

EMANUELL FLORENCIO PASSOS MARTINS

CURVAS DE ÍNDICE DE SÍTIO PARA LEUCENA [*Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit] NO AGRESTE DE PERNAMBUCO

RECIFE

2006

EMANUELL FLORENCIO PASSOS MARTINS

CURVAS DE ÍNDICE DE SÍTIO PARA LEUCENA [*Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit] NO AGRESTE DE PERNAMBUCO

Dissertação apresentada à
Universidade Federal Rural de
Pernambuco, para obtenção do
título de Mestre em Ciências
Florestais, Área de Concentração:
Manejo Florestal.

Orientador: Prof. Dr. José
Antônio Aleixo da Silva

Co-orientador: Prof. Dr. Rinaldo
Luiz Caraciolo Ferreira

Co-orientador: Prof. Dr. Tadeu
Jankovski

RECIFE

2006

EMANUELL FLORENCIO PASSOS MARTINS

CURVAS DE ÍNDICE DE SÍTIO PARA LEUCENA [*Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit] NO AGRESTE DE PERNAMBUCO

APROVADA em 30/3/2006

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Borko Stosic

Prof. Dr. Rinaldo Luiz Caraciolo Ferreira

Prof. Dr. Silmar Gonzaga Molica

Orientador:

Prof. PhD. José Antônio Aleixo da Silva - DCFL/UFRPE

RECIFE

2006

A meus pais, por todo amor e carinho depositados, e à minha esposa Patrícia de Carvalho Bezerra Mendonça, pela presença indispensável em minha vida.

Dedico.

AGRADECIMENTOS

Ao grandioso Deus, por tudo que tem proporcionado e por estar permitindo alcançar mais uma importante etapa em minha vida.

À Universidade Federal Rural de Pernambuco, em especial ao Departamento de Ciência Florestal, por ter dado todas as condições necessárias para o curso oferecido.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pela bolsa concedida.

Ao Professor Dr. José Antônio Aleixo da Silva, pela dedicação, ensinamentos e confiança sempre concedidos.

Aos Professores Rinaldo Luiz Caraciolo Ferreira e Tadeu Jankovski, pelo apoio dado durante todo o curso e co-orientação deste trabalho.

A todos os Professores do Programa de Pós-Graduação em Ciências Florestais que, diretamente ou indiretamente, contribuíram para o meu sucesso.

À Empresa Pernambucana de Pesquisa Agropecuária (IPA), Estação Experimental de Caruaru na pessoa do Engenheiro Agrônomo MSc. Ivan Ferraz, pela condução do experimento.

A minha família, em São Luis e Recife, da qual mais uma vez pude ter apoio necessário à conclusão desta jornada.

Aos amigos do mestrado de Ciências Florestais, pelos bons momentos passados juntos.

A Cícero Carlos Ramos de Brito, pela amizade indispensável e pelo trabalho em grupo realizado durante o período de realização desta dissertação.

A João Silva Rocha, pela paciência e ensinamentos durante a normalização deste trabalho.

MARTINS, EMANUELL FLORENCIO PASSOS. Curvas de índice de sítio para leucena [*Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit] no agreste de Pernambuco. 2005. Orientador: Prof. PhD José Antônio Aleixo da Silva. Co-Orientadores: Prof. Dr. Rinaldo Luiz Caraciolo Ferreira, Prof. Dr. Tadeu Jankovski.

