação.....	30
3.5.2 Teste F de Significância.....	31
3.5.3 Erro Padrão Residual Absoluto.....	32
3.5.4 Erro Padrão Residual Percentual.....	32
3.6 ANÁLISE DE RESÍDUOS.....	33

3.6.1	Análise Gráfica Residual.....	33
3.6.2	Autocorrelação Serial.....	33
4	<u>RESULTADOS E DISCUSSÃO</u> .....	35
4.1	TESTE DE HETEROGENEIDADE DE VARIÂNCIAS.....	35
4.2	COEFICIENTES DAS EQUAÇÕES AJUSTADAS.....	36
4.3	ANÁLISE DE VARIÂNCIA DAS EQUAÇÕES AJUSTADAS.....	40
4.4	INDICADORES DE AJUSTE.....	41
4.5	ANÁLISE DE RESÍDUOS.....	50
4.6	SELEÇÃO DO MELHOR MODELO.....	53
5	<u>CONCLUSÕES</u> .....	72
	<u>SUMMARY</u> .....	77
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	79

## LISTA DE FIGURAS

1	Localização da área de estudo.....	17
2	Contornos de superfície $S(\theta)$ de um modelo linear e de um modelo não linear.....	28
3	Valores observados do número de árvores sobreviventes/ha para o povoamento com densidade inicial 2500 árvores/ha.....	37
4	Valores observados do número de árvores sobreviventes/ha para o povoamento com densidade inicial 2000 árvores/ha.....	45
5	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio III - Modelo 1.....	56
6	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio IV - Modelo 1.....	56
7	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio V - Modelo 1.....	56
8	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio III - Modelo 1.....	57
9	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio IV - Modelo 1.....	57
10	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio V - Modelo 1.....	57



11	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio III - Modelo 2.....	58
12	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio IV - Modelo 2.....	58
13	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio V - Modelo 2.....	58
14	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio III - Modelo 2.....	59
15	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio IV - Modelo 2.....	59
16	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio V - Modelo 2.....	59
17	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio III - Modelo 3.....	60
18	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio IV - Modelo 3.....	60
19	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio V - Modelo 3.....	60
20	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio III - Modelo 3.....	61

21	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio IV - Modelo 3.....	61
22	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio V - Modelo 3.....	61
23	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio III - Modelo 4.....	62
24	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio IV - Modelo 4.....	62
25	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio V - Modelo 4.....	62
26	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio III - Modelo 4.....	63
27	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio IV - Modelo 4.....	63
28	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio V - Modelo 4.....	63
29	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio III - Modelo 5.....	64

30	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio IV - Modelo 5.....	64
31	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio V - Modelo 5.....	64
32	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio III - Modelo 5.....	65
33	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio IV - Modelo 5.....	65
34	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio V - Modelo 5.....	65
35	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio III - Modelo 6.....	66
36	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio IV - Modelo 6.....	66
37	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio V - Modelo 6.....	66
38	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio III - Modelo 6.....	67

39	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio IV - Modelo 6.....	67
40	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio V - Modelo 6.....	67
41	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio III - Modelo 7.....	68
42	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio IV - Modelo 7.....	68
43	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio V - Modelo 7.....	68
44	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio III - Modelo 7.....	69
45	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio IV - Modelo 7.....	69
46	Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio V - Modelo 7.....	69
47	Curva resultante do ajuste da equação de Silva para o Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio III.....	70
48	Curva resultante do ajuste da equação de Silva para o Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio IV.....	70

49	Curva resultante do ajuste da equação de Silva para o Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio V.....	70
50	Curva resultante do ajuste da equação de Silva para o Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio III.....	71
51	Curva resultante do ajuste da equação de Silva para o Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio IV .....	71
52	Curva resultante do ajuste da equação de Silva para o Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio V.....	71

LISTA DE TABELAS

1	NÚMERO DE UNIDADES AMOSTRAIS SEGUNDO CLASSES DE SÍTIO...	19
2	MODELOS DE MORTALIDADE TESTADOS.....	23
3	RESULTADOS DO TESTE DE BATLETT PARA HOMOGENEIDADE DE VARIÂNCIAS.....	38
4	COEFICIENTES DOS MODELOS AJUSTADOS.....	39
5	ERROS PADRÃO E RAZÕES DE SIGNIFICÂNCIA DOS COEFICIENTES DOS MODELOS TESTADOS.....	42
6	ANÁLISES DA VARIÂNCIA PARA OS MODELOS TESTADOS PARA O ESTRATO 2500 ÁRVORES/HA - CLASSE DE SÍTIO III.....	43
7	ANÁLISES DE VARIÂNCIA PARA OS MODELOS TESTADOS PARA O ESTRATO 2500 ÁRVORES/HA - CLASSE DE SÍTIO IV.....	44
8	ANÁLISES DE VARIÂNCIA PARA OS MODELOS TESTADOS PARA O ESTRATO 2500 ÁRVORES/HA - CLASSE DE SÍTIO V.....	45
9	ANÁLISES DE VARIÂNCIA PARA OS MODELOS TESTADOS PARA O ESTRATO 2000 ÁRVORES/HA - CLASSE DE SÍTIO III.....	46
10	ANÁLISES DE VARIÂNCIA PARA OS MODELOS TESTADOS PARA O ESTRATO 2000 ÁRVORES/HA - CLASSE DE SÍTIO IV.....	47
11	ANÁLISES DE VARIÂNCIA PARA OS MODELOS TESTADOS PARA O ESTRATO 2000 ÁRVORES/HA - CLASSE DE SÍTIO V.....	48
12	INDICADORES DE AJUSTE DOS MODELOS TESTADOS.....	49
13	VALORES DE PROBABILIDADE CUMULATIVA DOS MODELOS TESTA- DOS.....	52
14	CRITÉRIOS PARA SELEÇÃO DO MELHOR MODELO.....	55

## RESUMO

Este trabalho de pesquisa teve como objetivo testar 7 modelos matemáticos através do uso de regressão não linear para predição da sobrevivência, ou mortalidade, à nível de povoamento, para 2 níveis de densidade inicial de plantio (2500 e 2000 árvores por hectare) e 3 classes de qualidade de sítio em plantios de *Pinus elliottii* Engelm.. Para tanto foram utilizados dados de sobrevivência de 29 parcelas amostrais, coletados nas idades 0, 4, 5, 6, 8, 10, 12, 15, 17 e 19 anos de idade.

Os 7 modelos testados foram os seguintes:

- Modelo 1 - Beverton

$$N2 = N1 (\theta_1 + \theta_2 N1)^{-(A2-A1)}$$

- Modelo 2 - derivado da função de Weibull

$$N2 = N1 \exp \left( - \left( (A2 - A1) / \theta_1 \right)^{\theta_2} \right)$$

- Modelo 3 - derivado da função de Richards

$$N2 = N1 - N1 \left( \left( 1 - \exp \left( - \theta_1 (A2 - A1) \right) \right)^{\theta_2} \right)$$

- Modelo 4 - Smalley & Bailey

$$\ln (N1/N2) = A2 \left( \theta_1 \ln N1 + \theta_2 \text{hdom} + \theta_3 \sqrt{\text{hdom}} \right)$$

- Modelo 5 - Clutter & Jones

$$N2 = \left( N1^{\theta_1} + \theta_2 \left( A2^{\theta_3} - A1^{\theta_3} \right) \right)^{(1/\theta_1)}$$

- Modelo 6 - Silva

$$N2 = N1 \exp \left( \theta_2 \left( \theta_1^{A2} - \theta_1^{A1} \right) \right)$$

- Modelo 7 - Pienaar & Silva

$$\ln N_2 = \ln N_1 + \theta_1 (A_2^{\theta_2} - A_1^{\theta_2})$$

A análise das estatísticas  $R^2$  (coeficiente de determinação), teste F de significância da regressão,  $s_{yx}$  (erro padrão residual absoluto corrigido),  $s_{yx} \%$  (erro padrão residual percentual), bem como a avaliação gráfica do comportamento residual e o teste de probabilidade cumulativa foram utilizados para selecionar o melhor modelo dentre os sete testados.

A avaliação conjunta das estatísticas citadas revelou que o modelo 6 (Silva) foi o mais eficiente entre todos os testados, visto que resultou bons valores para os indicadores estatísticos, comportamento uniforme e aleatório dos resíduos, também é simples de ser ajustado requerendo baixo número de iterações e ainda atende amplamente todos os requisitos de um satisfatório modelo de mortalidade. Esta avaliação ainda revelou que os demais modelos são também satisfatórios, com exceção do modelo 1 (Beverton).



## 1 INTRODUÇÃO

A política de incentivos fiscais para reflorestamento, estabelecida a partir da década de sessenta, favoreceu a implantação de extensas áreas reflorestadas com espécies exóticas de rápido crescimento em diversas regiões do país. Da superfície total reflorestada no Brasil, cerca de um milhão de hectares foram implantados com espécies do gênero Pinus, representando mais de 30% do montante.

Esses reflorestamentos em sua grande parte já se encontram em fase de aproveitamento comercial, exigindo do setor uma atenção especial no que concerne ao manejo racional desse recurso florestal e econômico. A valorização crescente da madeira também vem reforçar a necessidade do estabelecimento de critérios de condução da floresta de forma a emprestar melhores retornos financeiros a esse empreendimento.

A otimização das decisões para adoção de práticas de manejo depende fundamentalmente de um amplo conhecimento do potencial produtivo da floresta. Nesse contexto insere-se o desenvolvimento dos sistemas preditivos do crescimento e da produção florestal.

Os sistemas preditivos da produção sempre envolvem muitos componentes que estão intimamente relacionados. Um dos mais importantes e complexos desses componentes é a mortalidade, a qual representa a redução da densidade da floresta ocasionada por

fatores naturais.

Os métodos de predição desenvolvidos no passado geralmente projetavam o crescimento e a produção florestal líquidos, considerando a mortalidade apenas de modo implícito. Atualmente, porém, há uma forte tendência em se modelar a mortalidade explicitamente e em separado, de forma a proporcionar estimativas mais precisas e acuradas da produção florestal, permitindo inclusive maior flexibilidade na modelagem de povoamentos submetidos a diferentes regimes de manejo. Praticamente todos os sistemas modernos necessariamente incluem modelos específicos para estimativa da sobrevivência.

A mortalidade vem sendo muito estudada nos países de maior tradição florestal, no Brasil, porém, são escassos os trabalhos que abordam este tema com maior profundidade. A constatação da necessidade de um estudo mais específico sobre o tema mortalidade motivou o desenvolvimento deste trabalho de pesquisa.

## 1.1 OBJETIVO

O objetivo desta pesquisa foi testar a eficiência de sete modelos de mortalidade, à nível de povoamento, que pre-dizem o número de árvores sobreviventes em função das variáveis idade, densidade de plantio e altura dominante, em plantios não desbastados de *Pinus elliottii* Engelm. com densidades iniciais de plantio 2500 e 2000 árvores por hectare classificados em três classes de qualidade de sítio. Objetivou-se também analisar e discutir o fenômeno mortalidade, seu comportamento e causas, bem como suas implicações para o manejo florestal.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

### 2.1 PRODUÇÃO FLORESTAL E MORTALIDADE

Segundo CAMPOS (8), os estudos de crescimento e produção tratam do desenvolvimento de mecanismos de predição das características quantitativas de um povoamento florestal. Esses estudos envolvem a análise da relação entre o volume ou qualquer outra medida de produção, a qualidade do local e a densidade da floresta.

Para SOMERS et al. (37) os estudos de crescimento têm sido reconhecidos como parte essencial para o manejo florestal. De acordo com os autores o crescimento pode ser sub-dividido em muitos componentes que se interrelacionam. Dentre os mais importantes componentes da produção destacam-se o crescimento propriamente dito, o ingresso e a mortalidade. Acrescentam ainda que as predições da produção à curto prazo podem desconsiderar a mortalidade, porém nas projeções à longo prazo este componente se constitui aspecto de fundamental importância.

Conforme menciona BURKHART (7), alguns sistemas preditivos da produção não consideram explicitamente a redução na densidade da floresta ocasionada pela mortalidade. Os modelos de produção para florestas chamadas "normais" e muitos modelos empíricos, muito utilizados no passado, tratavam o componente densidade como uma constante (HUSCH et al. (20)).

Mais tarde surgiram os modelos de produção de densidade variável que passaram a abordar a mortalidade com maior propriedade. Uma das primeiras equações de produção de densidade variável foi construída por SCHUMACHER (32) em 1939.

A partir do desenvolvimento de outras técnicas de projeção, como os modelos de prognose por classes diamétricas, primeiramente utilizados por BENNET & CLUTTER (4), houve necessidade de se desenvolver modelos específicos para a predição da mortalidade. Tanto nesse tipo de modelo, assim como nos modelos de produção para árvores individuais, há que se construir necessariamente funções para explicar a mortalidade.

## 2.2 CAUSAS DA MORTALIDADE

ALDER (2), explicitando a importância de se considerar a mortalidade nos modelos de crescimento e produção florestal, caracterizou quatro tipos de causas determinadoras deste evento: mortalidade no estabelecimento da floresta, mortalidade pela competição, mortalidade causada por doenças e pragas, e danos pela ação do vento ou incêndios. Para o autor o primeiro tipo se refere ao percentual de plantas que não sobrevivem ao primeiro ano, sendo este mais associado às técnicas de plantio e à natureza do solo. O segundo tipo pode ser resultado direto da supressão, porém é mais comumente um efeito indireto, uma vez que as árvores de menor porte se tornam mais suscetíveis a outros agentes em relação às árvores maiores. O terceiro e o quarto tipos podem ser dependentes ou não da densidade, mas em qualquer situação estes tipos de mortalidade são extremamente difíceis

de serem preditos.

LEE (21) classificou a mortalidade em dois tipos: regular e irregular. A mortalidade regular ocorre devido a competição entre as árvores determinada pela limitação dos recursos naturais, tais como água, nutrientes e luz, os quais são fundamentais para o desenvolvimento das plantas. Esse tipo de mortalidade é característico de povoamentos superestocados, onde quase sempre, este fenômeno é muito intenso. A mortalidade irregular, por outro lado, é provocada por ataques de insetos, doenças e danos pelo fogo, vento ou pela neve.

EVERT (14) distinguiu a mortalidade causada por catástrofes da mortalidade endêmica. A primeira é causada por incêndios, vendavais, ataques severos de insetos e doenças epidêmicas, enquanto a segunda é provocada pela presença regular de insetos e doenças, queda eventual de árvores pelo vento, entre outros. Segundo o autor as mortalidades por competição e endêmica podem ocorrer durante todo o estágio de desenvolvimento do povoamento, devendo portanto serem chamadas de mortalidade regular, ao contrário da mortalidade por catástrofes que é irregular em sua ocorrência. Acrescenta ainda que o segundo tipo de mortalidade é praticamente impossível de ser predito em contraposição ao primeiro onde há uma base biológica para tanto.

### 2.3 VARIÁVEIS PREDITIVAS DA MORTALIDADE

De acordo com CLUTTER et al. (9) o desenvolvimento de equações de predição da sobrevivência ou mortalidade requer in-

formações obtidas a partir de remediações em parcelas amostrais do tipo permanente. Essas informações quase sempre envolvem as seguintes variáveis:

$A_1$  = idade inicial;

$N_1$  = número de árvores na idade  $A_1$ ;

$A_2$  = idade na remediação ;

$N_2$  = número de árvores na idade  $A_2$

Geralmente essas informações são utilizadas para ajustar algum tipo de modelo que estima  $N_2$  em função de  $A_1$ ,  $N_1$  e  $A_2$ . Saliendam os autores que em muitos casos, porém, a mais produtiva aproximação para o desenvolvimento de uma função de sobrevivência adequada envolve o uso de equações diferenciais para expressão da taxa de mortalidade.

A taxa de mortalidade, segundo ODUM (28), representa a taxa média de mudança no número de organismos em relação a um período de tempo. Assim, sendo:

$\Delta N$  = mudança no número de organismos;

$\Delta N/\Delta A$  = taxa de mortalidade;

$\Delta N/(N\Delta A)$  = taxa específica de mortalidade;

A taxa específica de mortalidade é a taxa de mortalidade dividida pelo número inicial ou o número médio de organismos no período de tempo considerado. Multiplicada por cem, torna-se a taxa percentual de mortalidade.

Com freqüência o interesse não reside apenas na taxa média de mortalidade durante o período de tempo, mas também na taxa instantânea em dados momentos, isto é; a taxa de mudança no

número de indivíduos quando  $\Delta A$  tende a zero. Neste caso, aplica-se às notações anteriores a simbologia de derivada.

$$\partial N / \partial A = rN \quad (1)$$

onde:  $r$  = taxa instantânea de mortalidade;

$N$  = número de árvores numa certa idade;

Assim, integrando a equação anterior com a condição que  $N = N_1$ , quando  $A = A_1$ , resulta a função de sobrevivência cuja taxa de mortalidade é considerada constante.

$$\partial N / \partial A = rN \quad (2)$$

$$\partial N / N = r \partial A \quad (3)$$

$$\int \partial N / N = \int r \partial A \quad (4)$$

$$\ln N = rA \quad (5)$$

$$\ln N_1 = rA_1 \quad (6)$$

$$\ln N_2 = rA_2 \quad (7)$$

$$N_1 = \exp (rA_1) \quad (8)$$

$$N_2 = \exp (rA_2) \quad (9)$$

Dividindo-se as duas últimas equações acima, uma pela outra, obtém-se:

$$N_2 = N_1 \exp (r( A_2 - A_1 )) \quad (10)$$

CLUTTER et al. (9) caracterizaram a equação acima como a mais simples entre as funções de mortalidade. Nesta, para todas as idades, índices de sítio e densidades iniciais, a taxa proporcional de mortalidade é assumida constante. Esta equação corresponde a distribuição exponencial negativa.

HETT (19) e MOSER (26), embora tenham obtido resultados satisfatórios com o ajuste da distribuição exponencial negativa, consideraram que a suposição de uma taxa de mortalidade constante

não é sempre verdadeira.

DEVINE & CLUTTER (12) confirmaram esta assertiva, observando que a taxa "r" freqüentemente depende de características intrínsecas dos povoamentos, tais como idade, índice de sítio e densidade de plantio. Esta dependência deve ser considerada no desenvolvimento de modelos que descrevem a evolução temporal da mortalidade (CLUTTER et al. (9)).

SPURR (38), LENHART & CLUTTER (23) e OSBORN (29) verificaram que em povoamentos de meia idade e sob manejo intensivo a mortalidade não é muito alta e tenderá a correlacionar-se com a idade, densidade e outras variáveis mensuráveis.

REUKEMA & BRUCE\*, citados por MACHADO (24), indicaram que em média a taxa de mortalidade é função da taxa de crescimento da floresta. Normalmente a mortalidade é mais acentuada em sítios bons, exceto no início do desenvolvimento, ou seja, antes de começar a competição.

ADAMS & CHAPMAN (1), BEEKUIS (5) e ASSMANN (3) discutiram relação entre a altura dominante e o desenvolvimento da floresta, considerando o crescimento das árvores sobreviventes. A altura dominante reflete a relação entre a idade e a qualidade do sítio numa única variável. Se a mortalidade é condicionada pelo fechamento do dossel da floresta e pela competição, ambas funções da densidade, idade e qualidade do sítio, então a altura dominante constitui-se uma variável lógica de predição da mortalidade.

\* REUKEMA, D.L. & BRUCE, D. Effects of thinnings on yield of Douglas-fir. U.S. For. Serv. Gen. Tech. Rep. PNW, 1977.



## 2.4 MODELOS PREDITIVOS DA MORTALIDADE

Segundo BURKHART (7) vários métodos matemáticos têm sido usados com os mais diversos níveis de sucesso para descrever a relação entre a sobrevivência ou a mortalidade e determinadas características dos povoamentos. Porém, um modelo suficientemente adequado ainda não foi desenvolvido.

HARMS (18) afirma que a dificuldade em se obter modelos satisfatórios se deve ao fato que a mortalidade é extremamente variável, pois depende de condições inerentes à competição além de outros fatores externos.

MONSERUD (25) comenta que a maioria dos modelos matemáticos para descrever a sobrevivência leva em conta somente a mortalidade irregular. DEVINE & CLUTTER (12), por exemplo, consideraram em separado a mortalidade causada pelo fungo *Cronartium fusiforme* da mortalidade regular na elaboração de uma função de mortalidade.

De acordo com CLUTTER et al. (9) um modelo de mortalidade para ser adequado deve possuir as seguintes propriedades:

- se  $A_2$  é igual a  $A_1$ ,  $N_2$  deve ser igual a  $N_1$ ;
- para povoamentos equiâneos, quando  $A_2$  é muito avançada  $N_2$  deve se aproximar de zero;
- se o modelo é usado para predizer  $N_2$  na idade  $A_2$ , e  $A_2$  e  $N_2$  são usados para predizer  $N_3$  numa idade  $A_3$  ( $A_3 > A_2 > A_1$ ), o resultado deve ser igual à projeção direta de  $A_1$  até  $A_3$ .

Os autores ainda complementam afirmando que o desenvolvimento de um modelo que possua todas essas características é,

quase sempre, uma difícil tarefa.

SILVA (35), citando SEBER\*\* e RICKER\* , comenta a respeito de funções de sobrevivência, reportando que para populações móveis muitos modelos são conhecidos, porém os mais usados são os de Beverton, Ricker e Schaefer.

- Modelo de Beverton

$$N_2 = N_1 (\alpha + \beta N_1)^{-(A_2 - A_1)} \quad (11)$$

- Modelo de Ricker

$$N_2 = N_1 (\alpha \exp(-\beta N_1))^{(A_2 - A_1)} \quad (12)$$

- Modelo de Schaefer

$$N_2 = N_1 (\alpha - \beta N_1)^{(A_2 - A_1)} \quad (13)$$

onde:  $N_2$ ,  $N_1$ ,  $A_2$  e  $A_1$  de acordo com CLUTTER et al. (9)  
 $\alpha$ ,  $\beta$  = parâmetros da função.