RESUMO

O principal objetivo deste trabalho foi ajustar e comparar modelos de curvas de índice de sítio para *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit., variedade Hawaii (cv. K8), cultivada no Agreste de Pernambuco. Os dados foram obtidos de um experimento multivariado de medidas repetidas na Estação Experimental da Empresa Pernambucana de Pesquisa Agropecuária – IPA, no município de Caruaru – PE, considerando-se 544 árvores, cultivadas com e sem composto orgânico, em que foram realizadas 19 mensurações ao longo do tempo (1990-2003). Foram ajustados e comparados os modelos de Schumacher, Chapman-Richards, Silva-Bailey, Mitscherlich, Weibull e Clutter e Jones. Para a seleção das equações mais adequadas, utilizaram-se os índices de ajuste (I.A.), a distribuição gráfica dos resíduos e o teste de identidade de modelos de regressão. Os resultados indicaram que o modelo de Clutter-Jones apresentou o mais alto valor de I.A. com 92,0 % para tratamento 1 (leucenas não adubadas com composto orgânico no plantio) e para o tratamento 2 (leucenas adubadas com composto orgânico no plantio) com valor de I.A. igual a 93,1 %. Nos gráficos das distribuições residuais os modelos não apresentaram tendência. No teste de identidade dos modelos de regressão verificou-se não haver diferença significativa ao nível de 5 % de probabilidade entre os modelos testados. Por ser um modelo com o menor número de parâmetros entre os testados e por ser freqüentemente utilizado na Ciência Florestal, o modelo de Schumacher merece especial destaque em trabalhos de índice de sítio.

MARTINS, EMANUELL FLORENCIO PASSOS. Site index curves for leucaena [*Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit] in agreste of Pernambuco. 2005. Adviser: Prof. PhD José Antônio Aleixo da Silva. Co-Adviser: Prof. Dr. Rinaldo Luiz Caraciolo Ferreira, Prof. Dr. Tadeu Jankovski.

ABSTRACT

The main goal of this work was to construct and compare site index curves for leucena [*Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit] variety Hawaii (cv K8) in the Agreste area of the state of Pernambuco, Northeast of Brazil. The data set came from a multivariate experiment of repeated measurements that was carried out in the Empresa Pernambucana de Pesquisa Agropecuária (IPA), Experimental Station of Caruaru, in which 544 trees fertilized with and without organic compound, were measured 19 times during the period of 1990 – 2003. The models of Schumacher, Chapman-Richards, Silva-Bailey, Mitscherlich, Weibull and Clutter-Jones were tested and compared. To select the best equations the Index of Fit (IF), the graphic of the residuals distribution and the models identity test were used, and the results shows that the model of Clutter-Jones provided a better fit (IF= 92,0%) for the treatment 1 (leucena planted without organic compound) and for the treatment 2 with an IF= 93,1% (leucaena planted with organic compound). As the Schumacher model has been used frequently in forestry and has the small number of parameters it deserves special focus in studies of site index.

LISTA DE FIGURAS

	Página
Figura 1 Distribuição gráfica dos resíduos para os modelos testados nos tratamentos sem composto orgânico.....	62
Figura 2 Distribuição gráfica dos resíduos para os modelos testados nos tratamentos com composto orgânico.....	63
Figura 3 Curvas de índice de sítio para os modelos testados nos tratamentos sem composto orgânico.....	66
Figura 4 Curvas de índice de sítio para os modelos testados nos tratamentos com composto orgânico.....	67

LISTA DE TABELAS

	Página
Tabela 1	Datas das Medições do experimento..... 49
Tabela 2	Modelos matemáticos para construção das curvas de índice de sítio.... 50
Tabela 3	Estimativas dos parâmetros dos modelos testados com respectivos índices de ajuste (I.A.) para cada tratamento..... 54
Tabela 4	Estatísticas descritivas dos dados observados em cada idade nos tratamentos..... 57
Tabela 5	Cálculo das estimativas das alturas através dos modelos aplicados em leucena para o tratamento sem composto..... 58
Tabela 6	Cálculo das estimativas das alturas através dos modelos aplicados em leucena para o tratamento com composto..... 59
Tabela 7	Coeficientes de variação de cada equação nos diferentes tratamentos. 60
Tabela 8	Modelos ajustados para construção das curvas de índice de sítio..... 64
Tabela 9	Teste de identidade dos modelos de Schumacher, Chapman-Richards, Silva-Bailey e Clutter-Jones (Grupo 1) e Mitscherlich e Weibull (Grupo 2) no tratamento sem composto orgânico..... 68
Tabela 10	Teste de identidade dos modelos de Schumacher, Chapman-Richards, Silva-Bailey e Clutter-Jones (Grupo 1) e Mitscherlich e Weibull (Grupo 2) no tratamento com composto orgânico..... 70