Ainda, segundo SILVA (35), em populações florestais um grande número de modelos empíricos baseados em regressão têm sido usados para predição do número de árvores sobreviventes. Um dos primeiros modelos para predição da sobrevivência em povoamentos de *Pinus elliottii* foi desenvolvido por SCHUMACHER & COILE (33).

$$\log(N_1/N_0) = 3.6047((1/A_1) - (1/A_0)) - 1.8199(\log(H_1/H_0) + 0.5154(\log(B_1/B_0)))$$

\* RICKER, W.E. Computation and interpretation of biological statistics of fish populations. Bull. of the Fisheries Research Board of Canada. 1975, 38 p.

\*\* SEBER, G.A.F. The estimation of animal abundance. Mac Millan Publishing Co. Inc., New York. 1982, 653p.

onde: NO = número de árvores sobreviventes no início do período;

N1 = número de árvores sobreviventes no final do período;

A0 = idade da floresta no início do período;

A1 = idade da floresta no final do período;

HO = altura média das árvores dominantes e codominantes no início do período;

H1 = altura média das árvores dominantes e codominantes no final do período;

B0 = área basal no início do período;

B1 = área basal no final do período

Ao invés de predizer a sobrevivência diretamente LENHART (22) desenvolveu um método onde se estima a probit da sobrevivência como função linear do número inicial de árvores e da idade. A probit da maneira como foi empregada pelo autor é o desvio padrão normal mais o valor 5. Através do uso de uma tabela de escores Z pode-se transformar a probit em percentual de sobrevivência. A equação de LENHART (22) tem a seguinte forma:

$$\text{Probit}(\text{SP}) = 10.48246 + 1.200611 \log(A) - 1.13641 \log(\text{IT}) \quad (15)$$

onde: Probit (SP) = probit da sobrevivência;

A = idade de plantio;

IT = número de árvores plantadas por unidades de área

SMALLEY & BAILEY (36) usaram uma equação compatível de sobrevivência para *Pinus* nos Estados Unidos.

$$\log(T_p/T_s) = A_p(0.0130 \log(T_p) + 0.0009 H_d - .0019 \sqrt{H_d}) \quad (16)$$

onde:  $T_s$  - número de árvores sobreviventes por acre numa  
idade  $A_p$ ;

$T_p$  = número de árvores plantadas por acre;

$A_p$  = idade de plantio;

$H_d$  = altura dominante

DELL et al. (11) e FEDUCCIA et al. (15) aplicaram este modelo, obtendo resultados satisfatórios em termos de ajuste e precisão.

MACHADO (24) aplicando a equação de SMALLEY & BAILEY (36) em povoamentos de *Pinus taeda* no Paraná, detectou que em seus dados o termo  $A_p$  não apresentava contribuição significativa para a melhoria da predição. Por isso, esse termo foi retirado da equação original.

SOMERS et al. (37) revelaram que um grande número de modelos lineares e não lineares, geralmente definidos na escala de 0 a 100 por cento, têm sido usados para estimativa futura da mortalidade. Segundo o autor é muito comum se predizer a mortalidade diretamente, porém a dificuldade que há é que as variáveis dependentes devem resultar num percentual que vai de 0 a 100 por cento. Muitas funções não lineares são definidas implicitamente na escala de 0 a 100 e podem, então, ser usadas sem restrição quanto à magnitude das variáveis dependentes.

Utilizando cálculo integral, CLUTTER & JONES (10) construíram um modelo diferencial que limita a mortalidade entre 0 e 100%. Este modelo estima o número de árvores sobreviventes em função da densidade presente num período anterior e da idade.

$$N_2 = (N_1^{B_1} + B_2(A_2^{B_3} - A_1^{B_3}))^{(1/B_1)} \quad (17)$$

A equação acima é resultante da integração da taxa instantânea de mortalidade.

$$(\partial N/\partial A)/N = \alpha A^{\delta} N^{\gamma} \quad (18)$$

$$\left. \begin{aligned} \text{onde; } \beta_1 &= -\gamma \\ \beta_2 &= -\alpha\gamma/(\delta + 1) \\ \beta_3 &= \delta + 1 \end{aligned} \right\} \text{parâmetros da função}$$

SILVA (35) comenta que o modelo de CLUTTER & JONES (10) tem problemas de convergência para estimativa dos coeficientes. O autor desenvolveu um modelo próprio obtendo melhor ajuste aos dados de seu estudo em relação ao modelo de Clutter & Jones. Além de proporcionar melhor ajuste, neste modelo os coeficientes são obtidos mais facilmente, pois a convergência requer menor número de iterações usando o método de MARQUARDT\*.

$$N_2 = N_1 \exp \left( \beta \left( \alpha \frac{A_2}{A_1} - \alpha \right) \right) \quad (19)$$

PIENAAR & SHIVER (30) desenvolveram um modelo de sobrevivência para plantios de Pinus elliottii na Georgia e Flórida, Estados Unidos. A função proposta pelos autores é expressa em termos do logaritmo do número de árvores.

$$(\partial N/\partial A)/N = \alpha A^{\gamma} \quad (20)$$

A forma integrada resulta na seguinte função:

$$\ln N_2 = \ln N_1 + \beta_1 \left( A_2^{\beta_2} - A_1^{\beta_2} \right) \quad (21)$$

$$\left. \begin{aligned} \text{onde: } \alpha &= \beta_1 \beta_2 \\ \gamma &= \beta_2 - 1 \end{aligned} \right\} \text{parâmetros da função}$$

PINDER et al. (31) tomaram a taxa de sobrevivência como função do tempo e dos parâmetros da função WEIBULL\*\*. Se o parâmetro forma é igual a 1, a taxa de mortalidade é constante; se

maior que 1, a curva de porcentagem de sobrevivência possui forma côncava; quando o parâmetro "c" é menor que 1 esta curva tem forma convexa.

SOMERS et al. (37) também estimaram a sobrevivência através da função Weibull. Segundo os autores a grande vantagem desta função está na sua flexibilidade em descrever vários tipos de curva de mortalidade.

BUFORD & HAFLEY (6) analisaram as distribuições probabilísticas de Weibull, gama, exponencial negativa e a função derivada do modelo de RICHARDS\*\*\* para estimativa da mortalidade em plantios de *Pinus taeda* na Carolina do Norte, Estados Unidos. Comparando-se as funções pelo teste qui-quadrado, observou-se que a função de Richards se adequou melhor a seus dados.

- \* MARQUARDT, D.W. An algorithm for least squares estimation of nonlinear parameters. J. of Society Ind. and Appl. Math. 2:431-441, 1963.
- \*\* WEIBULL, W. A statistical representation of fatigue failures in solids. Kunqliq Tekniska Högskolans Handlingar, 27, 1949.
- \*\*\* RICHARDS, F.J. A flexible growth function for empirical use. J. Exp. Bot. 10(29):290-300, 1959.

### 3 MATERIAL E MÉTODOS

#### 3.1 DESCRIÇÃO DA ÁREA DE ESTUDO

##### 3.1.1 Localização

Os dados empregados para o desenvolvimento desta pesquisa fazem parte de um experimento instalado por uma empresa florestal em plantios de *Pinus elliottii* Engelm. localizados na micro-região 260, Campos de Itapetininga, Estado de São Paulo.

A área em questão está compreendida entre os meridianos 47°00' e 50°00' longitude oeste de Greenwich e os paralelos 23°00' e 25°00' latitude sul do Equador.

Na figura 1 vê-se a localização da área em apreço.

##### 3.1.2 Condições Ecológicas

Segundo a classificação de Köppen, o clima predominante na região é do tipo Cfb, caracterizado como sub-tropical de altitude, úmido, sem estiagem, sendo a temperatura do mês mais quente superior a 22°C. NIMER (27) classifica o clima da região como tropical mesotérmico brando super-úmido com sub-seca, com temperaturas médias anuais entre 18°C e 22°C e precipitação pluviométrica média anual em torno de 1250 mm a 1500 mm.

A topografia regional é bastante variada, indo de plano a forte ondulado. Na porção sul da micro-região predominam al-

titudes entre 800 m e 1200 m, já ao norte a maior parte da superfície atinge altitudes entre 400m e 800 m.

Os solos mais comuns são o latossolo vermelho-escuro e o podzólico vermelho-amarelo, ocorrendo também em áreas restritas o latossolo roxo, a terra roxa estruturada e algumas manchas de solos pouco desenvolvidos.

A região original típica da área era a floresta sub-tropical sub-caducifólia e pequena porção ocupada por campos naturais.

GOLFARI (16) utilizando vários parâmetros tais como altitude, tipo de clima e vegetação, temperatura, precipitação e ocorrência de geadas caracterizaram a área como potencialmente apta para o reflorestamento de *Pinus elliottii* Engelm..

### 3.1.3 Caracterização dos Povoamentos

Os povoamentos florestais, objeto do presente estudo, são compostos por *Pinus elliottii* Engelm. e foram implantados no ano de 1968.

Os espaçamentos iniciais de plantio foram 2,0m X 2,0 m e 2,5 m X 2,0 m, cujas densidades correspondem a 2500 a 2000 árvores por hectare respectivamente,

Da floresta em estudo extraiu-se apenas dados referentes aos povoamentos onde nenhum tratamento de desbaste foi realizado.



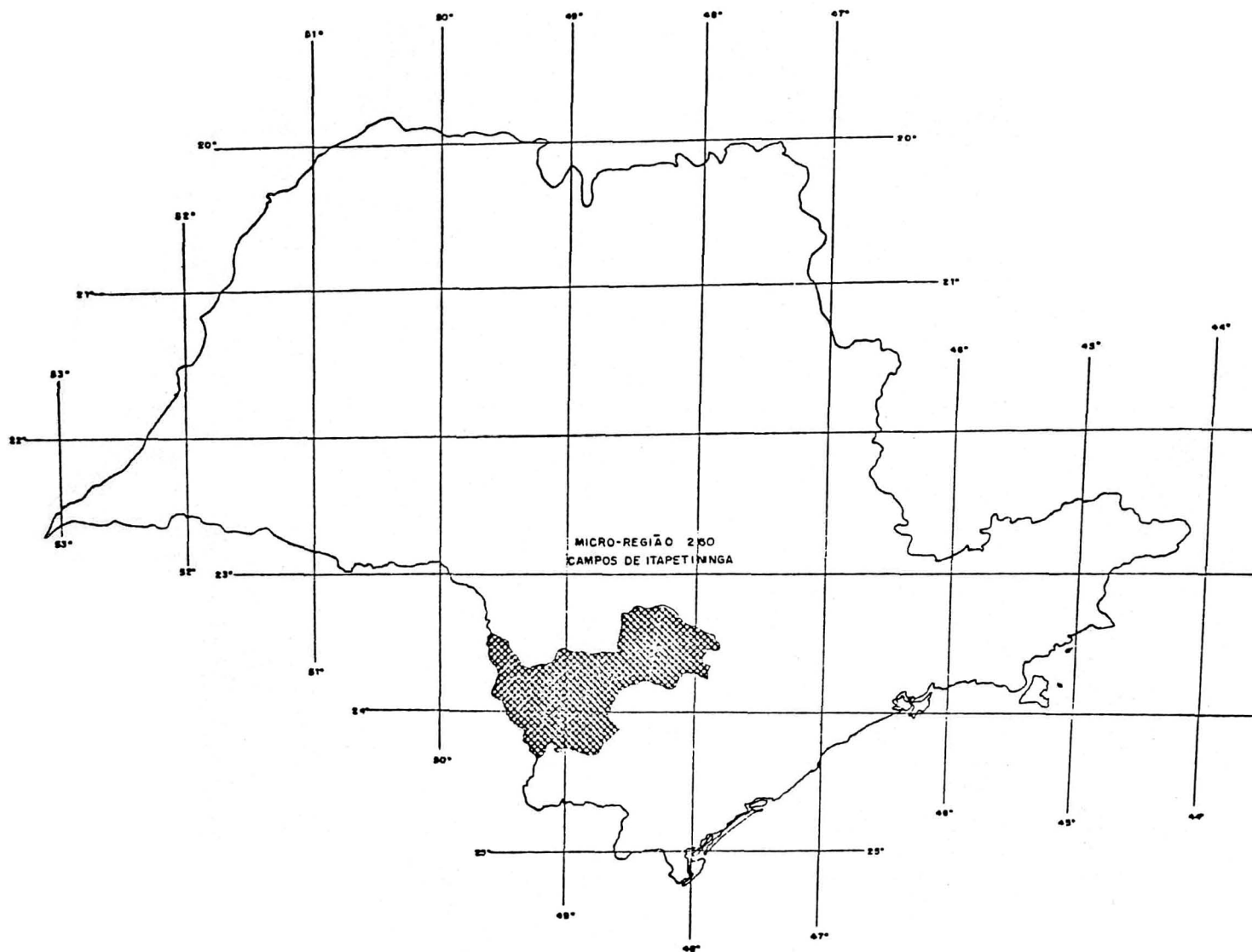


Figura 1 - Localização da área de estudo

### 3.2 DESCRIÇÃO E CLASSIFICAÇÃO DOS DADOS

O material desta investigação consta de 9 remedições efetuadas durante os anos de 1972, 1973, 1974, 1976, 1978, 1980, 1983, 1985 e 1987, correspondentes aos 4, 5, 6, 8, 10, 12, 15, 17 e 19 anos de idade no ano de 1987.

Foram analisadas 29 parcelas de ensaio de 400 m<sup>2</sup> (20 m X 20 m) do tipo permanente. Em cada unidade amostral foram medidas as CAPs (circunferências à altura do peito) e as alturas totais das árvores

Para cada parcela foi registrada a mortalidade. Nas parcelas usadas neste estudo não foi registrada a ocorrência de mortalidade irregular (fogo, ataques severos de insetos ou pragas e queda de árvores) ou outros fatores condicionadores da mortalidade além da competição.

Numa primeira instância procurou-se desenvolver esta pesquisa considerando-se os dois espaçamentos iniciais de plantio (2,0 m X 2,0 m e 2,5 m X 2,0 m) como as unidades de trabalho. Em virtude da alta heterogeneidade nos dados, verificada dentro de cada um desses espaçamentos, quanto a variável sobrevivência, buscou-se uma maneira de estratificar, isto é, classificar os dados da floresta em apreço.

Percebeu-se pela análise gráfica dos dados observados que havia heterogeneidade de variância quanto a mortalidade ao longo das diferentes idades. Efetuou-se, então, um teste de Bartlett para comparação de variâncias. A fórmula citada por STEEL & TORRIE (39) foi utilizada para o cálculo do valor  $\chi^2$ .

$$\chi^2 = ((\sum (ni-1)) \log \bar{s}^2 - \sum (ni-1) \log s_i^2) \quad (22)$$

onde  $s_i^2$  = variância;

$ni$  = número de repetições no tratamento  $i$  (idade);

$\bar{s}^2$  = média ponderada das variâncias;

$\log$  = logaritmo neperiano;

Observou-se também que a variável altura dominante estava influenciando sobremaneira a ocorrência da mortalidade. Face a esta constatação, cada unidade amostral foi classificada segundo sua qualidade de sítio de acordo com o trabalho de SCOLFORO & MACHADO (34). O trabalho em questão foi desenvolvido no Estado do Paraná em região com características ecológicas e pedológicas muito semelhantes à área onde foram coletados os dados desta pesquisa. Desta classificação resultou a Tabela 1 abaixo, o qual reporta o número de parcelas amostrais por classe de sítio com base nas curvas de alturas dominantes à idade 19 anos, segundo SCOLFORO & MACHADO (34).

TABELA 1 - NÚMERO DE UNIDADES AMOSTRAIS SEGUNDO CLASSES DE SÍTIO

Densidade inicial de plantio (árv./ha)	Classes de Sítio/hdom			Total
	III 20,70m-25,12m	IV 16,46m-20,79m	V < 16,46m	
2500	5	5	4	14
2000	5	6	4	15
Total	10	11	8	29

Após esta estratificação dos dados segundo classes de sítios repetiu-se o teste de Bartlett para cada um dos seis estratos com o intuito de comprovar se dentro destes as variâncias eram estatisticamente homogêneas.

### 3.3 MODELOS TESTADOS

Dentre as mais importantes funções de mortalidade citadas pela literatura foram selecionadas 7 para serem testadas. Para a eleição prévia desses modelos entre os demais considerou-se como premissa fundamental as propriedades de limitação da mortalidade entre 0 a 100% do número de árvores plantadas. Essas propriedades de limitação correspondem às duas primeiras características citadas por CLUTTER et al. (9) e corroboradas por SOMERS et al. (37) e HAMILTON (17), onde um modelo de mortalidade não deve estimar um número de árvores remanescentes superior ao número de árvores plantadas, nem tampouco proporcionar estimativas negativas.

Preliminarmente procedeu-se um exame prévio dos modelos de Schaefer, Ricker e Beverton, citados por SILVA (35), os quais foram empregados para estimar a sobrevivência de populações móveis como animais. Esta análise revelou que esses três modelos descrevem praticamente o mesmo tipo de comportamento, por isso, apenas o que apresentou melhores ajustes foi testado posteriormente com os outros 6 modelos. Após esta análise prévia elegeu-se o modelo de Beverton.

Em seguida foram escolhidos para teste duas funções pro-

probabilísticas, que são as derivações das distribuições probabilísticas de Weibull e Richards na sua forma cumulativa. Essas duas funções têm sido empregadas para descrição de fenômenos biológicos e são extremamente flexíveis para representar diferentes formas de curva. Esses motivos indicaram, a priori, que estas poderiam ser factivelmente transformadas em modelos de mortalidade. Para serem ajustadas pelo método de regressão e visando adequá-las como funções de mortalidade foram efetuadas modificações conforme as definições citadas por BUFORD & HAFLEY (6).

$$\text{Mortalidade } t = N F(t) = \begin{cases} N \int f(x) dx & \text{caso contínuo} & (23) \\ N \sum f(x) & \text{caso discreto} & (24) \end{cases}$$

$$\text{Taxa de Mortalidade } t = N f(t) \quad (25)$$

$$\text{Sobrevivência } t = N (1 - F(t)) \quad (26)$$

onde: N = número de árvores vivas;

F(t) = função de distribuição cumulativa;

f(t) = função densidade de probabilidade

Para as funções de Weibull e Richards considerou-se o caso contínuo. Em que pese a mortalidade ser em si um evento discreto, DEVINE & CLUTTER (12) citam que a mortalidade pode ser considerada um processo biológico contínuo, sendo portanto, possível de ser expressa matematicamente por uma fórmula de composição contínua.

Na Tabela 2, apresentada em seguida, são exibidas as fórmulas já adaptadas das funções de Weibull e Richards, junta-

mente com os outros modelos testados.

Foram testados ainda outros 4 modelos já ajustados com sucesso para descrever a mortalidade de plantios florestais. Um desses, o modelo de SMALLEY & BAILEY (36), foi um dos poucos a ser testado para plantios de Pinus no Brasil. Os 3 modelos finalmente eleitos para teste são modelos chamados "compatíveis" apresentados por CLUTTER & JONES (10), SILVA (35) e PIENAAR & SHIVER (30).

Para efeito de se usar uma notação padrão nesta pesquisa, com respeito a coeficientes e variáveis, se fizeram necessárias mudanças nas representações originalmente propostas pelos autores dos modelos. Isto, porém, em nada afetou a estrutura e a formulação matemática desses modelos. Utilizou-se a notação sugerida por DRAPER & SMITH (13) para modelos de regressão não linear como foram tratadas as funções de mortalidade neste trabalho.

Na Tabela 2 a seguir são apresentados os 7 modelos testados.

Como pode-se observar na Tabela 2, dos 7 modelos testados 5 apresentam diretamente o número de árvores futuro como variável dependente. Nos modelos 4 e 7 são usadas transformações logaritmizadas de variáveis na base neperiana.

As variáveis independentes utilizadas para predição da sobrevivência são basicamente a densidade presente, idade presente e idade futura. Apenas no modelo 4 as variáveis altura dominante e sua raiz quadrada foram introduzidas também como preditoras da sobrevivência.

TABELA 2 - MODELOS DE MORTALIDADE TESTADOS

MODELO	AUTOR	FORMULAÇÃO MATEMÁTICA
1	BEVERTON	$N2 = N1 ( \theta1 + \theta2 N1 )^{- ( A2 - A1 )}$
2	Derivação da função de WEIBULL	$N2 = N1 \exp ( - ( ( A2 - A1 ) / \theta1 ) )^{\theta2}$
3	Derivação da função de RICHARDS	$N2 = N1 - N1 ( ( 1 - \exp ( - \theta1 ( A2 - A1 ) ) )^{\theta2} )$
4	SMALLEY & BAILEY	$\ln ( N1/N2 ) = A2 ( \theta1 \ln N1 + \theta2 hdom + \theta3 \sqrt{hdom} )$
5	CLUTTER & JONES	$N2 = ( N1^{\theta1} + \theta2 ( A2 - A1 )^{\theta3} )^{(1/\theta1)}$
6	SILVA	$N2 = N1 \exp ( \theta2 ( \theta1^{A2} - \theta1^{A1} ) )$
7	PIENAAR & SHIVER	$\ln N2 = \ln N1 + \theta1 ( A2^{\theta2} - A1^{\theta2} )$

onde: N2 = número de árvores futuro;  
 N1 = número de árvores presente;  
 A2 = idade futura;  
 A1 = idade presente;  
 hdom = altura dominante;  
 $\theta_p$  = coeficientes de regressão não linear

### 3.4 MÉTODO DE AJUSTE

Uma característica marcante dos modelos de mortalidade é a dificuldade de serem ajustados pelas técnicas convencionais de regressão. Essa dificuldade decorre da própria formulação matemática dos modelos que não apresentam linearidade quanto aos parâmetros.