LISTA DE APÊNDICE

	Página
Apêndice.....	83
Tabela 11 Cálculo dos resíduos das estimativas das alturas de leucena estimado pelos modelos para o tratamento sem composto orgânico na Estação Experimental da Empresa Pernambucana de Pesquisa Agropecuária (IPA) em Caruaru – PE.....	84
Tabela 12 Cálculo dos resíduos das estimativas das alturas de leucena estimado pelos modelos para o tratamento com composto orgânico na Estação Experimental da Empresa Pernambucana de Pesquisa Agropecuária (IPA) em Caruaru – PE.....	85

LISTA DE ANEXOS

	Página
1 Anexo.....	86
2 Anexo A (Dedução dos modelos de crescimento).....	87

LISTA DE QUADROS

	Página
1 Descrição dos tratamentos considerados.....	49

SUMÁRIO

	Página
1 INTRODUÇÃO.....	13
2 REVISÃO DE LITERATURA.....	16
2.1 Leucena.....	16
2.2 Qualidade do Sítio.....	17
2.3 Funções de Índice de Sítio.....	26
2.4 Modelagem.....	27
2.5 Construção de curvas de Índice de Sítio.....	30
2.6 Modelos para Índice de Sítio.....	36
2.6.1 Modelo de Schumacher.....	36
2.6.2 Modelo de Von Bertalanffy.....	37
2.6.3 Modelo de Chapman-Richards.....	38
2.6.4 Modelo de Silva-Bailey.....	41
2.6.5 Modelo de Mitscherlich.....	43
2.6.6 Modelo de Weibull.....	44
2.6.7 Modelo de Clutter-Jones.....	45
2.7 Critérios para a seleção das equações de Índice de Sítio.....	46
3 MATERIAIS E MÉTODOS.....	48
3.1 Caracterização do experimento.....	48
3.2 Modelos ajustados.....	50
3.3 Critérios de avaliação de modelos.....	51
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	54
5 CONCLUSÕES.....	72
6 REFERÊNCIAS.....	73
APÊNDICE.....	83

1 INTRODUÇÃO

A *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit, vulgarmente denominada leucena é uma espécie pertencente à Família Leguminosae, sendo originária da América Central, tendo emprego bastante diversificado. A leucena produz grande quantidade de sementes viáveis, o que facilita sua propagação em larga escala, além de produzir forragem de boa qualidade. A sua utilização na alimentação animal pode elevar sensivelmente a produtividade dos rebanhos em regiões tropicais, pois as pastagens predominantes não são capazes de atender às demandas de energia, proteína e minerais, especialmente quando existe uma estação seca bastante prolongada. (TELES et. al., 2000).

A leucena é uma espécie de rápido crescimento, chegando a atingir até três metros de altura no primeiro ano, e com grande capacidade de regeneração. A espécie é também uma excelente alternativa madeireira (lenha para energia e estacas tratadas para cercas) para as condições semi-áridas do nordeste brasileiro, devido à boa adaptabilidade e ao bom desempenho silvicultural, destacando-se ainda a vantagem de servir como alternativa para preservação das espécies nativas e de recuperação de áreas degradadas (DRUMMOND, 2004).

Um importante fator no desenvolvimento de essências florestais, como a leucena, é a capacidade produtiva dos locais em que essas essências se desenvolvem, pois constitui uma ferramenta importante para o manejo florestal. Desse modo, modelar a capacidade produtiva do local em que a leucena se desenvolve poderá contribuir bastante para tomadas de decisões no manejo florestal da espécie.