Conceitualmente há uma diferença entre regressão linear e regressão não linear pelo procedimento de mínimos quadrados, muito embora em ambos os casos o objetivo seja determinar os parâmetros que minimizam a soma de quadrados dos resíduos. Esta diferença está exatamente nos procedimentos matemáticos envolvidos em ambos os casos.

Um modelo de regressão linear sempre apresenta a variável dependente "Y<sub>i</sub>" como uma função linear dos parâmetros "β<sub>j</sub>". Um exemplo é o modelo polinomial.

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 X_i^2 + \beta_3 X_i^3 + \epsilon_i$$

Observa-se que embora esse modelo expresse uma relação não linear entre Y e X, ele ainda é chamado "linear" devido a conformação dos coeficientes na equação.

Para estimativa dos coeficientes β<sub>j</sub>, de modo a se obter a mínima soma de quadrados dos resíduos, procede-se a resolução das equações normais que são sempre lineares, de maneira bastante simples. A estimativa dos coeficientes e o uso das equações de regressão de modelos lineares são amplamente empregados na ciência florestal.



### 3.4.1 Regressão não Linear

Num modelo de regressão denominado "não linear" os coeficientes, como o próprio nome diz, não apresentam conformação de linearidade nas equações.

Em alguns casos um modelo não linear pode ser transformado em um modelo linear através de manipulações matemáticas. Segundo DRAPER & SMITH (13) um modelo assim é chamado "intrinsecamente linear". Um exemplo seria a seguinte função:

$$Y = \exp ( \theta_1 + \theta_2 t^2 + \varepsilon ) \quad (28)$$

Esta função transformada através da aplicação das propriedades de logaritmos converteria-se num modelo linear, cujos coeficientes poderiam ser facilmente obtidos através da resolução das respectivas equações normais da mesma forma que no caso puramente linear.

$$\ln Y = \theta_1 + \theta_2 t^2 + \varepsilon \quad (29)$$

onde:  $Y$  = variável dependente ;

$t$  = variável independente;

$\theta_u$  = coeficientes de regressão;

$\varepsilon$  = erro aleatório (  $E ( \varepsilon ) = 0$  e  $V ( \varepsilon ) = \sigma^2$  )

Ou, utilizando agora a notação de regressão linear:

$$\ln Y = \theta_1 + \theta_2 X^2 + \varepsilon \quad (30)$$

Quando, porém, é impossível se transformar uma equação não linear de modo a linearizá-la tem-se um modelo chamado "intrinsecamente não linear" ou simplesmente "não linear". Um modelo assim seria, por exemplo;

$$Y = \theta_1 / (\theta_1 - \theta_2) \left( e^{-\theta_2 t} - e^{-\theta_1 t} \right) + \varepsilon \quad (31)$$

Em modelos não lineares a resolução das equações normais para obtenção dos parâmetros da função é frequentemente muito difícil ou, em alguns casos, impossível. Para enfrentar essas dificuldades na obtenção dos coeficientes geralmente utiliza-se procedimentos iterativos de ajuste a partir de um conjunto de parâmetros iniciais.

Em regressão não linear existem diversas metodologias que se pode aplicar no sentido de se estimar os parâmetros dos modelos, contudo, não há um método considerado o melhor, ou ainda, que solucionaria todos os problemas. Nesta pesquisa utilizou-se o algoritmo proposto por Marquardt, o qual tem se mostrado eficiente para solucionar a maioria dos problemas no ajuste de modelos não lineares. Esse método além de proporcionar uma rápida convergência dos contornos da soma de quadrados dos resíduos, no sentido de se obter melhores estimativas dos parâmetros  $\theta$ , também evita as mais sérias restrições de outros métodos.

Embora nem todos os 7 modelos testados fossem necessariamente não lineares (intrinsecamente não lineares) procurou-se adotar a mesma metodologia de ajuste, isto é, por regressão não linear, uma vez que com isto pôde-se ter uma melhor base comparativa entre as equações.

#### 3.4.2 Processo Iterativo

O método proposto por Marquardt, assim como todos os procedimentos iterativos de ajuste, exige o fornecimento de valores iniciais para os parâmetros. Esses parâmetros iniciais podem ser baseados na experiência do pesquisador, através de

ajustes prévios ou pela análise do comportamento da soma de quadrados dos resíduos.

Neste trabalho o critério adotado para o fornecimento dos valores iniciais dos parâmetros foi o de, inicialmente, se testar os valores encontrados pelos autores dos modelos e, posteriormente, se analisar o comportamento da soma de quadrados dos resíduos a cada iteração. Para os modelos derivados das funções de Weibull e Richards, que não são especificamente funções de mortalidade, e, portanto, não se tinha base inicial para fornecimento dos parâmetros, utilizou-se um procedimento chamado Gráficos e Malhas (Grids and Plots) mencionado por DRAPER & SMITH (13).

O procedimento Gráficos e Malhas consiste em estruturar uma rede de dimensão no espaço igual ao número de coeficientes do modelo ( $\theta_1, \theta_2, \theta_3, \dots, \theta_p$ ) e avaliar a soma de quadrados da função em cada ponto da rede. Isto proporcionou uma idéia inicial dos parâmetros e se havia zona de difícil convergência ou zonas chamadas "de múltiplos mínimos".

As zonas de múltiplos mínimos ocorrem freqüentemente em problemas que envolvem regressão do tipo não linear. No espaço paramétrico "p" dimensional a função  $S(\theta)$ , soma de quadrados do resíduo, definida como

$$S(\theta) = \sum_{u=1}^n (Y_u - f(\xi_u, \theta))^2 \quad (32)$$

pode ser representada por contornos de uma superfície. Se o modelo é linear em  $\theta$ 's, esses contornos possuem forma elipsoidal e possuiriam um único ponto de mínimo,  $S(\theta)$ , na localização definida pelo estimador de  $\hat{\theta}$  pelo método de mínimos quadrados.

Se o modelo não é linear, os contornos não são elipsoidais, mas tendem a ter uma forma irregular, freqüentemente possuindo a conhecida "forma-de-banana". Nesse caso, às vezes ocorrem situações em que são verificados vários pontos locais de mínimo e até mesmo mais de um mínimo global. A Figura 2 reportada por DRAPER & SMITH (13) caracteriza bem esse fato.

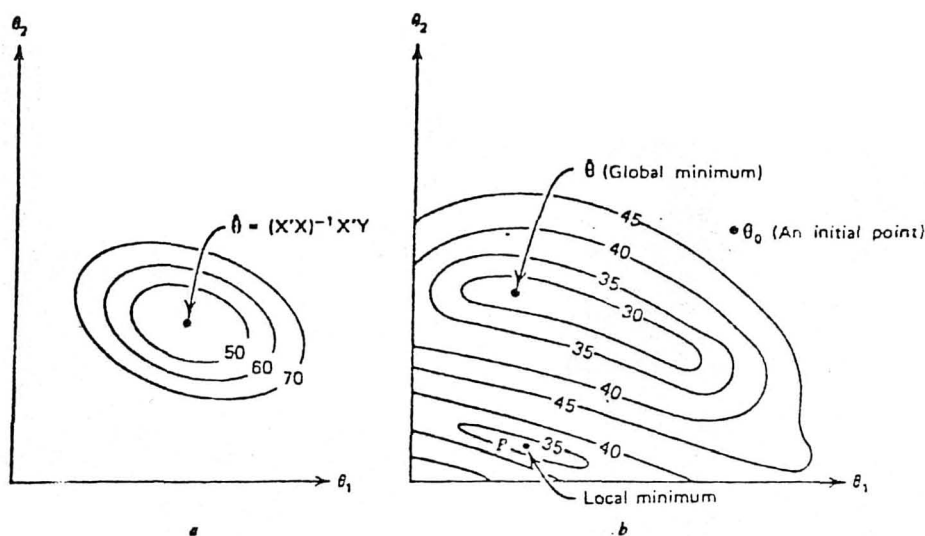


Figure 10.1 (a) Elliptical  $S(\theta)$  contours for a linear model  $Y = \theta_1 X_1 + \theta_2 X_2 + \epsilon$ ; this bowl has a unique minimum point  $\hat{\theta}$ . (b) Irregular  $S(\theta)$  contours for a nonlinear model, with two local minima. The desired solution is at  $\hat{\theta}$  but iteration into point  $P$  is possible. Iterative solutions should be obtained starting from several well spread initial points  $\theta_0$  as a check.

a. Contornos elípticos

Modelo Linear

b. Contornos irregulares

Modelo não Linear

Figura 2 - Contornos de superfície  $S(\theta)$  de um modelo linear e de um modelo não linear

Fonte: DRAPER & SMITH (13).

Além da definição dos parâmetros iniciais da função foi necessário fornecer outras informações para que o sistema computacional iniciasse o ajuste, dados tais como o número máximo de iterações esperado, os diferenciais mínimos de parada quanto a soma de quadrados dos resíduos e dos coeficientes. No processamento dos 7 modelos em estudo utilizou-se os valores  $1 \text{ E-}6$

e  $1 \text{ E-}10$  para os diferenciais da soma de quadrados do resíduo e dos coeficientes respectivamente, de uma iteração para a seguinte. Com esses dados o número máximo de iterações foi de 200.

Após o fornecimento do vetor de parâmetros iniciais e as demais informações necessárias, começa o ajuste, onde a cada iteração é calculada a soma de quadrados do resíduo. Para estimativa da soma de quadrados em cada iteração o sistema utiliza os coeficientes estimados na iteração anterior. Desta forma, o processo iterativo se repete até que seja obtida a estimativa tal que as diferenças entre o novo valor da soma de quadrados do resíduo ou valor dos coeficientes sejam menores que as especificações previamente estabelecidas, isto é, os diferenciais fornecidos na definição do modelo. Neste caso a estimativa termina e os valores correntes são aceitos como estimativas finais. Se a diferença supera os valores estabelecidos, novos parâmetros são estimados a partir dos correntes, tendo por base derivativas da soma de quadrados do resíduo com respeito a cada parâmetro.

Finalizado o processamento, obteve-se as estimativas como o mínimo de erro  $\epsilon_i$ , de acordo com as prescrições estabelecidas na definição do modelo. O relatório do sistema computacional contempla a análise de variância completa da regressão, os coeficientes finais e suas estatísticas, o gráfico do modelo e análise residual.

### 3.5 INDICADORES DE AJUSTE

Para a seleção do melhor modelo entre os 7 testados foram adotados os seguintes critérios estatísticos indicadores de ajuste:

- a) Coeficiente de Determinação Ajustado ( $R^2$  a);
- b) Teste F de Significância;
- c) Erro Padrão da Estimativa Absoluto (syx);
- d) Erro Padrão da Estimativa Percentual (syx%);

#### 3.5.1 Coeficiente de Determinação

No relatório do sistema computacional são informados os  $R^2$  de cada modelo de regressão, ou seja, para cada um dos 6 estratos definidos pelo espaçamento de plantio e pela classe de qualidade do local. Para os modelos 4 e 7 que não apresentam a variável N2 (número de árvores na idade A2) como variável dependente houve necessidade de se fazer a antilogaritmização para se calcular o  $R^2$  comparável com os demais modelos.

No caso do modelo 4 (Smalley & Bailey), cuja variável dependente é  $\ln(N1/N2)$ , efetuou-se a antilogaritmização e o isolamento da variável de interesse N2. Após isso calculou-se a soma de quadrados do resíduo e o coeficiente de determinação. No modelo 7 (Pienaar & Shiver), cuja variável é  $\ln N2$  seguiu-se o mesmo procedimento, isto é, antilogaritmização, cálculo da soma de quadrados do resíduo e do  $R^2$ . Tanto para o modelo 4 quanto para o modelo 7 não utilizou-se a correção para a discrepância logarítmica quando do cálculo da SQ Resíduo, visto que esta correção afeta a propriedade de limitação da mortalida-

de entre 0 e 100%. Isto decorre devido à maneira como foram concebidos matematicamente os modelos 4 e 7.

O cálculo de  $R^2$  para os modelos 4 e 7 foi o seguinte:

$$R^2 = \text{SQ Modelo} / \text{SQ Total} \quad (33)$$

onde:  $\text{SQ Modelo} = \text{SQ Total} - \text{SQ Resíduo}$ ;

$$\text{SQ Total} = \sum N2^2;$$

$$\text{SQ Resíduo} = \sum (\hat{N}2 - N2)^2;$$

$\text{SQ} =$  Soma de quadrados;

$\hat{N}2 =$  valor estimado da variável  $N2$ ;

$N2 =$  valor real da variável  $N2$

Todos os  $R^2$  foram posteriormente ajustados segundo o número de parâmetros, conforme propõe DRAPER & SMITH (13).

$$R^2_a = 1 - (1 - R^2) \left( \frac{n-1}{n-p} \right) \quad (34)$$

onde:  $R^2_a = R^2$  ajustado;

$R^2 =$  coeficiente de determinação;

$n =$  número de observações;

$p =$  número de parâmetros

### 3.5.2 Teste F de Significância

Também foi calculado o valor F para cada um dos 7 modelos em apreço e para cada um dos 6 estratos considerados. O teste F de significância da regressão, representado pela fração entre o quadrado médio do modelo e o quadrado médio do resíduo, é um teste que testa a hipótese de representação do modelo ajustado quanto à sua significância. Para o caso dos modelos 4 e 7 foram efetuadas as modificações necessárias para a variável  $N2$ ,

no sentido de se ter uma padronização com respeito aos demais modelos testados.

### 3.5.3 Erro Padrão Residual Absoluto

Foram calculados inicialmente os erros padrões residuais na sua forma absoluta. Para os modelos 4 e 7 foram necessárias transformações para serem comparáveis com os demais em termos de  $s_{yx}$ .

Para o modelo 4 utilizou-se a seguinte fórmula:

$$s_{yx} c = \sqrt{\Sigma(\hat{N}_2 - N_2)^2 / (n-p)} \quad (35)$$

onde:  $s_{yx} c$  = erro padrão da estimativa absoluto corrigido;

$\hat{N}_2, N_2$  e  $p$  = como definidos no item 3.5.1

Para o modelo 7 utilizou-se o Índice de FURNIVAL\*:

$$s_{yx} c = \text{Antiln} \left( \Sigma (\ln N_{2i}) / n \right) s_{yx} \quad (36)$$

onde:  $s_{yx} c$  = erro padrão residual absoluto;

$\ln N_2$  = logaritmo neperiano da variável  $N_2$ ;

$n$  = número de observações;

### 3.5.4 Erro Padrão Residual Percentual

Calculou-se ainda o erro padrão residual em percentagem para cada um dos 6 estratos e dos 7 modelos. A fórmula é a seguinte:

$$s_{yx} \% = (s_{yx} c / \bar{N}_2) 100 \quad (37)$$

\* FURNIVAL, G. An index for comparing equations used in construction volume tables. For.Sci. 7(4):337-341.



onde:  $\text{syx } \%$  = erro padrão residual em percentagem;

$\text{syx } c$  = erro padrão residual absoluto;

$\bar{N}_2$  = média aritmética da variável  $N_2$  (número de árvores  $N_2$  na idade  $A_2$ )

### 3.6 ANÁLISE DE RESÍDUOS

Além das estatísticas  $R^2$ ,  $F$ ,  $\text{syx } c$ ,  $\text{syx } \%$ , estatísticas que avaliam o comportamento global dos ajustes em regressão, apreciou-se também a análise do comportamento residual. Efetuou-se uma avaliação gráfica dos resíduos e testou-se a existência ou não de autocorrelação serial pelo teste da probabilidade cumulativa.

#### 3.6.1 Análise Gráfica Residual

A análise gráfica dos resíduos visa detectar possíveis tendenciosidades nas estimativas. Com esse propósito plotou-se os resíduos da estimativa na variável  $N_2$  sobre o eixo da variável  $A_2$ , o que proporcionou a visualização do comportamento desses resíduos ao longo do eixo da amplitude de predição da sobrevivência. Para cálculo de cada resíduo individualmente empregou-se a fórmula:

$$\text{res. } \% = (( \hat{N}_2 - N_2 ) / \hat{N}_2 ) 100 \quad (38)$$

onde:  $\hat{N}_2$  = número estimado de árvores por hectare;

$N_2$  = número real de árvores por hectare;

#### 3.6.2 Autocorrelação Serial

Para verificar a existência ou não de autocorrelação

serial entre os resíduos aplicou-se o teste de probabilidade cumulativa, o qual também visa ratificar analiticamente a distribuição gráfica dos resíduos. Através deste teste se comprova se os resíduos estão distribuídos segundo um padrão aleatório ou não.

No teste da probabilidade cumulativa conduzido nesta pesquisa seguiu-se a metodologia apresentada por DRAPER & SMITH (13). Para tanto determinou-se inicialmente o número  $n_1$  de sinais positivos,  $n_2$  sinais negativos e o valor "u" que representa o número de mudanças de sinais dos resíduos. Então, calculou-se os valores  $\mu$  e  $\sigma^2$  pelas fórmulas seguintes.

$$\mu = (2n_1n_2)/(n_1+n_2) + 1 \quad (39)$$

$$\sigma^2 = \frac{2n_1n_2 (2n_1n_2 - n_1 - n_2)}{(n_1+n_2)^2 (n_1+n_2-1)} \quad (40)$$

onde:  $\mu$  = média da distribuição discreta de u;

$\sigma^2$  = variância da distribuição discreta de u

Conhecendo-se  $\mu$  e  $\sigma^2$  calcula-se um valor "Z" correspondente a uma unidade de desvio na distribuição normal.

$$Z = (u - \mu + 0,5)/\sigma \quad (41)$$

Este valor Z calculado é comparado com um valor tabelar, e, se o valor calculado for menor que o tabelar aceita-se a hipótese de que a distribuição das mudanças de sinais tenha uma ocorrência aleatória ao nível de probabilidade  $\alpha$  pré-especificada (5%).

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 4.1 TESTE DE HETEROGENEIDADE DE VARIÂNCIAS

O gráfico dos valores observados da variável número de árvores sobreviventes a cada idade indicou a possibilidade de ocorrência de heterogeneidade de variância para os dois conjuntos de parcelas, ou seja, para cada um dos espaçamentos correspondentes a 2500 e 2000 árvores por hectare. Nas figuras 3 e 4 vê-se o comportamento dos dados observados, sugerindo a ocorrência de heterogeneidade de variância.

A comprovação estatística da não homogeneidade das variâncias dos dois conjuntos de dados foi verificada pelo teste de Bartlett. Conforme mostra a Tabela 3, o valor calculado de  $\chi^2$  corrigido para o povoamento com densidade inicial igual a 2500 árvores por hectare foi superior ao valor  $\chi^2$  tabelar ao nível de 95% de probabilidade de ocorrência. No caso dos dados referentes à densidade de plantio 2000 árvores por hectare o valor calculado de  $\chi^2$  corrigido mostrou que não há heterogeneidade de variância tão expressiva como no povoamento com 2500 árvores/ha, porém foi superior ao valor tabelar, o que revelou que as variâncias são também estatisticamente heterogêneas.

Comprovada a heterogeneidade de variância em cada um dos espaçamentos ( 2,5 X 2,0 m e 2,0 X 2,0 m) efetuou-se a separação das parcelas em 3 classes de qualidade do local confor-

me as curvas de alturas dominantes propostas por SCOLFORO & MACHADO (34).

Dentro de cada um dos 6 estratos considerados não foi verificada heterogeneidade de variância ao nível de 95% de probabilidade de ocorrência. Sendo a classificação dos dados em três classes de sítio para cada espaçamento suficiente para absorver a fonte de variação relacionada à qualidade do local pôde-se ajustar os modelos atendendo-se o princípio básico para o uso de regressão, isto é, princípio da homogeneidade de variância. Na Tabela 3 são também exibidos os resultados dos testes de Bartlett em termos de valores de qui-quadrado para os seis estratos separados em classes de sítio.

#### 4.2 COEFICIENTES DAS EQUAÇÕES AJUSTADAS

O sistema computacional pelo qual foram ajustadas as funções de mortalidade gera coeficientes estimados pela regressão com base nos parâmetros iniciais fornecidos. Além dos coeficientes de cada modelo, o programa apresenta os respectivos erros padrão e razões de significância. Os coeficientes dos modelos testados são exibidos na Tabela 4. Os erros padrão e as razões de significância de cada coeficiente para cada modelo encontram-se na Tabela 5.

Observou-se que, para os modelos 2, 3 e 6 todos os coeficientes estimados apresentam significância estatística ao nível de 95% de probabilidade. Os outros 4 modelos (1, 4, 5 e 7), por outro lado, apresentam coeficientes não diferentes de zero à

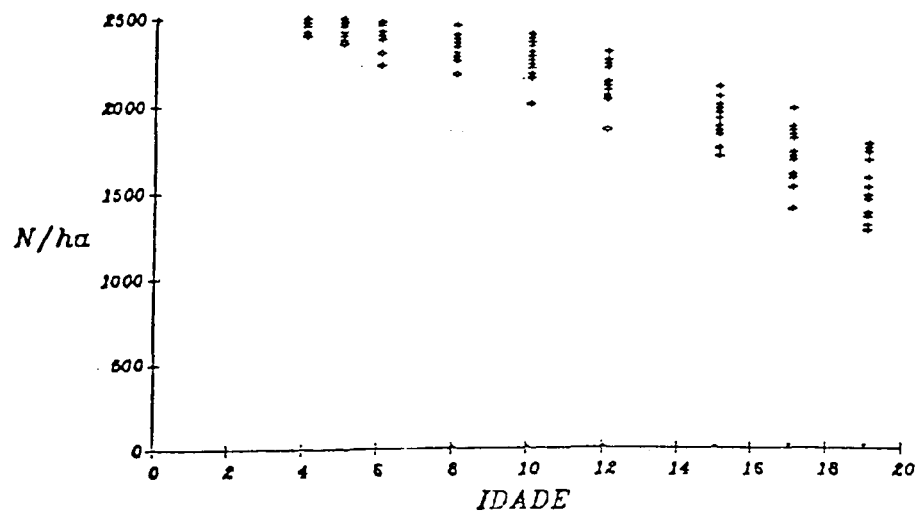


Figura 3 - Valores observados do número de árvores sobreviventes/ha para o povoamento com densidade inicial 2500 árvores/ha.

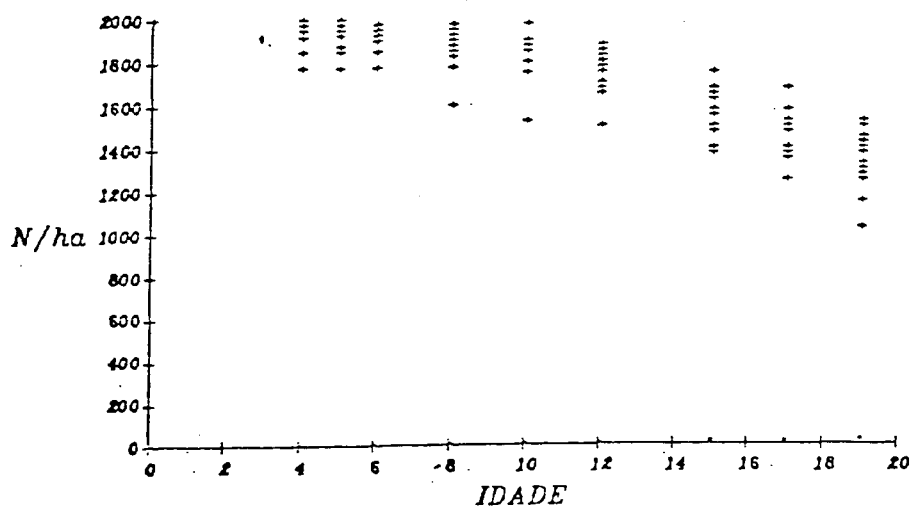


Figura 4 - Valores observados do número de árvores sobreviventes/ha para o povoamento com densidade inicial 2000 árvores/ha.

TABELA 3 - RESULTADOS DO TESTE DE BARTLETT PARA HOMOGENEIDADE DE VARIÂNCIAS

VARIÁVEL DO TESTE	DENSIDADE INICIAL DE PLANTIO								
	DE	2500 ÁRVORES/HECTARE			2000 ÁRVORES/HECTARE				
		BATLETT	TODOS SÍTIOS	SÍTIO III	SÍTIO IV	SÍTIO V	TODOS SÍTIOS		SÍTIO III
$\bar{s}^2$		22061,11	5645,78	6721,55	6721,55	9089,49	3576,44	3609,20	13402,82
$\log \bar{s}^2$		10,0016	8,6387	8,8131	8,8131	9,1149	8,1821	8,1912	9,5032
$\chi^2$ calc.		130,38	10,49	14,53	7,24	16,24	4,66	1,93	4,41
FC		1,0066	1,0694	1,0694	1,1234	1,0061	1,0694	1,0440	1,1235
$\chi^2$ cor.		129,53	9,81	13,59	6,44	16,15	4,36	1,85	3,93
$\chi^2$ tab.(0,05)		15,51	15,51	15,51	15,51	15,51	15,51	15,51	15,51
CONCLUSÃO		nh	*	*	*	nh	*	*	*

Observações: nh - variâncias não homogêneas à 95% de probabilidade

\* - variâncias homogêneas à 95% de probabilidade

- número de tratamentos = 9

- número de graus de liberdade = 8

TABELA 4 - COEFICIENTES DOS MODELOS AJUSTADOS

MODELO	COEF.	DENSIDADE INICIAL DE PLANTIO					
		2500 ÁRVORES/HECTARE			2000 ÁRVORES/HECTARE		
		SÍTIO III	SÍTIO IV	SÍTIO V	SÍTIO III	SÍTIO IV	SÍTIO V
1- BEVERTON	θ1	0,94789161	0,95997722	0,92627162	0,94234441	0,95922607	0,95470629
	θ2	0,00002678	0,00002275	0,00003841	0,00003474	0,00002786	0,00003233
2- WEIBULL	θ1	27,6852585	25,3953926	23,3292651	30,8382772	29,3645862	25,8205491
	θ2	2,3896155	2,5332662	2,3102973	2,3589210	2,1747448	2,1339692
3- RICHARDS	θ1	0,06929348	0,07966862	0,08599660	0,06003498	0,05939911	0,07091769
	θ2	3,56850588	3,98266608	3,64549806	3,40033132	2,95149505	3,05542504
4- SMALLEY & JONES	θ1	0,01112210	0,01542305	0,01805735	0,00731381	0,00593687	0,04857285
	θ2	0,00777983	0,01133556	0,01766543	0,00495950	0,00526048	0,03353490
	θ3	-0,05044099	-0,07270221	-0,09843154	-0,03195844	-0,02886711	-0,22014243
5- CLUTTER & JONES	θ1	-0,13675608	-0,13759618	-0,31282008	-0,13192724	-0,13224385	-0,27634421
	θ2	0,00001531	0,00001114	0,00001458	0,00001766	0,00002706	0,00002658
	θ3	2,42997644	2,59626468	2,42589817	2,30434998	2,23191877	2,22968497
6- SILVA	θ1	1,16398583	1,18112398	1,16348937	1,15869575	1,14811181	1,14424592
	θ2	-0,02485989	-0,02213528	-0,03887907	-0,02128114	-0,03160257	-0,04530572
7- PIENAAR & SHIVER	θ1	-0,00035160	-0,00021129	-0,00063177	-0,00032230	-0,00053302	-0,00095539
	θ2	2,39735106	2,63165404	2,34381269	2,34257510	2,24382216	2,14274003

95% de probabilidade.

A retirada de coeficientes não significativos nos modelos 1, 4, 5 e 7 alteraria totalmente as propriedades de limitação da mortalidade e as formas das curvas que as funções descrevem. Ainda, esse procedimento, freqüentemente usado em regressão linear, quando analisado do ponto de vista de regressão não linear se torna matematicamente complexo. Assim, nesta pesquisa qualquer implementação nesse sentido foi descartada, visto que os modelos objeto de investigação são aqueles originalmente propostos pelos autores e que possuem características intrínsecas e, portanto, não são passíveis de qualquer modificação. O critério aqui adotado foi o de não se analisar em pormenores esse aspecto, mas sim quão bem ou mal as funções descrevem o comportamento da sobrevivência.

#### 4.3 ANÁLISE DE VARIÂNCIA DAS EQUAÇÕES AJUSTADAS

Nas Tabelas 6 a 11 são apresentadas as análises de variância das 7 equações ajustadas para cada um dos 6 estratos em estudo (2500 árvores/ha - Classes de sítio III, IV e V e 2000 árvores/ha - Classes de sítio III, IV e V). Os valores apresentados nessas tabelas correspondem às variáveis dependentes originais,  $N_2$  para os modelos 1, 2, 3 e 5,  $\ln(N_1/N_2)$  para o modelo 4 e  $\ln(N_2)$  para o modelo 7.

Observou-se que todas as regressões apresentaram significância ao nível de 95% de probabilidade e relativamente baixos valores da soma de quadrados dos resíduos. Porém essas es-



tatísticas, como mencionado anteriormente, não são diretamente comparáveis, sendo necessária a retrotransformação de todos os resultados para a variável  $N_2$ . As estatísticas já corrigidas são apresentadas no item referente aos indicadores estatísticos reportado abaixo.

#### 4.4 INDICADORES DE AJUSTE

A Tabela 12 mostra os valores de  $R^2$ ,  $F$ ,  $syx$  corrigido e  $syx \%$  para os 7 modelos testados para os 6 diferentes estratos considerados (2500 árvores/ha - Classes de sítio III, IV e V e 2000 árvores/ha - Classes de sítio III, IV e V). Os valores apresentados nesta tabela já estão todos retrotransformados para a variável  $N_2$  (número de árvores sobreviventes por hectare).

Com respeito ao coeficiente de determinação ajustado todos os modelos apresentaram valores elevados, sempre superiores à 0,99. O modelo 1 (Beverton) em todos os estratos considerados apresentou valores de  $R^2$  sensivelmente inferiores aos demais modelos examinados. Em 3 dos 6 estratos, 2500 árvores/ha - sítio IV e 2000 árvores/ha - sítios IV e V, o ajuste do modelo 6 (Silva) resultou coeficientes de determinação superiores aos demais modelos testados, contudo os modelos 2, 3, 4, 5 e 7 apresentaram valores próximos para a estatística  $R^2$ . Para o estrato 2500 árvores/ha - sítio III o valor mais alto de  $R^2$  foi para o modelo 4 (Smalley & Bailey), porém a diferença entre este e os modelos 2, 3, 5, 6 e 7 é praticamente inexpres-

TABELA 5 - ERROS PADRÃO E RAZÃO DE SIGNIFICÂNCIA DOS COEFICIENTES DOS MODELOS TESTADOS

MODELO	COEF.	DENSIDADE INICIAL DE PLANTIO						
		2500 ÁRVORES/HECTARE			2000 ÁRVORES/HECTARE			
		SÍTIO III	SÍTIO IV	SÍTIO V	SÍTIO III	SÍTIO IV	SÍTIO V	
1	ERRO PADRÃO	θ1	0,05339098	0,06307385	0,09047170	0,04349867	0,04338778	0,08195080
		θ2	0,00002001	0,00002361	0,00003400	0,00002035	0,00002029	0,00003840
	RAZÃO DE SIGN.	θ1	17,7538	15,2199	10,2382	21,6638	22,1082	11,6498
		θ2	1,3385	0,9637	1,1299	1,7075	1,3731	0,8419
2	ERRO PADRÃO	θ1	0,95086442	0,72603830	0,54766717	1,53496022	1,11928125	1,37387491
		θ2	0,14456441	0,15028747	0,12133941	0,17695898	0,12876436	0,20801559
	RAZÃO DE SIGN.	θ1	29,1159	34,9780	42,5975	20,0906	26,2352	18,7949
		θ2	16,5298	16,8561	19,0400	13,3303	16,8893	10,2587
3	ERRO PADRÃO	θ1	0,00584524	0,00651344	0,00603889	0,00644475	0,00521438	0,00953834
		θ2	0,40498739	0,48238725	0,38728450	0,45061123	0,30966424	0,54294235
	RAZÃO DE SIGN.	θ1	11,8547	12,2314	14,2415	9,31533	11,3914	7,43501
		θ2	8,8114	8,2562	9,4130	7,54604	9,5313	5,62753
4	ERRO PADRÃO	θ1	0,00256983	0,00661768	0,01082543	0,00394438	0,00506331	0,01924091
		θ2	0,00128125	0,00345309	0,00707287	0,00182006	0,00270826	0,01157217
		θ3	0,01020765	0,02690286	0,04923001	0,01485299	0,02052428	0,08256266
	RAZÃO DE SIGN.	θ1	4,32796	2,33058	1,66805	1,85424	1,17253	2,52446
θ2		6,07204	3,28273	2,49763	2,72492	1,94239	2,89789	
θ3		-4,94149	-2,70240	+1,99942	-2,15165	-1,40649	-2,66637	
5	ERRO PADRÃO	θ1	1,70969459	1,39145869	0,98077650	2,76065072	1,78681540	2,22587914
		θ2	0,00001531	0,00002036	0,00007848	0,00002227	0,00002835	0,00027311
		θ3	0,43406196	0,44720574	0,38645364	0,51926542	0,39941417	0,66399271
	RAZÃO DE SIGN.	θ1	-0,08052	-0,09889	-0,31895	-0,04746	-0,04746	-0,12415
θ2		0,50816	0,54723	0,18577	0,79311	0,95468	0,09733	
θ3		5,59822	5,80553	6,27733	4,43771	5,58798	3,35800	
6	ERRO PADRÃO	θ1	0,1297138	0,01302518	0,01270770	0,01553910	0,01144085	0,02089690
		θ2	0,00531407	0,00458606	0,00788284	0,00556915	0,00613726	0,01587718
	RAZÃO DE SIGN.	θ1	89,7349	90,6800	91,5578	74,5665	100,352	54,7567
		θ2	+4,6781	-4,8266	-4,9321	-3,8213	-5,249	-2,8535
7	ERRO PADRÃO	θ1	0,00014859	0,00009755	0,00021563	0,00015434	0,00019341	0,00054377
		θ2	0,14413608	0,15636747	0,11662251	0,16375925	0,12447271	0,19555598
	RAZÃO DE SIGN.	θ1	-2,3662	-2,1659	-2,9288	-2,0882	-2,7560	-1,7570
		θ2	16,6326	16,8299	20,0974	14,3050	18,0266	10,9572

Observação : Valores tabelares à 95% de probabilidade

Sítio	2500 árv./ha	2000 árv./ha
III	2,01	2,01
IV	2,01	2,00
V	2,02	2,00

TABELA 6 - ANÁLISES DE VARIÂNCIA PARA OS MODELOS TESTADOS PARA O ESTRATO 2500 ÁRVORES/HA -  
CLASSE DE SÍTIO III

MODELO	FONTE DE VARIAÇÃO	SOMA DE QUADRADOS	GL	QUADRADO MÉDIO	RAZÃO DE SIGNIF.
1- BEVERTON	MODELO	2,4812 E8	2	1,2406 E8	5,9581 E3
	RESÍDUO	999446,89	48	20821,81	
	TOTAL	2,4912 E8	50		
2- WEIBULL	MODELO	2,4889 E8	2	1,2445 E8	2,6793 E4
	RESÍDUO	222946,23	48	4644,71	
	TOTAL	2,4912 E8	50		
3- RICHARDS	MODELO	2,4888 E8	2	1,2444 E8	2,5323 E4
	RESÍDUO	235876,85	48	4914,10	
	TOTAL	2,4912 E8	50		
4- SMALLEY & BAILEY	MODELO	1,76116	3	0,58705	665,43463
	RESÍDUO	0,041464	47	0,000882	
	TOTAL	1,802628	50		
5- CLUTTER & JONES	MODELO	2,4889 E8	3	8,2964 F7	1,7442 E4
	RESÍDUO	223557,33	47	4756,54	
	TOTAL	2,4912 E8	50		
6- SILVA	MODELO	2,4889 E8	2	1,2445 E8	2,7046 E4
	RESIDUO	220860,49	48	4601,26	
	TOTAL	2,4912 E8	50		
7- PIENAAR & SHIVER	MODELO	2960,397	2	1480,198	1,2387 E6
	RESÍDUO	0,057383	48	0,001195	
	TOTAL	2960,4539	50		

TABELA 7 - ANÁLISES DE VARIÂNCIA PARA OS MODELOS TESTADOS PARA O ESTRATO 2500 ÁRVORES/HA -  
 CLASSE DE SÍTIO IV

MODELO	FONTE DE VARIAÇÃO	SOMA DE QUADRADOS	GL	QUADRADO MÉDIO	RAZÃO DE SIGNIF.
1- BEVERTON	MODELO	2,4197 E8	2	1,2098 E8	4,1782 E3
	RESÍDUO	138985,10	48	28956,10	
	TOTAL	2,4336 E8	50		
2- WEIBULL	MODELO	2,4309 E8	2	1,2154 E8	2,1407 E4
	RESÍDUO	272524,90	48	5677,60	
	TOTAL	2,4336 E8	50		
3- RICHARDS	MODELO	2,4306 E8	2	1,2153 E8	1,9209 E4
	RESÍDUO	303680,70	48	6326,68	
	TOTAL	2,4336 E8	50		
4- SMALLEY & BAILEY	MODELO	2,32431	3	0,77477	277,41239
	RESÍDUO	0,131264	47	0,002793	
	TOTAL	2,455570	50		
5- CLUTTER & JONES	MODELO	2,4308 E8	3	8,1028 E7	1,3845 E4
	RESÍDUO	275060,32	47	5852,35	
	TOTAL	2,4336 E8	50		
6- SILVA	MODELO	2,4311 E8	2	1,2156 E8	2,3471 E4
	RESÍDUO	248585,47	48	5178,86	
	TOTAL	2,4336 E8	50		
7- PIENAAR & SHIVER	MODELO	2946,825	2	1473,412	0,1973 E5
	RESÍDUO	0,076895	48	0,001602	
	TOTAL	2946,9016	50		

TABELA 8 - ANÁLISES DE VARIÂNCIA PARA OS MODELOS TESTADOS PARA O ESTRATO 2500 ÁRVORES/HA - CLASSE DE SÍTIO V

MODELO	FONTE DE VARIAÇÃO	SOMA DE QUADRADOS	GL	QUADRADO MÉDIO	RAZÃO DE SIGNIF.
1- BEVERTON	MODELO	1,7967 E8	2	8,9834 E7	2,3581 E4
	RESÍDUO	1,447656,40	38	38096,2	
	TOTAL	1,8112 E8	40		
2- WEIBULL	MODELO	1,8090 E8	2	9,0450 E7	1,5854 E4
	RESÍDUO	222946,23	38	4644,71	
	TOTAL	1,8112 E8	40		
3- RICHARDS	MODELO	1,8089 E8	2	9,0443 E7	1,4806 E4
	RESÍDUO	232126,12	38	6108,58	
	TOTAL	1,8112 E8	40		
4- SMALLEY & BAILEY	MODELO	3,25593	3	1,08531	299,7222
	RESÍDUO	0,133979	37	0,003621	
	TOTAL	3,389910	40		
5- CLUTTER & JONES	MODELO	1,8090 E8	3	6,0299 E7	1,0149 E4
	RESÍDUO	219839,68	37	5941,61	
	TOTAL	1,8112 E8	40		
6- SILVA	MODELO	1,8088 E8	2	9,0441 E7	1,4576 E4
	RESÍDUO	235785,12	38	6204,87	
	TOTAL	1,8112 E8	40		
7- PIENAAR & SHIVER	MODELO	2326,760	2	1163,380	7,4623 E5
	RESÍDUO	0,059248	38	0,001559	
	TOTAL	2326,8196	40		

TABELA 9 - ANÁLISES DE VARIÂNCIA PARA OS MODELOS TESTADOS PARA O ESTRATO 2000 ÁRVORES/HA - CLASSE DE SÍTIO III

MODELO	FONTE DE VARIAÇÃO	SOMA DE QUADRADOS	GL	QUADRADO MÉDIO	RAZÃO DE SINGIF.
1- BEVERTON	MODELO	1,6572 E8	2	8,2858 E8	8,5060 E3
	RESÍDUO	467574,98	48	9741,15	
	TOTAL	1,6618 E8	50		
2- WEIBULL	MODELO	1,6604 E8	2	98,3019 E7	2,7395 E4
	RESÍDUO	145459,57	48	3030,41	
	TOTAL	1,6618 E8	50		
3- RICHARDS	MODELO	1,6604 E8	2	8,3018 E7	2,6770 E4
	RESÍDUO	148857,91	48	3101,21	
	TOTAL	1,6618 E8	50		
4- SMALLEY & BAILEY	MODELO	1,05679	3	0,35226	247,89642
	RESÍDUO	0,066788	47	0,001421	
	TOTAL	1,123579	50		
5- CLUTTER & JONES	MODELO	1,6604 E8	3	5,5346 E7	1,7788 E4
	RESÍDUO	146240,98	47	3111,51	
	TOTAL	1,6618 E8	50		
6- SILVA	MODELO	1,6604 E8	2	8,3019 E7	2,7151 E4
	RESÍDUO	146766,72	48	30,57,64	
	TOTAL	1,6618 E8	50		
7- PIENAAR & SHIVER	MODELO	2811,043	2	1405,522	1,4183 E6
	RESÍDUO	0,047583	48	0,000991	
	TOTAL	2811,0907	50		

TABELA 10 - ANÁLISES DE VARIÂNCIA PARA OS MODELOS TESTADOS PARA O ESTRATO 2000 ÁRVORES/HA. -

CLASSE DE SÍTIO IV

MODELO	FONTE DE VARIAÇÃO	SOMA DE QUADRADOS	GL	QUADRADO MÉDIO	RAZÃO DE SIGNIF.
1- BEVERTON	MODELO	1,8935 E8	2	9,4676 E7	8,5600 E3
	RESÍDUO	641494,72	58	11060,25	
	TOTAL	1,8999 E8	60		
2- WEIBULL	MODELO	1,8980 E8	2	9,4900 E7	2,8476 E4
	RESÍDUO	193288,56	58	3332,56	
	TOTAL	1,8999 E8	60		
3- RICHARDS	MODELO	1,8978 E8	2	9,4892 E7	2,6277 E4
	RESÍDUO	209452,60	58	3611,25	
	TOTAL	1,8999 E8	60		
4- SMALLEY & BAILEY	MODELO	1,98496	3	0,66165	357,04288
	RESÍDUO	0,105629	57	0,001853	
	TOTAL	2,090585	60		
5- CLUTTER & JONES	MODELO	1,8980 E8	3	6,3266 E7	1,8529 E4
	RESÍDUO	194618,00	57	3414,35	
	TOTAL	1,8999 E8	60		
6- SILVA	MODELO	1,8982 E8	2	9,4912 E7	3,2457 E4
	RESÍDUO	169604,90	58	2924,22	
	TOTAL	1,8999 E8	60		
7- PIENAAR & SHIVER	MODELO	3347,509	2	1673,654	1,4306 E6
	RESÍDUO	0,067849	58	0,001170	
	TOTAL	3347,5764	60		