A ciência florestal tem um longo histórico de uso de métodos quantitativos de modelagem que são bastante utilizados em inventários florestais, no manejo e na prognose do crescimento florestal, através da utilização de dados oriundos de observações no campo. A modelagem, a análise de sistemas e a prognose são indispensáveis no manejo dos povoamentos. Os modelos são sínteses de observações e/ou fenômenos biológicos aplicados nas condições sob as quais foram coletados os dados. Esses modelos são imprescindíveis na prognose dos futuros recursos florestais,

na escolha de metodologias silviculturais e no apoio à tomada de decisões no manejo e na política florestal (SPATHELF e NUTTO, 2000).

As tabelas de produção de povoamentos florestais são estimadas com base no crescimento médio de povoamentos com diferentes idades, em períodos estabelecidos em um determinado sítio. As principais variáveis empregadas na maioria das tabelas de produção são: espécie, idade e índice de sítio (SPATHELF e NUTTO, 2000).

Sítio é definido pelos ecólogos como uma unidade geográfica uniforme que se caracteriza por certa combinação estável dos fatores presentes no meio e pelo manejo como um fator de produção primário que tem por capacidade a produção de madeira ou produtos florestais (SCOLFORO, 1993). O índice de sítio é a medida do potencial da produtividade do sítio – a capacidade de uma área em desenvolver determinadas espécies (BRITISH COLUMBIA, 1999).

Segundo Clutter et al. (1983), tais sítios podem ser classificados por fatores edáficos, climáticos, fisiográficos, vegetação rasteira, multifatorial de sítio, registro histórico e elementos dendrométricos como o volume, a área basal ou a altura.

A variável dendrométrica possuidora dos melhores pré-requisitos para um bom indicador de sítio é a altura dominante, pois possui uma boa correlação com a produção volumétrica, indica a qualidade do sítio para todas as idades presentes no povoamento e é menos dependente da densidade do povoamento (TONINI et al., 2001). Neste caso, o índice de sítio se refere a uma altura dominante ou a uma classe de produção relativa em uma idade de referência do povoamento (SPATHELF e NUTTO, 2000).

Segundo Clutter et al. (1983), as curvas de índice sítio podem ser obtidas de medidas que indicam a relação altura-idade de árvores em um determinado período de tempo, em parcelas permanentes, ou através da reconstituição do desenvolvimento das árvores em parcelas temporárias.

As curvas de índice de sítio, na área florestal, têm sido o método mais prático e difundido para classificação da produtividade, uma vez que utilizam a variável altura dominante, que é uma resposta aos fatores ambientais interrelacionados, podendo ser correlacionada com a produção volumétrica, sem sofrer a influência significativa, quando comparado com outras variáveis da árvore, dos tratamentos silviculturais e da competição entre espécies (TONINI et al., 2001).

Para que haja o planejamento e a estruturação da produção, torna-se necessário conhecer a produtividade dos sítios florestais. As curvas de índice de sítio são ferramentas indispensáveis no processo de elaboração das tabelas de produção e sortimento dos povoamentos, sendo importantes para o planejamento técnico e econômico do empreendimento florestal (SELLE, 1993).

A metodologia do uso de curva de índice de sítio para expressar a qualidade do local tem sido utilizada com frequência na ciência florestal, como nos trabalhos de Scolforo (1992), Selle (1993), Cunha Neto et al. (1996), Chen et al. (1998), Teshome e Petty (2000), Andenmatten e Letourneau (2000), Tonini et al. (2002) e Abreu et al. (2002); e teve seu marco inicial no trabalho de Schumacher (1939).

O presente trabalho tem por objetivo ajustar e comparar curvas de índice de sítio para *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit., no Agreste de Pernambuco.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 Leucena

A *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit. tem demonstrado grande interesse no meio científico devido a sua grande versatilidade dentre leguminosas de regiões de clima tropical, sendo a mais comum espécie do gênero *Leucaena* (VIEIRA, 1992). Segundo Barroso et al. (1999) o gênero *Leucaena* pertence à família Leguminosae, subfamília Mimosoideae.