TABELA 11 - ANÁLISES DE VARIÂNCIA PARA OS MODELOS TESTADOS PARA O ESTRATO 2000 ÁRVORES/HA - CLASSE DE SÍTIO V

MODELO	FONTE DE VARIAÇÃO	SOMA DE QUADRADOS	GL	QUADRADO MÉDIO	RAZÃO DE SIGNIF.
1- BEVERTON	MODELO	1,1801 E8	2	5,9005 E7	2,5864 E3
	RESÍDUO	866905,54	38	22813,30	
	TOTAL	1.1888 E8	40		
2- WEIBULL	MODELO	1,1850 E8	2	5,9250 E7	5,9960 E3
	RESÍDUO	375499,90	38	9881,58	
	TOTAL	1,1888 E8	40		
3- RICHARDS	MODELO	1,1849 E8	2	5,9246 E7	5,8443 E3
	RESÍDUO	385218,65	38	10137,33	
	TOTAL	1,1888 E8	40		
4- SMALLEY & BAILEY	MODELO	2,39039	3	0,79680	141,69527
	RESÍDUO	0,208062	37	0,005623	
	TOTAL	2,598450	40		
5- CLUTTER & JONES	MODELO	1,1850 E8	3	3,9500 E7	3,8746 E3
	RESÍDUO	377195,10	37	10194,46	
	TOTAL	1,1888 E8	40		
6- SILVA	MODELO	1,1850 E8	2	5,9251 E7	6,0226 E4
	RESÍDUO	373849,46	38	9838,14	
	TOTAL	1,1888 E8	40		
7- PIENAAR & SHIVER	MODELO	2205,018	2	1102,509	2,8651 E5
	RESÍDUO	0,146238	38	0,003848	
	TOTAL	2205,1641	40		



TABELA 12 - INDICADORES DE AJUSTE DOS MODELOS TESTADOS

MODELO	INDIC. DE AJUSTE	DENSIDADE INICIAL DE PLANTIO					
		2500 ÁRVORES/HECTARE			2000 ÁRVORES/HECTARE		
		SÍTIO III	SÍTIO IV	SÍTIO V	SÍTIO III	SÍTIO IV	SÍTIO V
1- BEVERTON	R <sup>2</sup>	0,9959	0,9941	0,9918	0,9971	0,9966	0,9925
	F	5958	4178	2358	8506	8560	2586
	syx	144,30	170,16	195,18	98,70	105,17	151,04
	syx%	6,52	7,80	9,34	5,44	5,95	8,88
2- WEILBULL	R <sup>2</sup>	0,9991	0,9989	0,9989	0,9992	0,9990	0,9968
	F	26793	21407	15854	27395	28476	5996
	syx	68,15	73,35	75,53	55,05	57,73	99,41
	syx%	3,08	3,36	3,61	3,04	3,27	5,85
3- RICHARDS	R <sup>2</sup>	0,9990	0,9987	0,9987	0,9991	0,9989	0,9967
	F	25323	19209	14806	26770	26277	5844
	syx	70,10	79,54	78,16	55,69	60,09	100,68
	syx%	3,17	3,64	3,74	3,07	3,40	5,92
4- SMALLEY & BAILEY	R <sup>2</sup>	0,9993	0,9981	0,9977	0,9988	0,9985	0,9950
	F	22115	8465	5607	13758	13369	4112
	syx	61,26	97,80	103,65	63,42	68,78	123,52
	syx%	2,77	4,48	4,96	3,50	3,89	7,27
5- CLUTTER & JONES	R <sup>2</sup>	0,9991	0,9988	0,9987	0,9991	0,9989	0,9966
	F	17442	13845	10149	17788	18529	3875
	syx	68,97	76,50	77,08	55,78	58,43	100,97
	syx%	3,11	3,51	3,69	3,08	3,31	5,94
6- SILVA	R <sup>2</sup>	0,9991	0,9990	0,9987	0,9991	0,9991	0,9969
	F	27046	23471	14576	27151	32457	6023
	syx	67,83	71,96	78,77	55,30	54,07	99,19
	syx%	3,06	3,30	3,77	3,05	3,06	5,83
7- PIENAAR & SHIVER	R <sup>2</sup>	0,9991	0,9989	0,9988	0,9991	0,9990	0,9967
	F	26773	21208	15823	27382	28361	5999
	syx	75,85	86,24	80,81	56,77	59,91	103,81
	syx%	3,43	3,95	3,87	3,13	3,39	6,11

siva. Nos estratos 2500 V e também 2000 III os modelos 2, 3, 5, 6 e 7 apresentaram valores de  $R^2$  semelhantes, com pequena vantagem para o modelo 2 (Weibull).

Os valores calculados de F para todos os sete modelos testados foram altamente significativos, ou seja, tanto a 95% como a 99% de probabilidade de ocorrência. Os valores mais elevados desta estatística foram obtidos nos modelos 2, 3, 6 e 7, conforme mostra a Tabela 12.

No que concerne às estatísticas de  $s_{yx}$  e  $s_{yx}^2$  todos os modelos apresentaram valores aceitáveis, sempre inferiores a 10% da variável  $N_2$ . Percebeu-se também que em todos os estratos o modelo 1 apresentou valores mais elevados desta estatística. Para o estrato 2500 árvores/ha - sítio III os mais baixos valores foram obtidos pelo ajuste do modelo 4 (Smalley & Bailey), ficando em segundo lugar os modelos 2 e 6. Para os estratos 2500 árvores/ha - sítio IV e 2000 árvores/ha - sítios IV e V, o modelo 6 (Silva) foi o melhor comparado aos demais, seguido pelo modelo 2. Para os estratos 2500 árvores/ha - sítio V e 2000 árvores/ha - sítio III, os modelos 2, 3, 5 e 6 praticamente se equivalem, seguidos de perto pelo modelo 7 em segundo plano.

#### 4.5 ANÁLISE DE RESÍDUOS

As figuras 5 a 46 apresentam a distribuição dos resíduos da estimativa de  $N_2$  (número de árvores sobreviventes por hectare).

Analisando-se essas figuras detectou-se a existência de tendenciosidades nas estimativas do modelo 1 (Beverton). Isto decorre da rigidez que esse modelo apresenta, em sua formulação matemática, para descrever o comportamento da mortalidade de plantios florestais. O modelo de Beverton sempre tende a subestimar o número de árvores sobreviventes até a idade 12 anos e a superestimá-la nas idades 15, 17 e 19 anos. O teste da probabilidade cumulativa também confirma que o modelo 1 apresenta resíduos não aleatoriamente distribuídos (vide Tabela 13).

Para o estrato 2500 árvores/ha - sítio III o modelo 6 (Silva) apresentou a melhor distribuição de resíduos, o que pode ser também corroborado pelo mais elevado valor da probabilidade cumulativa em confronto com os demais modelos testados. O modelo 4 (Smalley & Bailey), que apresentou-se melhor que os outros examinados em relação aos indicadores estatísticos em geral, mostrou um baixo valor de probabilidade cumulativa em 27 sinais negativos e 18 positivos para os resíduos. Apesar do baixo valor de probabilidade cumulativa este modelo não chegou a apresentar visualmente um comportamento não uniforme dos resíduos.

Para os estratos 2500 árvores/ha - sítio IV e 2000 árvores/ha - sítio V, os valores mais elevados de probabilidade cumulativa foram obtidos com o ajuste do modelo 6 (Silva).

Para o estrato 2500 árvores/ha - sítio V, os modelos 2, 5 e 7 resultaram valores mais elevados de probabilidade cumulativa, contudo, os modelos 4 e 6 também mostraram altos valores para esta estatística. Observando-se as figuras 5, 11,

TABELA 13 - VALORES DE PROBABILIDADE CUMULATIVA DOS MODELOS TESTADOS

MODELO	DENSIDADE INICIAL DE PLANTIO					
	2500 ÁRVORES/HECTARE			2000 ÁRVORES/HECTARE		
	SÍTIO III	SÍTIO IV	SÍTIO V	SÍTIO III	SÍTIO IV	SÍTIO V
1- BEVERTON	0,00006	0,00006	0,00006	0,00006	0,00006	0,13106
2- WEIBULL	0,36812	0,36812	0,84932	0,52218	0,88866	0,19722
3- RICHARDS	0,40652	0,37886	0,61708	0,65272	0,51570	0,19706
4- SMALLEY & BAILEY	0,06432	0,23800	0,82588	0,97608	0,88708	0,19706
5- CLUTTER & JONES	0,40654	0,37886	0,84932	0,52218	0,51570	0,19706
6- SILVA	0,74140	0,50926	0,82588	0,86502	0,68182	0,49020
7- PIENAAR & SHIVER	0,36182	0,40654	0,84932	0,52218	0,51570	0,25430

Observação: Valores inferiores a 0,05 significam que os resíduos não são aleatoriamente distribuídos

$$\alpha = 0,05$$

17, 23, 29, 35 e 41 nota-se que os modelos 2, 5, 6 e 7 apresentam resíduos com melhor dispersão relação ao modelo 4.

No que diz respeito ao estrato 2000 árvores/ha - sítio III, o mais alto valor de probabilidade cumulativa foi verificado no ajuste do modelo 4 (Smalley & Bailey). O modelo 6 ficou em segundo lugar, também apresentando um elevado valor desta estatística. Analisando-se as Figuras 5 a 46 vê-se ainda que esses modelos apresentam um padrão residual semelhante.

Quanto ao estrato 2000 árvores/ha - sítio IV, os mais altos valores para a probabilidade cumulativa foram para os modelos 2, 4 e 6, em primeiro, segundo e terceiro lugares respectivamente. Analisando-se as Figuras 8, 14, 20, 26, 32, 38 e 42 percebe-se que visualmente os modelos 2 e 6 apresentam uma dispersão mais uniforme dos resíduos ao longo do eixo da variável idade.

#### 4.6 SELEÇÃO DO MELHOR MODELO

A apreciação da análise de variância, dos indicadores estatísticos de ajuste  $R^2$ ,  $F$ ,  $syx$ ,  $syx\%$ , bem como a análise de resíduos e o teste da probabilidade cumulativa permitiram selecionar o melhor entre os sete modelos testados.

Em princípio os modelos 2 a 7 poderiam ser julgados satisfatórios e recomendáveis para a predição da mortalidade em todos os estratos considerados, todavia, objetivou-se nesta pesquisa eleger o modelo mais eficiente.

Para os 3 dos 6 estratos, 2500 árvores/ha - sítio V e 2000 árvores/ha - sítios IV e V, em global aspecto, o modelo 6 (Silva) foi o melhor comparado com os demais. Para o estrato 2500 árvores/ha - sítio III os modelos 4 (Smalley & Bailey) e 6 (Silva) se apresentaram os melhores, porém decidiu-se eleger o modelo 6 por ser mais simples (com menor número de variáveis que o modelos 4), de mais fácil ajuste, requerendo inclusive menor número de iterações. Uma análise semelhante pode ser efetuada com relação aos estratos 2500 árvores/ha - sítio V e 2000 árvores/ha - sítio III, onde o modelo 6 (Silva) disputa com o modelo 2 (Weibull) a posição de melhor entre os analisados. O modelo 6 (Silva), além de ser flexível e simples, possui a desejável característica de compatibilidade, citada por CLUTTER et al. (9), que reza que se um modelo de mortalidade é usado para predizer  $N_2$  na idade  $A_2$ , e  $A_2$  e  $N_2$  são usados para predizer  $N_3$  numa idade  $A_3$  ( $A_3 > A_2 > A_1$ ), o resultado deve ser igual à projeção direta de  $A_1$  até  $A_3$ . Os modelos 4 (Smalley & Bailey) e 2 (Weibull), os mais diretos concorrentes do modelo 6 (Silva), não possuem essa característica. Assim selecionou-se o modelo 6 (Silva) como o mais eficiente para predizer a sobrevivência, ou a mortalidade, de todos os seis estratos em estudo. A sumarização dos critérios de seleção dos modelos testados é apresentada na Tabela 14. A distribuição dos pontos observados e a curva resultante do ajuste do modelo selecionado para os estratos em apreço podem ser vistos nas Figuras 47 a 52.

TABELA 14 - CRITÉRIOS PARA SELEÇÃO DO MELHOR MODELO

CRITÉRIO DE SELEÇÃO			MODELO	1	2	3	4	5	6	7
Indicadores de ajuste	2500 arv./ha	sítio III		7	3	5	1	4	2	6
		sítio IV		7	2	4	6	3	1	5
		sítio V		7	1	3	6	2	4	5
	2000 árv./ha	sítio III		7	1	3	6	4	2	5
		sítio IV		7	2	5	6	3	1	4
		sítio V		7	2	3	6	4	1	5
Análise residual	2500 arv./ha	sítio III		7	4	2	6	2	1	5
		sítio IV		7	5	3	6	3	1	2
		sítio V		7	1	6	4	1	4	1
	2000 árv./ha	sítio III		7	3	3	1	3	2	3
		sítio IV		7	1	4	2	4	3	4
		sítio V		7	4	3	4	4	1	2
Características das funções	Limita mortalidade entre 0 a 100%			x	x	x	x	x	x	x
	Requer baixo número de iterações			x	x	x			x	x
	Flexibilidade				x	x	x	x	x	x
	Compatibilidade							x	x	x

Observação: Os valores de 1 a 7 indicam, em escala relativa, o grau de ajuste de cada modelo

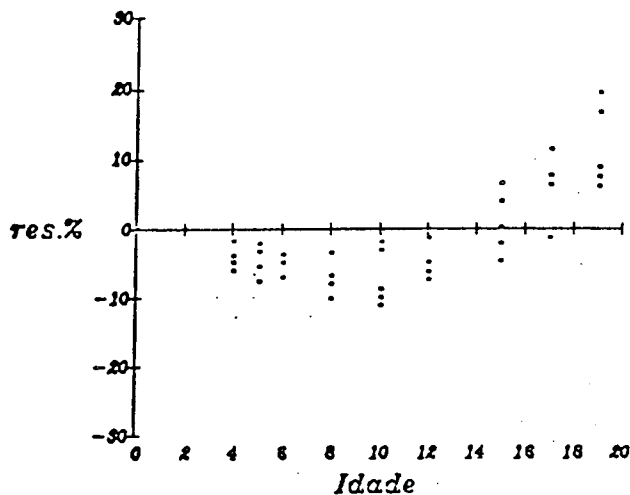


Figura 5 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio III - Modelo 1

Beverton 2500 IV

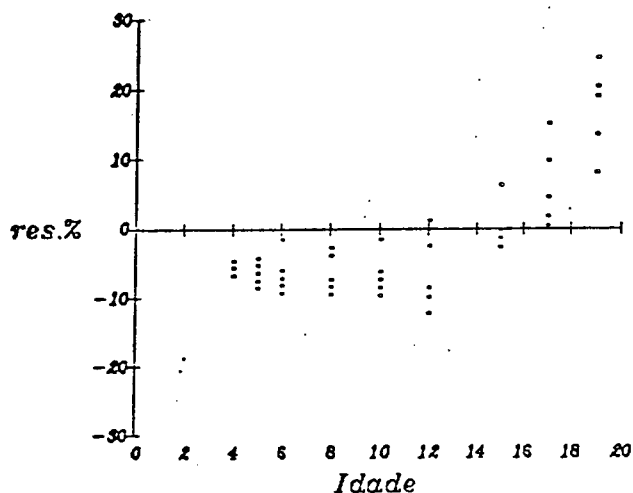


Figura 6 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio IV - Modelo 1

Beverton 2500 V

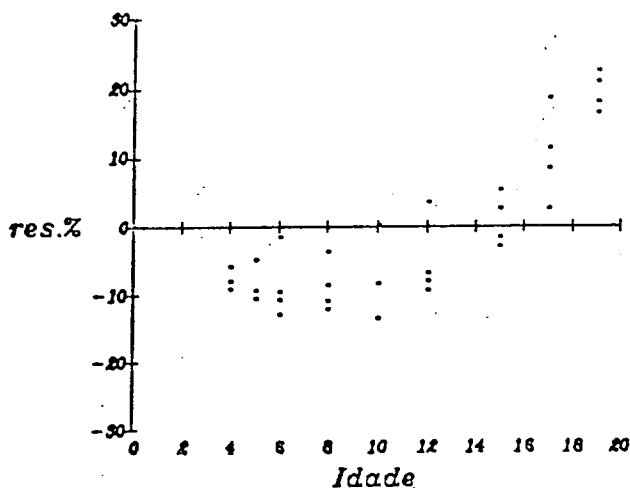


Figura 7 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio V - Modelo 1



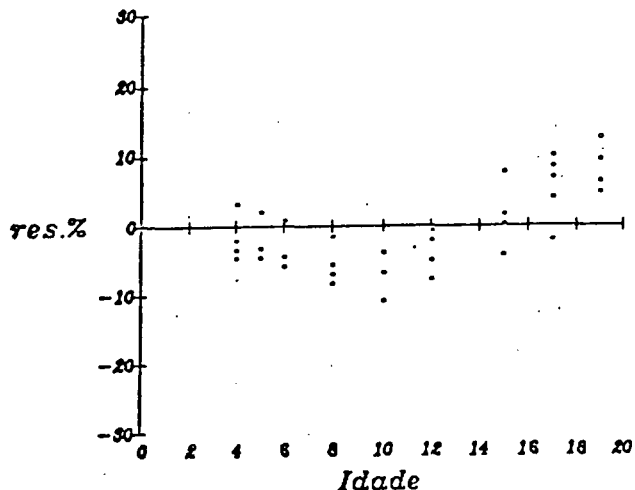


Figura 8 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio III - Modelo 1

Beverton 2000 IV

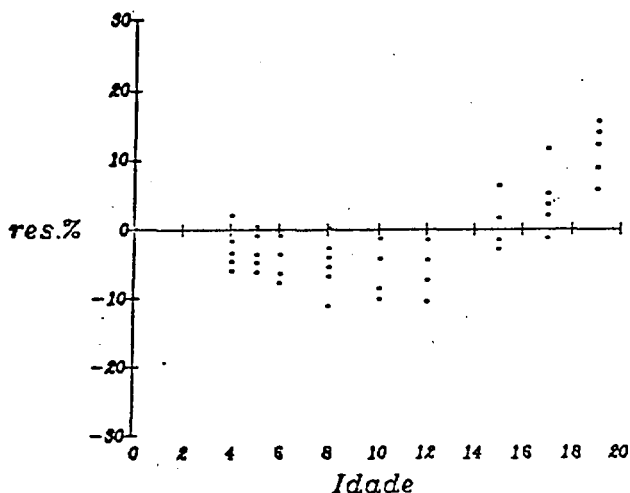


Figura 9 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio IV - Modelo 1

Beverton 2000 V

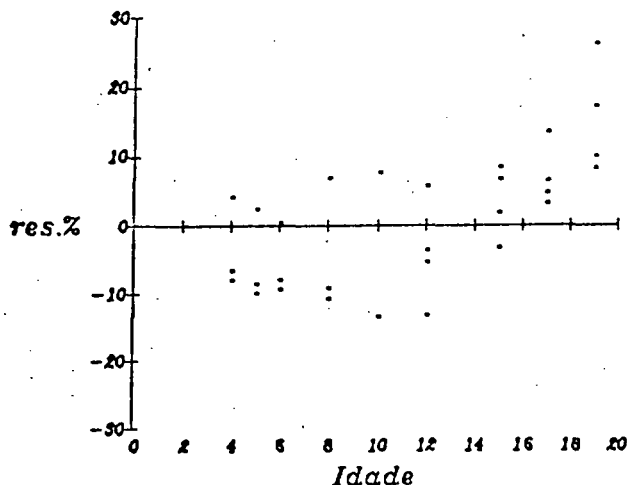


Figura 10 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio V - Modelo 1

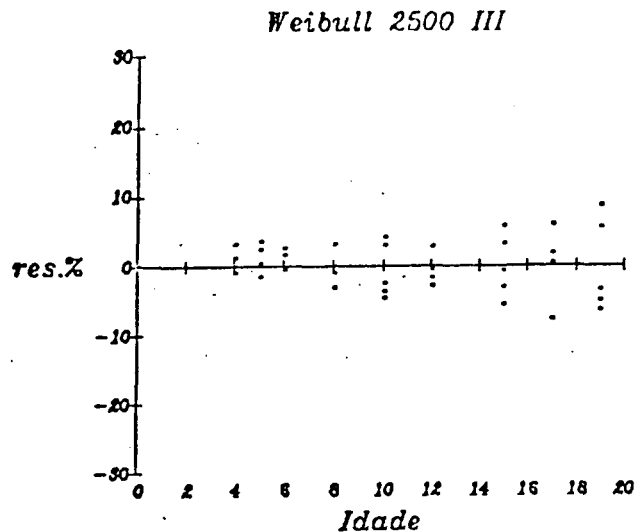


Figura 11 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio III - Modelo 2  
*Weibull 2500 IV*

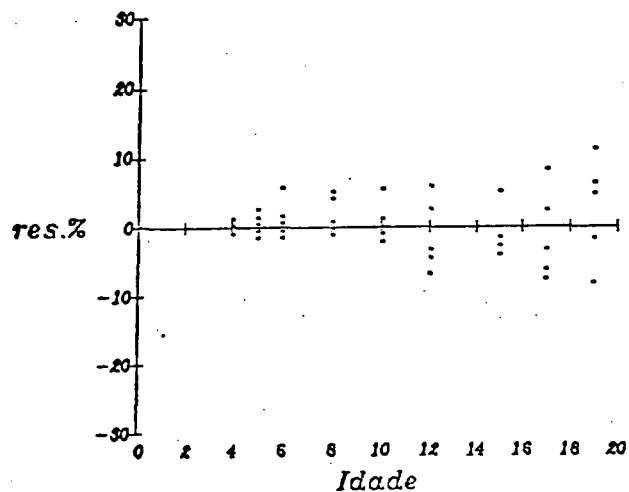


Figura 12 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio IV - Modelo 2

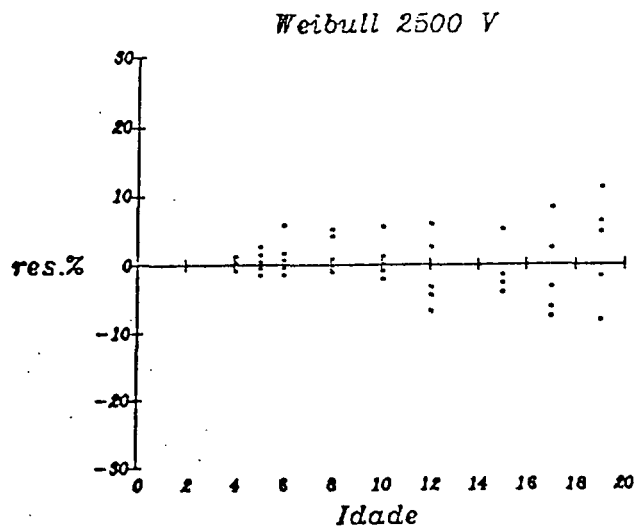


Figura 13 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio V - Modelo 2

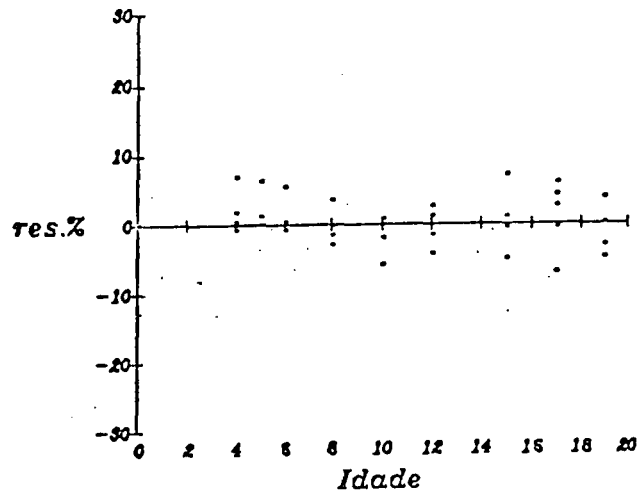


Figura 14 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio III - Modelo 2

*Weibull 2000 IV*

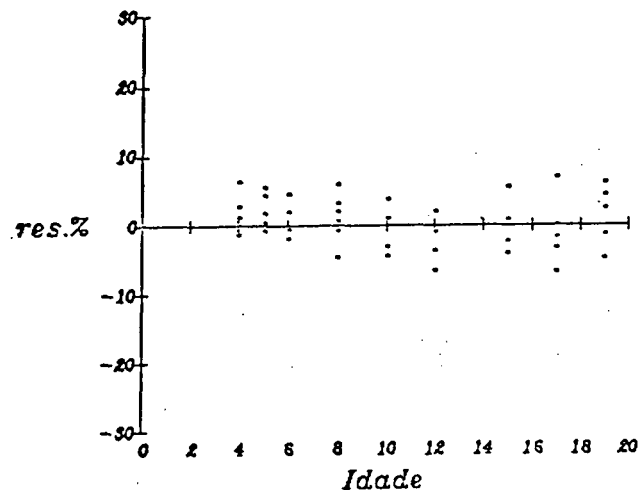


Figura 15 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio IV - Modelo 2

*Weibull 2000 V*

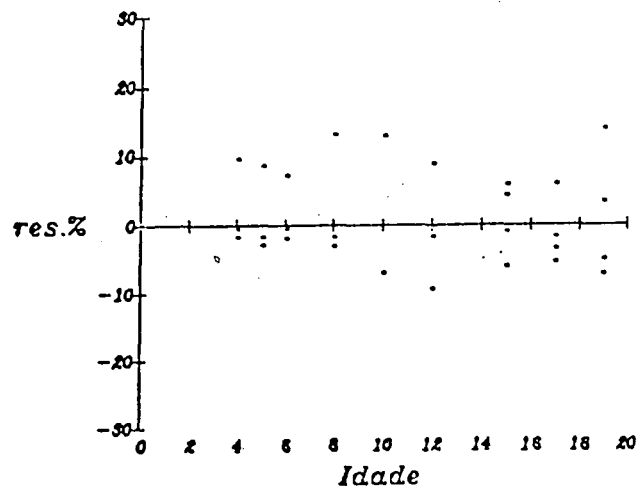


Figura 16 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio V - Modelo 2

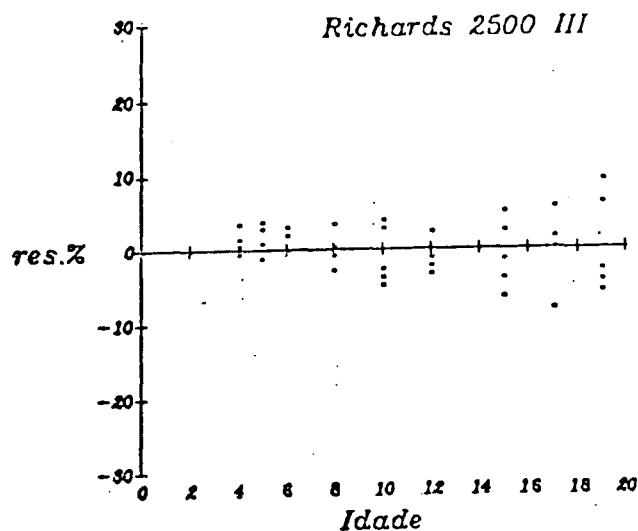


Figura 17 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio III - Modelo 3

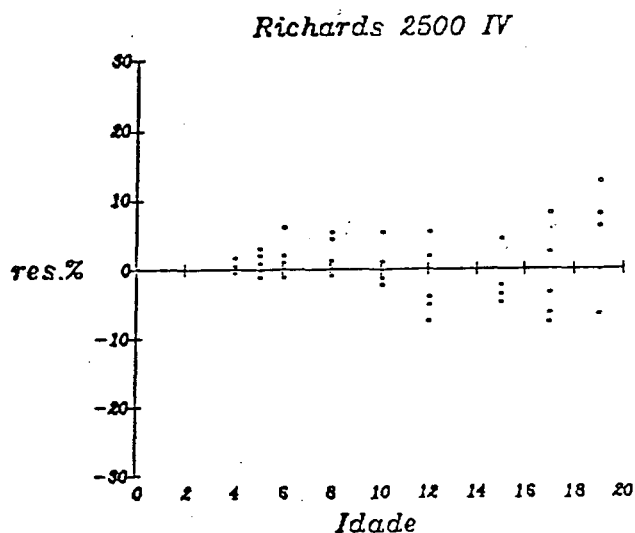


Figura 18 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio IV - Modelo 3

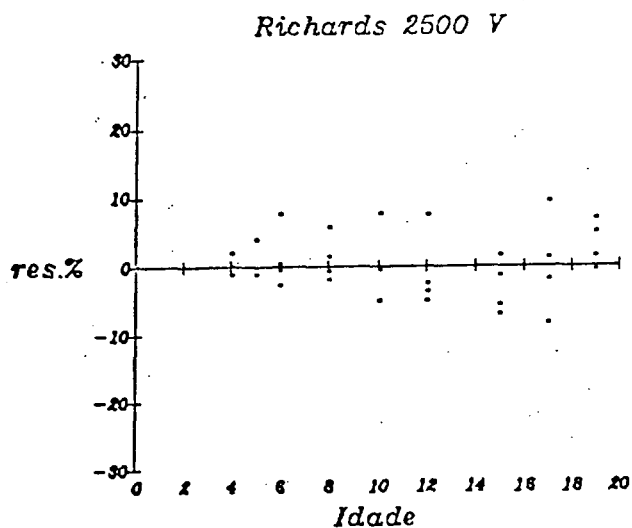


Figura 19 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio V - Modelo 3

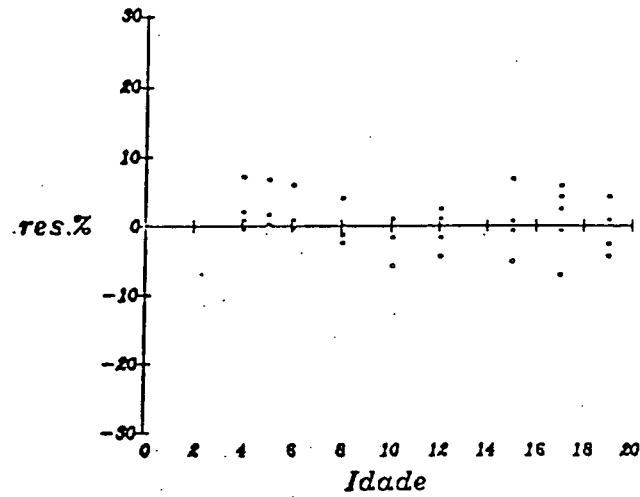


Figura 20 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio III - Modelo 3  
Richards 2000 IV

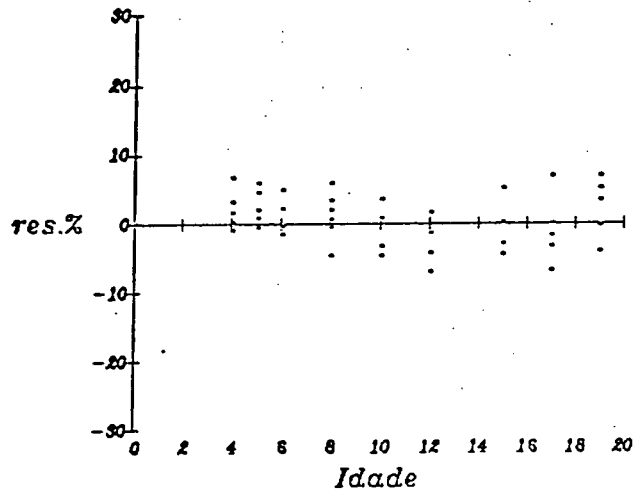


Figura 21 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio IV - Modelo 3

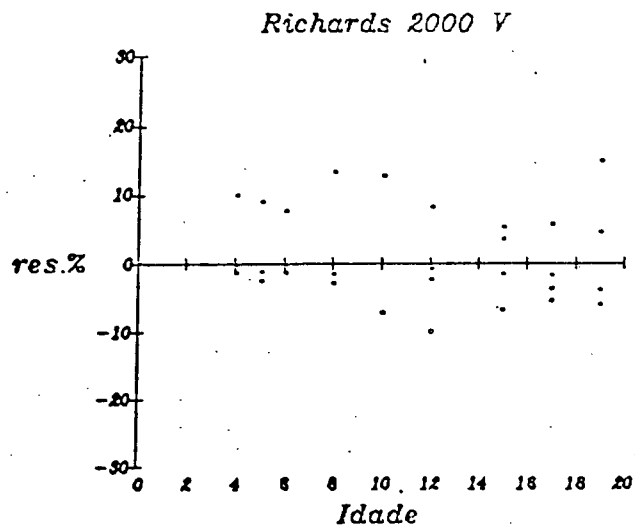


Figura 22 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio V - Modelo 3

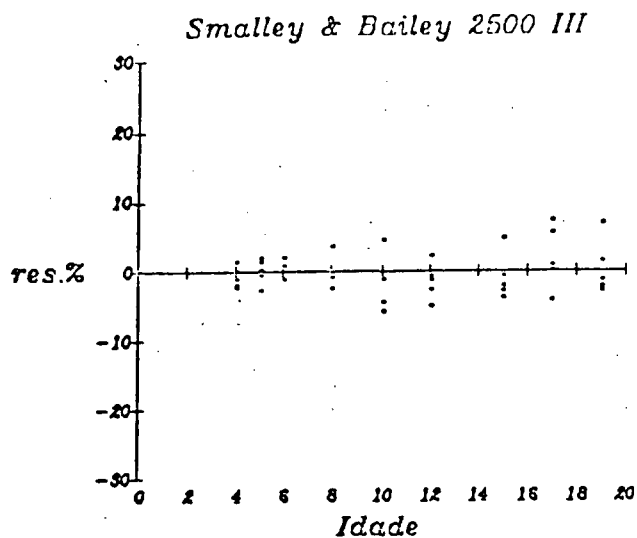


Figura 23 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio III - Modelo 4  
*Smalley & Bailey 2500 IV*

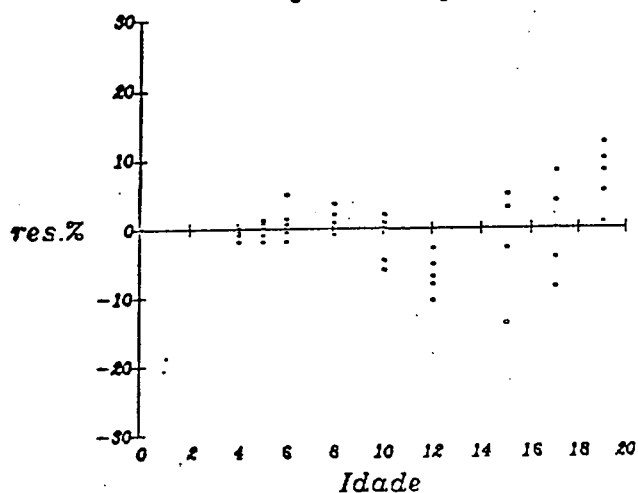


Figura 24 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio IV - Modelo 4

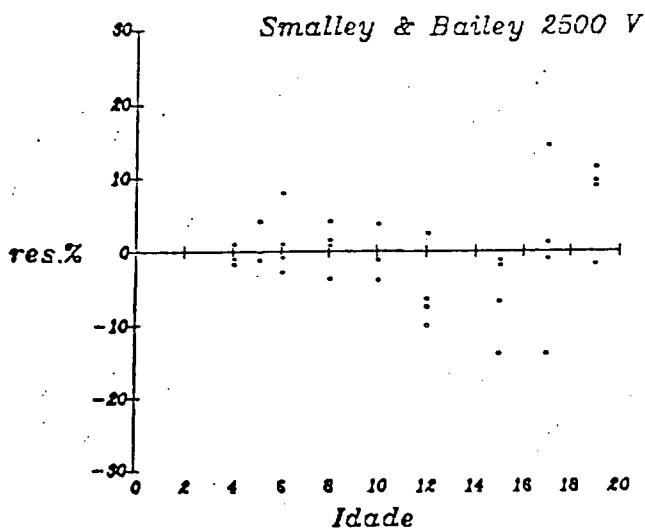


Figura 25 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio V - Modelo 4

## Smalley &amp; Bailey 2000 III

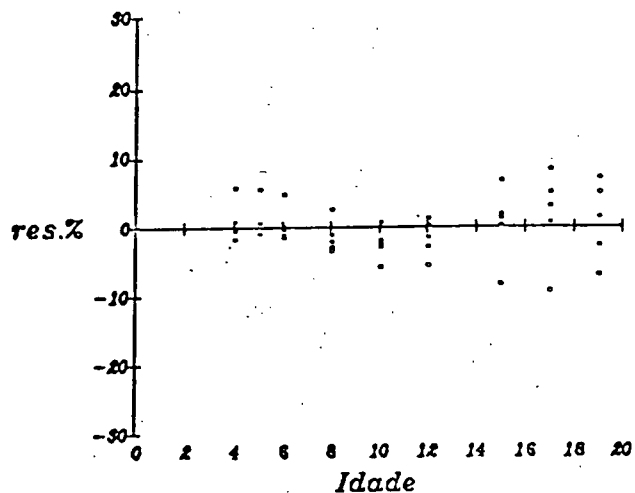


Figura 26 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio III - Modelo 4  
Smalley & Bailey 2000 IV

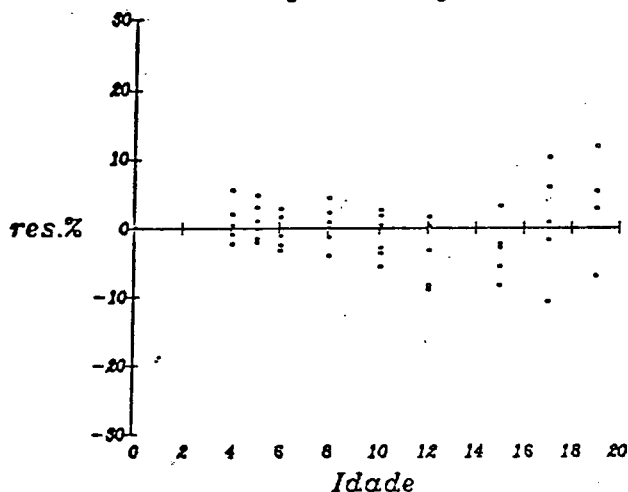


Figura 27 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio IV - Modelo 4

## Smalley &amp; Bailey 2000 V

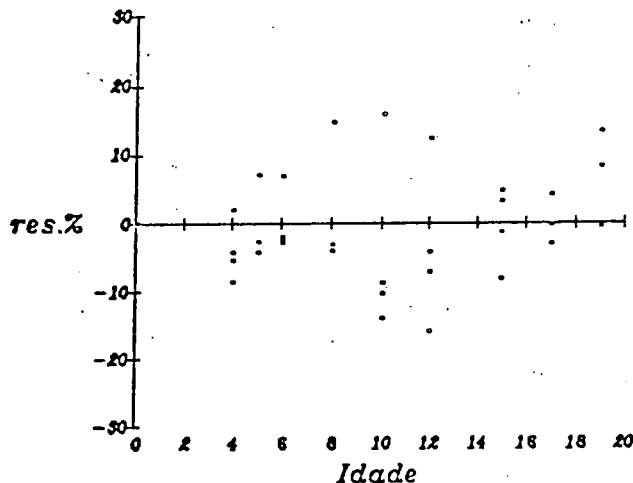


Figura 28 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes /ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio V - Modelo 4

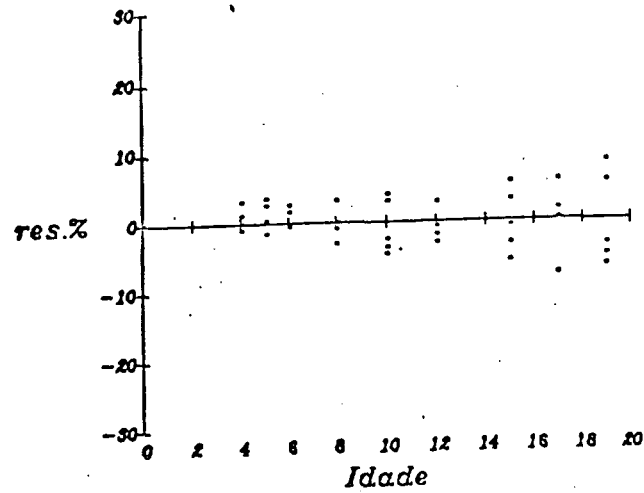


Figura 29 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio III - Modelo 5

## Clutter &amp; Jones 2500 IV

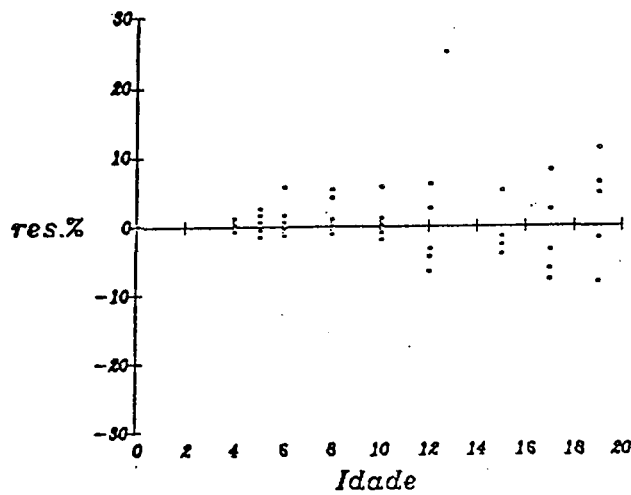


Figura 30 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio IV - Modelo 5

## Clutter &amp; Jones 2500 V

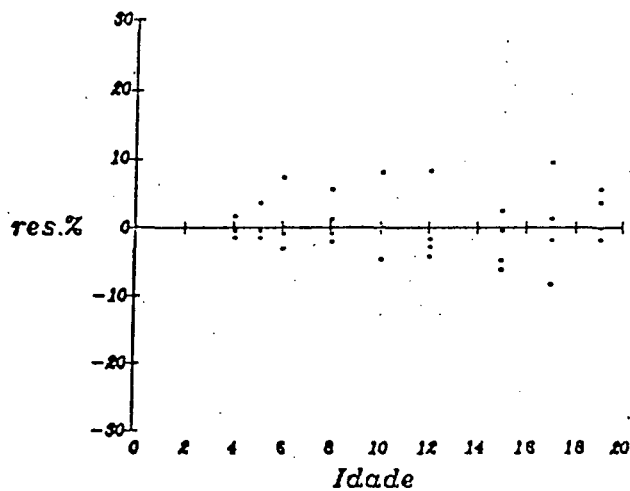


Figura 31 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio V - Modelo 5



## Clutter &amp; Jones 2000 III

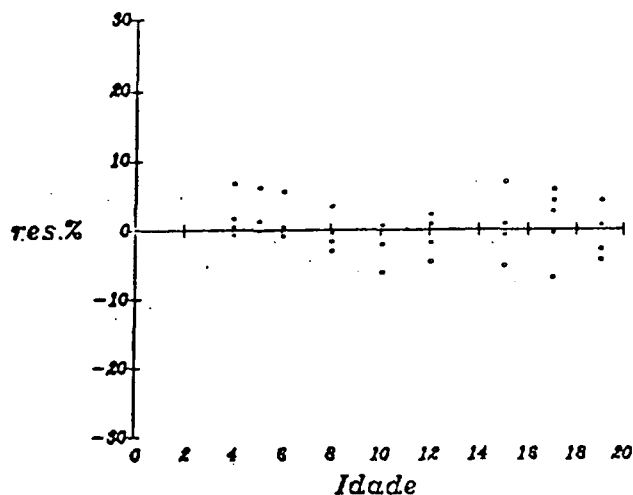


Figura 32 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio III - Modelo 5

## Clutter &amp; Jones 2000 IV

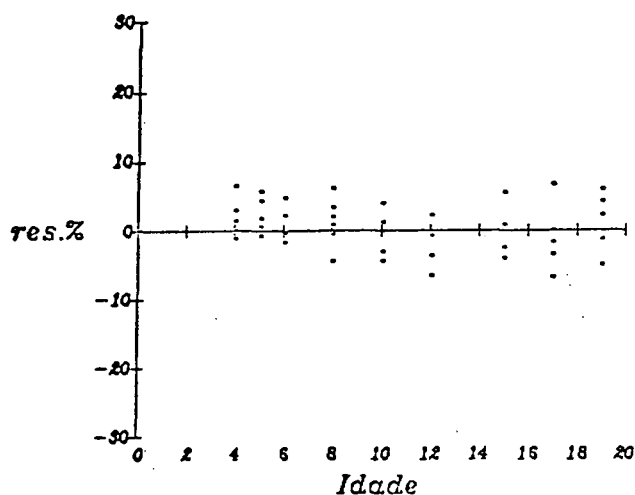


Figura 33 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio IV - Modelo 5

## Clutter &amp; Jones 2000 V

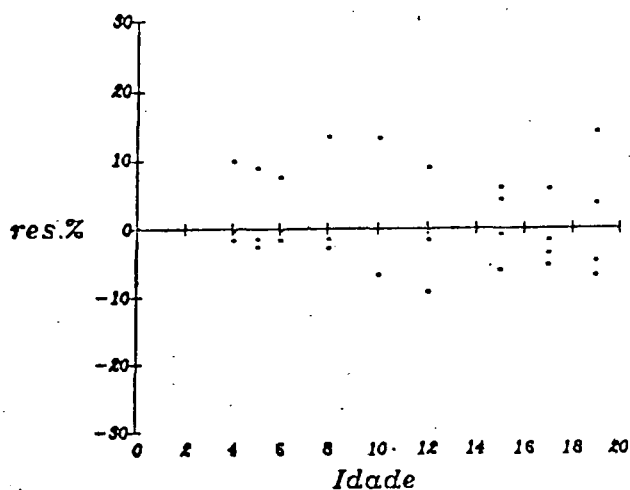


Figura 34 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio V - Modelo 5

## Silva 2500 III

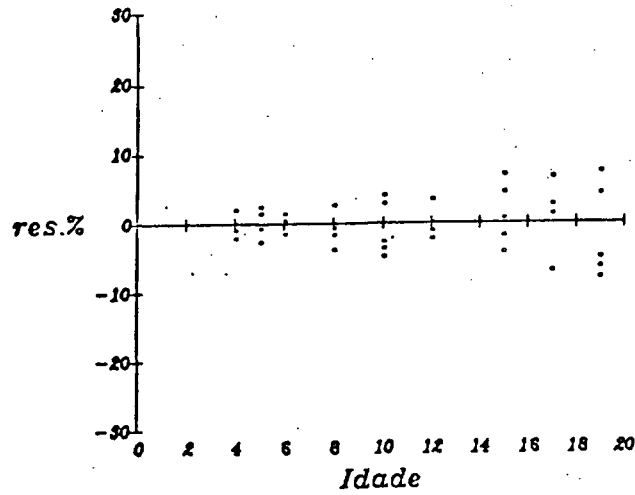


Figura 35 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio III - Modelo 6

## Silva 2500 IV

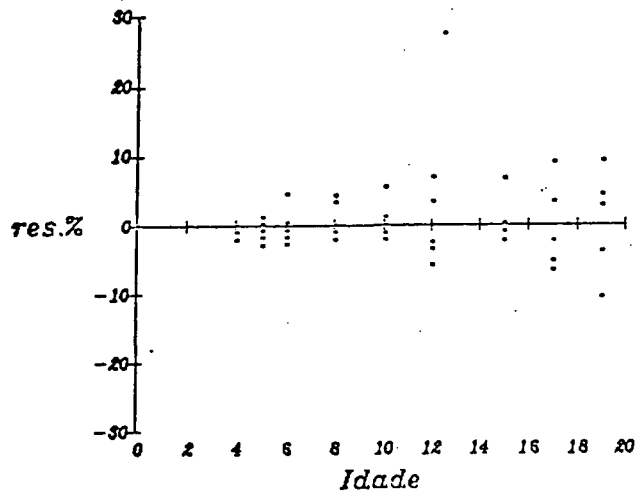


Figura 36 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio IV - Modelo 6

## Silva 2500 V

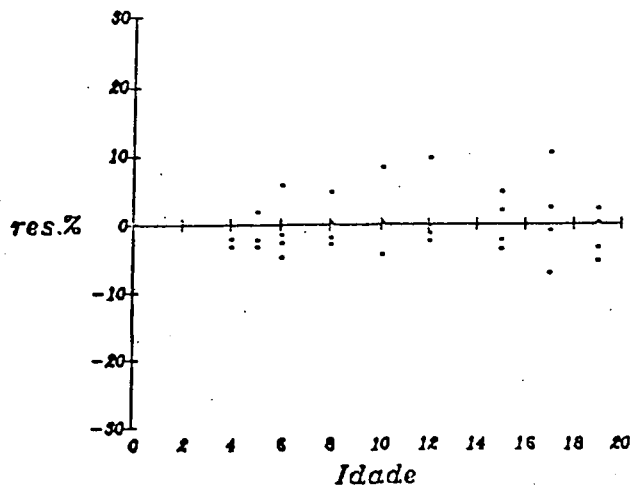


Figura 37 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio V - Modelo 6

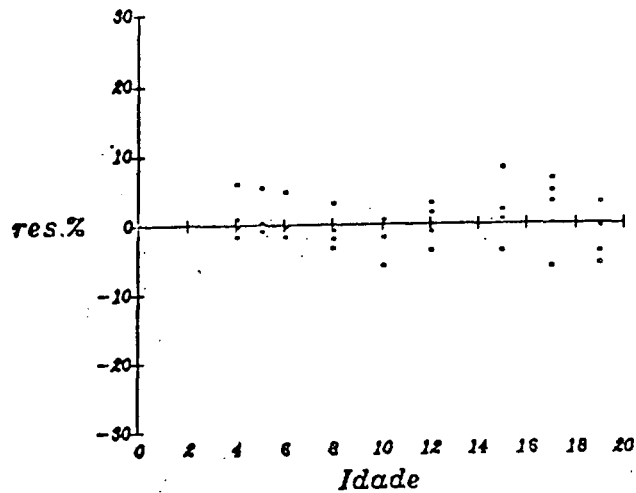


Figura 38 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio III - Modelo 6

Silva 2000 IV

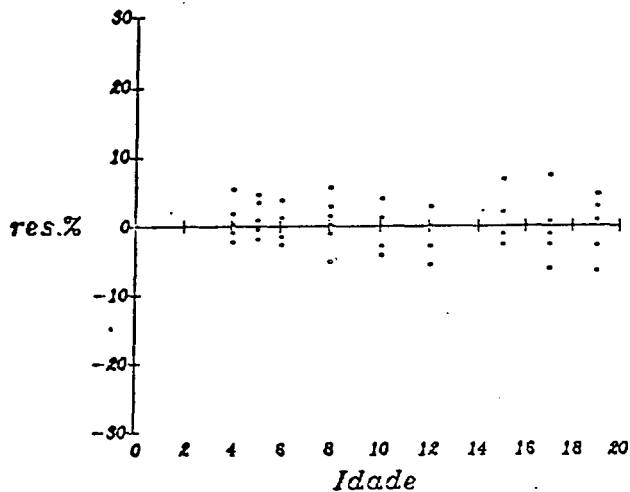


Figura 39 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio IV - Modelo 6

Silva 2000 V

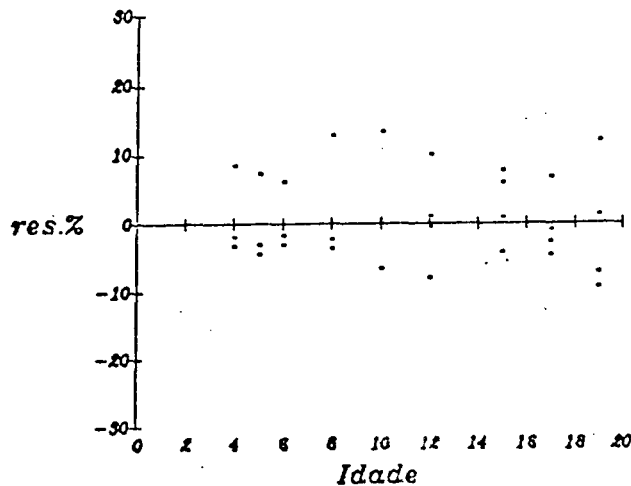


Figura 40 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio V - Modelo 6

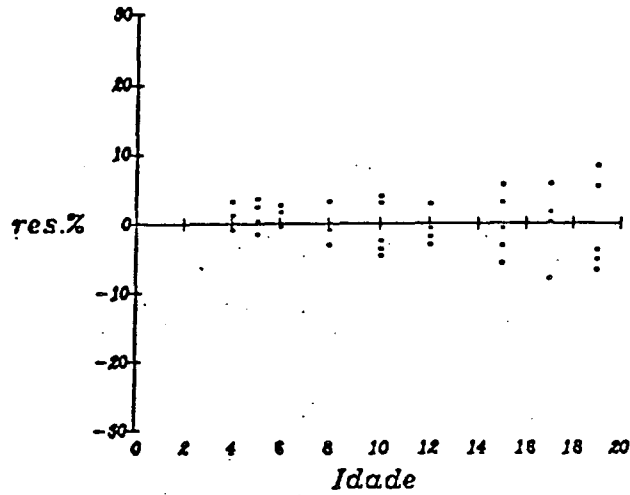


Figura 41 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio III - Modelo 7  
*Pienaar & Shiver 2500 IV*

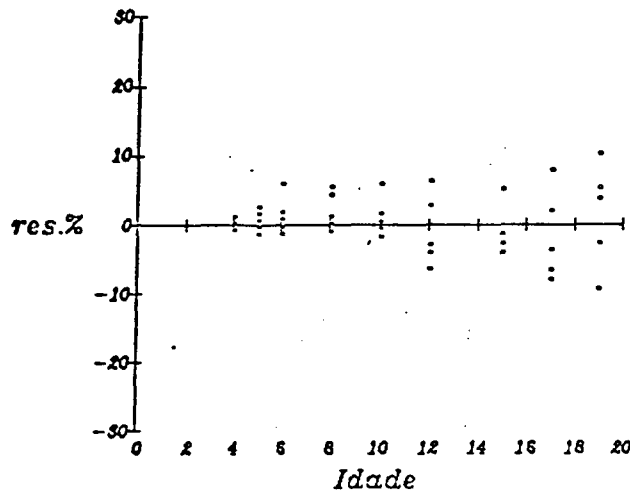


Figura 42 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio IV - Modelo 7

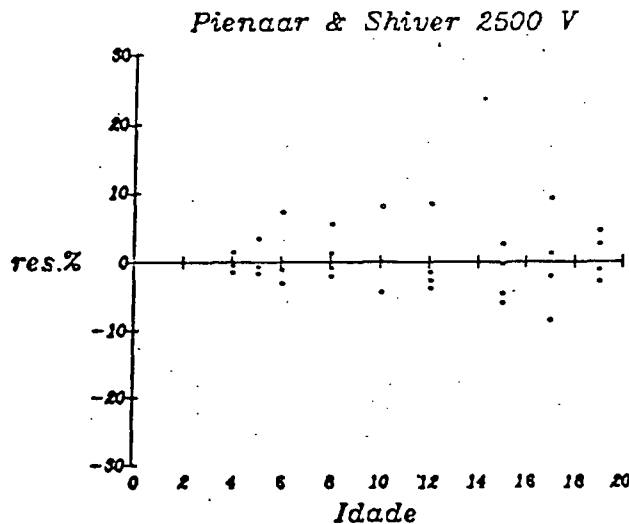


Figura 43 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio V - Modelo 7

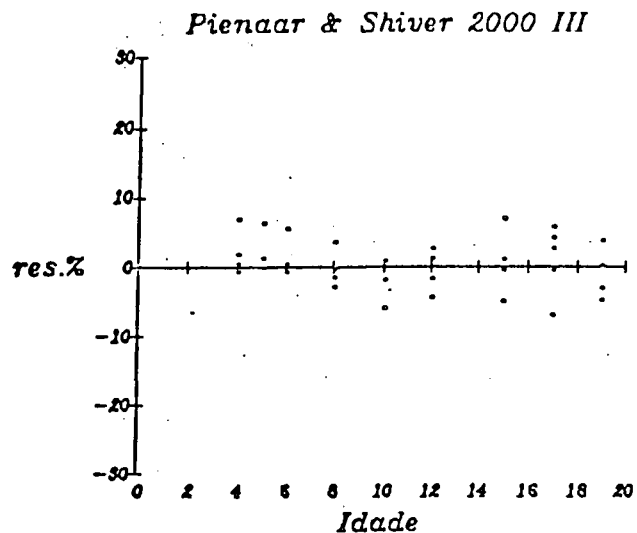


Figura 44 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio III - Modelo 7  
*Pienaar & Shiver 2000 IV*

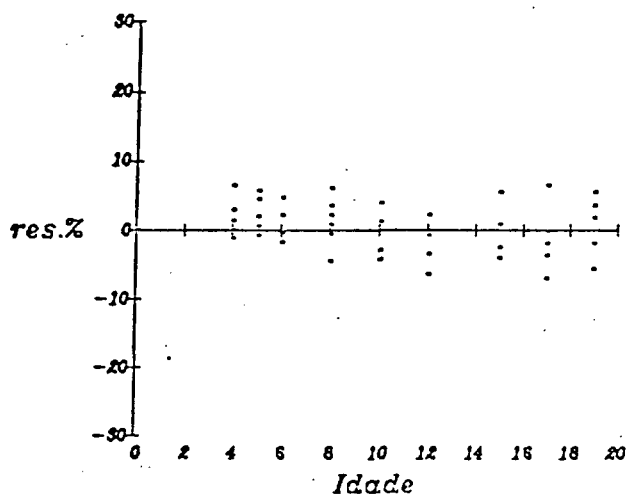


Figura 45 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio IV - Modelo 7

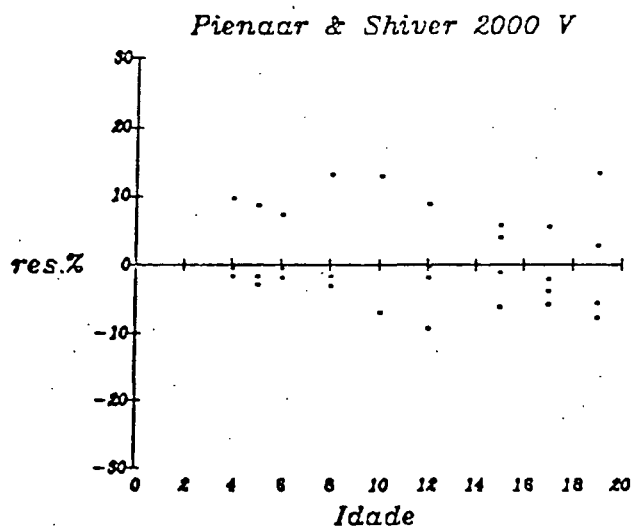


Figura 46 - Distribuição dos resíduos do número de árvores sobreviventes/ha em função da idade - Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio V - Modelo 7

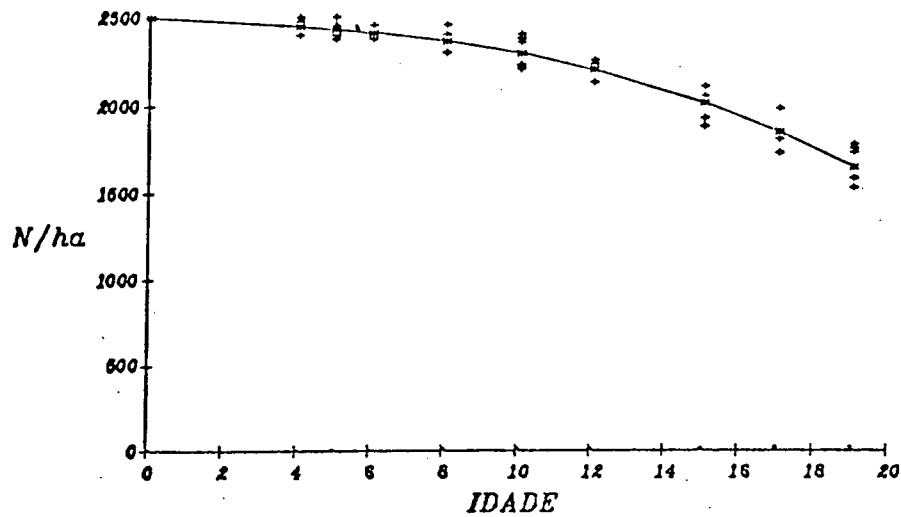


Figura 47 - Curva resultante do ajuste da equação de Silva para o Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio III

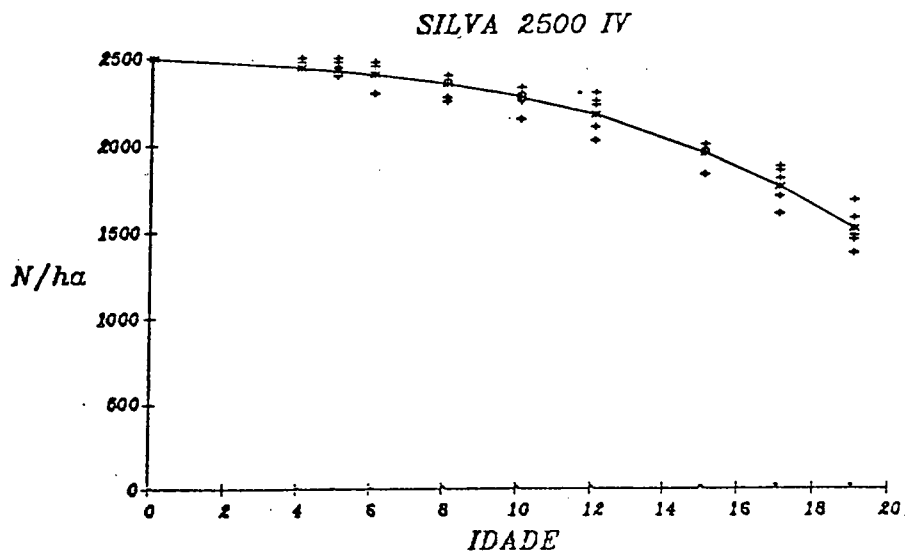


Figura 48 - Curva resultante do ajuste da equação de Silva para o Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio IV

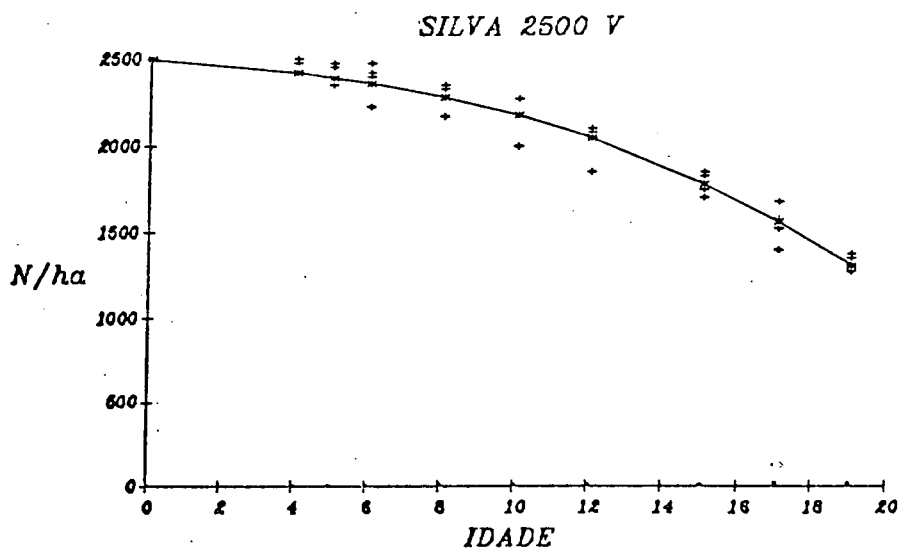


Figura 49 - Curva resultante do ajuste da equação de Silva para o Estrato 2500 árvores/ha - classe de sítio V

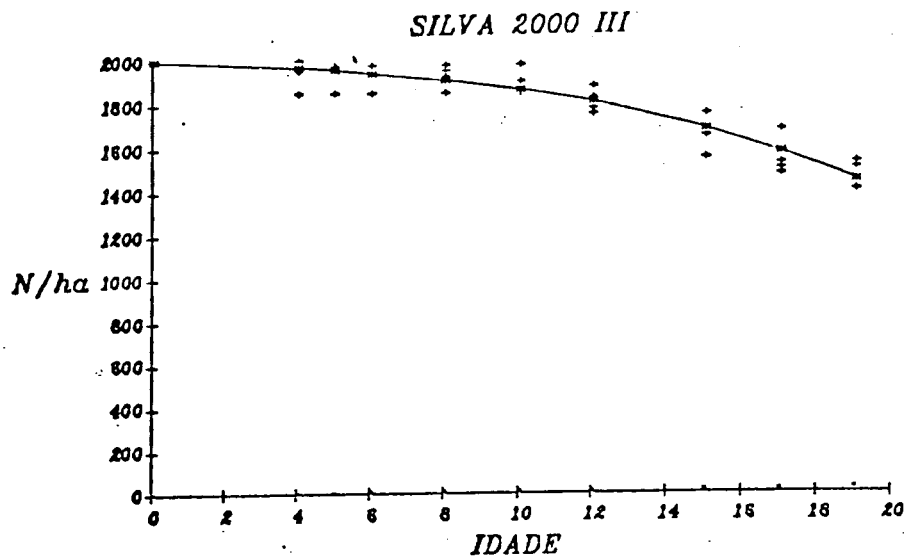


Figura 50 - Curva resultante do ajuste da equação de Silva para o Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio III

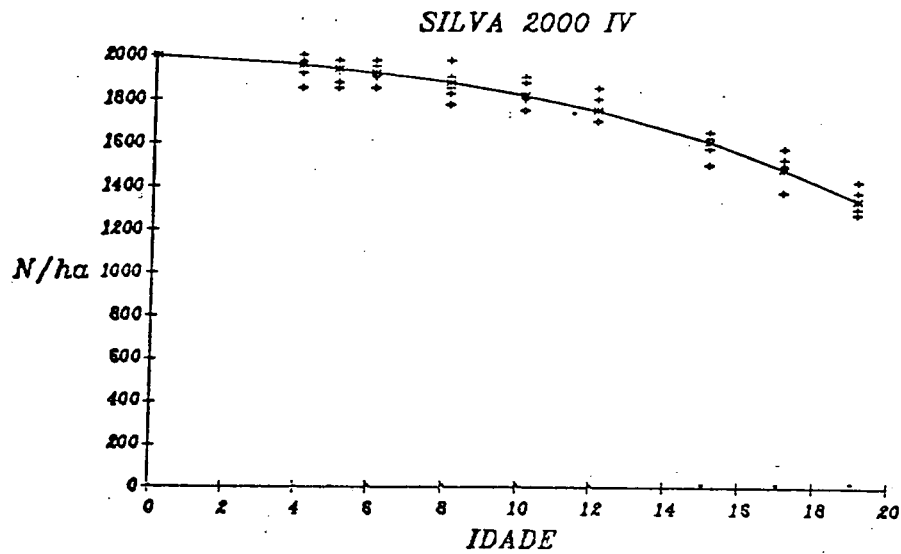


Figura 51 - Curva resultante do ajuste da equação de Silva para o Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio IV

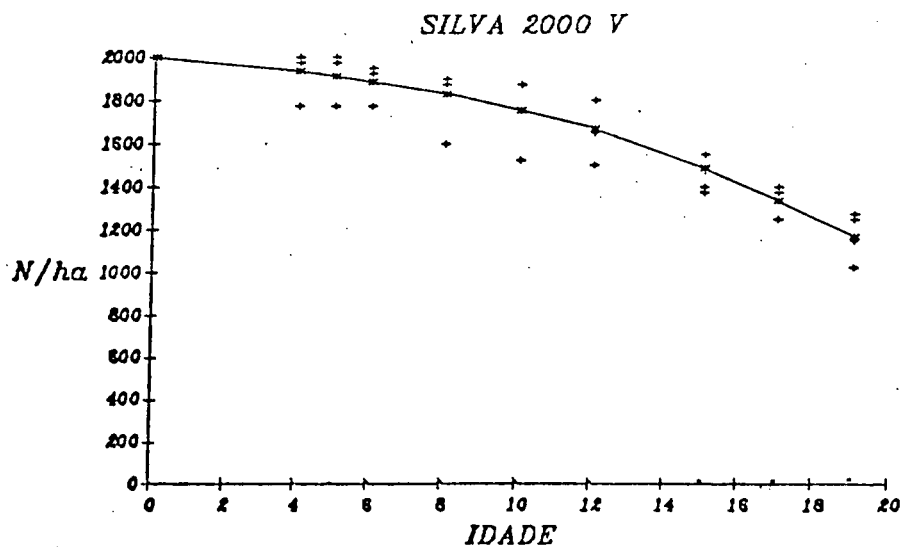


Figura 52 - Curva resultante do ajuste da equação de Silva para o Estrato 2000 árvores/ha - classe de sítio V

## 5 CONCLUSÕES

- Sobre os modelos testados:

Os dois povoamentos florestais com densidade inicial de plantio 2500 e 2000 árvores por hectare apresentaram heterogeneidade de variância quanto à variável sobrevivência, o que pode ser comprovado pela Tabela 3. Classificando-se as parcelas amostrais desses dois povoamentos em três diferentes classes de qualidade de sítio cada um, obteve-se uma homogeneização das variâncias da variável número de árvores sobreviventes por hectare ao longo da variável idade, fato também comprovado pela Tabela 3.

Analisando-se as estatísticas apresentadas nas Tabelas 6 a 13 e as análises dos comportamentos residuais, correspondentes às Figuras 5 a 46, conclui-se que o modelo 6 proposto por Silva foi o mais adequado dentre os 7 testados para predição da sobrevivência para os dados desta pesquisa. Este modelo apresentou valores satisfatórios para os indicadores estatísticos de ajuste, elevados valores de probabilidade cumulativa e comportamento uniforme na distribuição dos resíduos da variável número de árvores sobreviventes. O modelo 6, além de ser flexível e possuir forma algébrica simples, também mostrou-se de fácil ajuste requerendo baixo número de iterações. O modelo selecionado ainda possui uma característica adicional sobre os modelos de 2, 3 e 4, a qual afirma que



se um modelo é usado para predizer o número de árvores futuro  $N_2$  na idade futura  $A_2$ , e  $A_2$  e  $N_2$  são usados para predizer  $N_3$  numa idade  $A_3$ , sendo  $A_1 > A_2 > A_3$ , o resultado deve ser igual à projeção direta de  $A_1$  até  $A_3$ .

Os modelos 2, 3, 4, 5 e 7 também mostraram-se satisfatórios, gerando boas estimativas da sobrevivência para os dados deste estudo. Por outro lado, o modelo 1 proposto por Beverton mostrou-se inflexível para descrever o fenômeno mortalidade para os plantios florestais desta pesquisa, apresentando tendências que desaconselham o uso.

Os modelos de mortalidade satisfatórios desenvolvidos até hoje, devido à sua formulação matemática, em sua maioria não podem ser ajustados por regressão linear, requerendo a utilização de técnicas especiais de regressão não linear através de processos iterativos. Observou-se nesta pesquisa que para predição da sobrevivência este não é um fator limitante e que inviabiliza o ajuste de tais modelos, pois a técnica de regressão não linear é de factível compreensão e, com uso de um microcomputador comum pode-se ajustar esse tipo de equação pelo algoritmo de Marquardt com pequeno consumo de horas/máquina. Concluiu-se também que o procedimento Gráficos e Malhas (Grids and Plots) é um instrumento não complicado para se obter os parâmetros iniciais do ajuste de regressão não linear, sobretudo quando não se tem idéia prévia destes coeficientes.

Os resultados obtidos e as conclusões apresentadas são válidos para os dados desta pesquisa, porém a metodologia é aplicável para qualquer tipo de reflorestamentos cujos povoa-mentos não sofreram intervenções de desbastes. Para plantios

submetidos a diferentes regimes de manejo é necessário se avaliar previamente a extensão da mortalidade e outros fatores concernentes ao crescimento e a produção florestal antes de se adotar a técnica de projeção futura da densidade.

Finalmente, pelos resultados que esta pesquisa apresentou, é lícito afirmar que o modelo 6 (Silva) selecionado pode ser considerado o mais recomendável, entre os sete estudados, devendo ser prioritariamente testado como sub-componente em sistemas preditivos de crescimento e produção florestal de povoamentos implantados que necessitam funções específicas para estimar a densidade futura, considerando-se projeções à nível de povoamento.

- Sobre o comportamento da mortalidade

O comportamento da mortalidade para os povoamentos desta pesquisa apresentou, em termos gerais, em concordância com os estudos de MACHADO (24) em plantios de *Pinus taeda* na região central do Paraná, bem como outras pesquisas realizadas em reflorestamentos não desbastados de *Pinus* nos Estados Unidos. Antes de começar a competição, isto é, nas idades jovens, as taxas de mortalidade são baixas, aumentando progressivamente com a idade. A mortalidade foi mais acentuada nos povoamentos com maior densidade inicial de plantio (2500 árvores/ha). Isto é lógico, uma vez que num povoamento superestocado a competição é sempre mais intensa.

Observou-se também que a qualidade do local (sítio) tem influência na mortalidade. Especificamente para os dados

deste estudo a mortalidade foi mais elevada nos sítios mais pobres. Neste particular houve divergência com os estudos de MACHADO (24) (e mencionados por REUKEMA & BRUCE), que observou que a mortalidade é maior em sítios bons devido à competição iniciar-se antes. Porém as observações nesta pesquisa condizem com outros estudos (FEDUCCIA et al. (15) e DELL (11)). A relação entre a qualidade do sítio e sobrevivência parece ser um tema complexo, tanto é verdade que CLUTTER et al. (10) têm asserido que muitas análises têm falhado ao apresentar algum efeito do índice de sítio sobre a mortalidade das árvores. Uma apreciação mais concisa sobre esse fenômeno requer mais estudos. Como a classificação de sítio é sempre uma avaliação relativa é baseada apenas na altura dominante é provável que se fossem usadas outras curvas de índice de sítio para a classificação das parcelas deste estudo, que não as de SCOLFORO & MACHADO (34), outro tipo de relação poderia ser encontrada. Notou-se ainda que várias parcelas apresentaram alturas dominantes nos limites das curvas de índice de sítio, podendo ser incluídas em um sítio ou outro. Porém aqui usou-se exatamente os valores limítrofes citados por SCOLFORO & MACHADO (34) para classificação dos dados. Uma análise da influência da qualidade do sítio no comportamento da sobrevivência também requer um número de parcelas distribuídas em classes de sítio em maior amplitude. Devido à limitação dos dados disponíveis análises mais completas não foram possíveis.

As curvas de sobrevivência para serem vivos podem ser classificadas em dois tipos básicos: convexa ou exponencial negativa e côncava tendendo a uma sigmóide invertida (ODUM (28)).

Todavia vários estudos específicos para povoamentos florestais indicam que a forma em S invertido é a mais comum (HARMS (18), BUFORD & HAFLEY (6), PIENAAR & SHIVER (30)). Os povoamentos analisados nesta pesquisa apresentaram forma côncava até a idade 19 anos, ou seja, até a máxima idade onde foram coletadas informações de sobrevivência. Apesar de uma apreciação mais concreta não pode ser efetuada aqui, parece bastante lógico supor que a partir de uma certa idade as taxas de mortalidade se estabilizariam, resultando uma curva de sobrevivência em forma sigmóide invertida. Essa suposição tem implicações importantes para definição de espaçamentos de plantio e para o manejo de povoamentos não desbastados ou desbastados tardiamente. Segundo a lei do auto-desbaste devido a YODA et al. (40) a combinação entre o volume (ou peso) médio individual e a densidade da floresta quando grafados numa escala log-log sempre conduzem a uma linha reta com slope (declínio)  $-3/2$ . Como as práticas de manejo visam a otimização da produção ou crescimento e procuram limitar o estoque numa condição próxima da máxima densidade (pela definição do espaçamento ou por desbastes), seria importante o reconhecimento dessa região que caracteriza a concatenação da dimensão desejada das árvores com a densidade ideal. O prosseguimento de estudos de sobrevivência e suas implicações no desenvolvimento dos povoamentos permitirá indicações adicionais sobre a forma de curva de sobrevivência, bem como contribuirá para a definição de práticas silviculturais e para o aproveitamento racional dos reflorestamentos no Brasil.

## SUMMARY

The objective of this research was to test seven mortality functions, for unthinned slash pine (*Pinus elliottii* Engelm.) plantations located on Micro-region 260 "Campos de Itapeitinga", State of São Paulo, Brazil.

The mortality analyses was based on two sets of remeasurement data from 29 sample plots each of 200 m x 200 m (400 m<sup>2</sup>), with initial spacing 2,0 m x 2,0 m and 2,5 m x 2,0 m, representing 2500 and 2000 stems per hectare. Number of stems surviving was recorded for each plot at ages 0, 4, 5, 6, 8, 10, 12, 15, 17 and 19 years. All circumferences at breast height and heights were also recorded. The sets of data were previously classified in 3 site quality classes, resulting six different stands with similar characteristics.

The tested models were fitted through nonlinear least squares regression procedures by Marquardt's algorithm and number of trees surviving were estimated by the following models:

- Model 1 - Beverton

$$N_2 = N_1 ( \theta_1 + \theta_2 N_1 ) - ( A_2 - A_1 )$$

- Model 2 - derivation of the Weibull function

$$N_2 = N_1 \exp ( - ( ( A_2 - A_1 ) / \theta_1 )^{\theta_2} )$$

- Model 3 - derivation of the Richards function

$$N_2 = N_1 - N_1 ( ( 1 - \exp ( - \theta_1 ( A_2 - A_1 ) ) )^{\theta_2} )$$

- Model 4 - Smalley & Bailey

$$\ln ( N_1 / N_2 ) = A_2 ( \theta_1 \ln N_1 + \theta_3 \text{ hdom} + \theta_3 \sqrt{\text{hdom}} )$$

- Model 5 - Clutter & Jones

$$N_2 = ( N_1^{\theta_1} + \theta_2 ( A_2^{\theta_3} - A_1^{\theta_3} ) ( 1 / \theta_1 ) )$$

- Model 6 - Silva

$$N_2 = N_1 \exp \left( \theta_2 \left( \theta_1^{A_2} - \theta_1^{A_1} \right) \right)$$

- Model 7 - Pienaar & Shiver

$$\ln N_2 = \ln N_1 + \theta_1 \left( A_2^{\theta_2} - A_1^{\theta_2} \right)$$

Examination of  $R^2$  (coefficient of determination), F-test to significance of regression, syx (absolute residual standard error), syx % (relative residual standard error) and analyses of residual behavior by graphics and the test of cumulative probability were used to judge the goodness of fit.

Although most of the models examined in this research provide a high level of predictability with the constraints of the experimental data base used for the study, model 6 (Silva) was selected the best among the 7 tested. The Silva model was selected to predict surviving number of trees per hectare because converged easier, has a simpler algebraic form and also it is compatible to predict mortality at any point of time.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- 1 ADAMS, W.R. & CHAPMAN, G.L. Competition in some coniferous plantations. Vermont Agric. Exp. Sta. Bull., 489, 1942. 26p.
- 2 ALDER, D. Estimación del volumen y predicción del rendimiento. Roma, v.2, 1981. 79p. (Estudio FAO: Montes 22/2.)
- 3 ASSMAN, E. The principles of forest yield study. New York, Pergamon Press, New York, 1970. 506p.
- 4 BENNET, F.A. & CLUTTER, J.L. Multiple product yield estimates for unthinned Slash Pine plantations-pulpwood, saw-timber, gum. USDA. Forest Service. SE. Research Paper, 35:1-21, 1968.
- 5 BEEKHUIS, J. Prediction of yield and increment in *Pinus radiata* stands in New Zealand. New Zealand For. Serv. Tech., 49:1-41, 1966.
- 6 BUFORD, M.A. & HAFLEY, W.L. Probability distribution as models for mortality. For. Sci., 31:331-41, 1985.
- 7 BURKHART, H.E. Estimating growth and mortality. In: PROC. OF WORKSHOP OF S.A.F. INVENTORY GROUP: Inventory design and analysis. Colorado State University. 111-124, 1974.
- 8 CAMPOS, J.C.C. Análise do crescimento e da produção em plantações desbastadas. Rev. Árvore, SIF, 4(2):157-169, 1980.
- 9 CLUTTER, J.L.; FORSTON, J.C.; FIENAAR, L.V.; BRISTER, G.H.; BAILEY, R.L. Timber management: a quantitative approach. John Wiley, New York. 1983, 333p.
- 10 CLUTTER, J.L. & JONES, E.P. Jr. Prediction of growth after thinning in old field slash pine plantations. USDA. Forest Service. SE. Research Paper, 217: 1-14, 1980.
- 11 DELL, T.R.; FEDDUCCIA, D.P.; CAMPBELL, T.E.; MANN, W.F. Jr.; POLMER, B.H. Yields of unthinned slash pine plantations on cutover sites in the West Gulf region. USDA. For. Serv. SO. Res. Pap., 147:1-84, 1979.

- 12 DEVINE, O.J. & CLUTTER, J.L. Prediction of survival in slash pine plantations infested with fusiform rust. For. Sci., 31:84-89, 1985.
- 13 DRAPER, N. & SMITH, H. Applied regression analysis. John Wiley, New York. 1981, 109p.
- 14 EVERT, F. A model for regular mortality in unthinned white spruce plantations. For. Chron. 81:77-79, 1981.
- 15 FEDUCCIA, D.P.; DELL, T.R.; MANN, W.F.Jr.; CAMPBELL, T.E.; POLMER, B.H. Yields of unthinned loblolly pine plantations on cutover sites in the West Gulf region. USDA. For. Serv. SO. Res. Pap., 148:1-88, 1979.
- 16 GOLFARI, L. Coníferas aptas para reflorestamento nos Estados do Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul. Brasília, IBDF, 1971. 71p. (Boletim Técnico, 1).
- 17 HAMILTON, D.A. Events probability estimated by regression. USDA. For. Serv. INT. Res. Pap., 152, 1-18, 1974.
- 18 HARMS, W.R. A empirical function for predicting survival over a wide range of densities. USDA. For. Serv. SE. Gen. Tech. Rep., 24:334-337, 1983.
- 19 HETT, J.M. A dynamic analysis of age in sugar maple seedlings. Ecology 52:1071-1074, 1971.
- 20 HUSCH, B.; MILLER, C.I. & BEERS, T.W. Forest mensuration. 3a. Third Edition. New York. 1982. 397p.
- 21 LEE, Y.J. Predicting mortality for even-aged stands of lodgepole pine plantations. For. Chron., 47:29-32, 1971.
- 22 LENHART, J.D. Predicting survival of unthinned, old-field loblolly pine plantations. J. For., 70:754-755, 1972.
- 23 \_\_\_\_\_ & CLUTTER, J.L. Cubic-foot yields tables for old-field loblolly pine plantations in the Georgia Piedmont. Ga. For. Res. Council Rep. 22, Series 3, 1971. 13p.
- 24 MACHADO, S. do A. Estimativa de sobrevivência de *Pinus taeda* em plantios homogêneos. Rev. Floresta. 10(1):73-75, 1979.
- 25 MONSERUD, J.W. Simulation of forest tree mortality. For. Sci. 22:438 - 444, 1976.
- 26 MOSER, J.W. Dynamics of uneven-aged forest stands. For. Sci. 18:184-191, 1972.
- 27 NIMER, E. Climatologia da região sul do Brasil. R. Bras. Geografia, 33(4):3-65, 1971.



- 28 ODUM E.P. Ecologia. Rio de Janeiro. Ed. Interamericana, 1985, 434p.
- 29 OSBORN, J.G. A continuous inventory basis for determining growth, mortality and yield. In: \_\_\_\_\_ Timber management plan on the National Forest. U.S. Forest Serv., 1950. p. 40-45.
- 30 PIENAAR, L.V. & SHIVER, B.D. Survival functions for site-prepared slash pine plantation in the flatwoods of Georgia and Northern Florida. J. of Appl. For., 5:59-62, 1981.
- 31 PINDER, J.E.; WIENER, J.F. & SMITH, M.H. The Weibull distribution: a new method of summarizing survivorship data. Ecology, 59:175-179, 1978.
- 32 SCHUMACHER, F.X. A new growth curve and its application to timber-yield studies. J. For. 37:819-820, 1939.
- 33 SCHUMACHER, F.X. & COILE, T.S. Growth and yield of natural stands of southern pines. Durkan, 1960. 115p.
- 34 SCOLFORO, J.R.S. & MACHADO, S. do A. Curvas de índice de sítio para *Pinus elliottii* no Estado do Paraná e Santa Catarina. Rev. Floresta. 18(1-2), 1988.
- 35 SILVA, J.A.A. Dynamics of stand structure in fertilized slash pine plantations. Athens, 1986. 139p. (Tese Ph.D., University of Georgia).
- 36 SMALLEY, G.W. & BAILEY, R.L. Yield tables and stand structure for loblolly pine plantations in the Tennessee, Alabama and Georgia highlands. USDA. For. Serv. SO. Res. Pap. 96:1-81, 1974.
- 37 SOMERS, G.L.; ODERWALD, R.G.; HARMS, W.R. LANGDOM, O.G. Predicting mortality with a Weibull distribution. For. Sci. 26:291-300, 1980.
- 38 SPURR, S.H. Forest inventory. New York, Ronald Press, 1952.
- 39 STEEL, R.G.D. & TORRIE, J.M. Principles and procedures of statistics. New York. Mc Graw-Hill, 1960. 481p.
- 40 YODA, K.; KIRA, T.; OGAWA, W. & HOZUMI, K. Self-thinning in overcrowded pure stands under cultivated and natural conditions. J. Biol. Osaka City University 14:107-129, 1963.