A leucena se desenvolve bem em regiões com altitudes inferiores a 500 m, com temperaturas elevadas e pluviosidade anual compreendida entre 500 e 1700 mm (MENDES, 1986).

Carvalho et al. (2001) afirmam que a pluviosidade mínima anual necessária para um bom desenvolvimento da leucena é de 525 mm, mas esta tem a capacidade de sobreviver em locais onde a pluviosidade mínima é de até 230 mm. Essa espécie se desenvolve melhor em ambientes com temperaturas que variam de 22° a 30° C, preferindo insolação direta, perdendo as folhas quando sombreada.

A leucena é uma espécie que pode ter várias utilidades, como o uso em banco de proteína, para pastejo direto, para a produção de forragem verde, feno, silagem, adubação verde, consórcio com culturas anuais e gramíneas forrageiras e, para produção de sementes. Tal versatilidade mostra-se como uma alternativa viável para a agropecuária da região semi-árida (SOUSA, 2005).

A leucena é considerada por muitos produtores de regiões de clima semi-árido como a “rainha” das leguminosas. Essa consideração se deve ao fato de que a espécie, além de apresentar uma boa produtividade, que pode variar, dependendo do período de produção, de dois até oito toneladas de matéria seca comestível, incluindo até 750 Kg de sementes/ha/ano, possuir também ótima qualidade nutricional, apresentando uma boa composição química e alta aceitabilidade pelos animais (CARVALHO et al., 2001).

2.2 Qualidade de sítio

Em muitas classificações de área florestal, o uso do conceito de sítio como uma unidade ecológica primária é bem estabelecida. Sítio é geralmente visto como um complexo integrado de todos os fatores ambientais dentro de uma área descrita (LOUW e SCHOLEN, 2002).

Numa floresta, uma árvore é influenciada pelos fatores genéticos que estão em integração com o meio ambiente, o qual compreendem os fatores climáticos, edáficos, topográfico e a competição com outros vegetais e animais. Todos estes fatores integrados expressam a qualidade do sítio, sendo que, se as condições de crescimento são boas, o sítio é considerado bom e vice-versa (SELLE et al., 1994).

No contexto do manejo florestal, a qualidade de sítio tem sido definida como o potencial de produção de um sítio para um particular tipo de floresta ou espécies. A qualidade de sítio tem significado somente no que diz respeito a uma ou mais espécies que podem ser consideradas para o manejo em uma determinada área.

A qualidade de sítio é um dos fatores mais importantes na determinação do crescimento das árvores e das massas florestais, assim como na determinação da produção local (MORA e MEZA, 2005).

Segundo Tonini et al. (2001), a determinação da qualidade de sítio pode ser feita por métodos indiretos, em que a capacidade produtiva é estimada a partir de atributos do sítio, e métodos diretos, que medem a capacidade produtiva pelo crescimento da espécie ou floresta.

2.2.1 Métodos indiretos

Nos métodos indiretos, em geral, os fatores de sítio e de crescimento podem ser classificados como: fatores primários, que são independentes do ecossistema ou comunidade florestal, como o macroclima, a topografia e rocha de origem, e fatores secundários, que são influenciados e desenvolvidos pelos componentes do ecossistema, como o microclima, o solo florestal, matéria orgânica, regime de umidade e lençol freático (CLUTTER et al., 1983).

Gonçalves (1988) reitera que nos métodos indiretos a capacidade produtiva é estimada a partir de atributos do ambiente, como por exemplo, aqueles relativos às propriedades físicas e químicas do solo.

2.2.1.1 Classificação do sítio mediante a vegetação baixa

Certas plantas, especialmente as que são componentes da vegetação baixa, são tão sensíveis à qualidade do sítio que a sua presença ou ausência, ou a sua abundância relativa, serve para a classificação da qualidade de sítio (MORHEAD e CODER, 1994).

A desvantagem proveniente da classificação do sítio mediante esta vegetação está no fato de que, em regiões com variação das condições ecológicas, esta técnica deve ser necessariamente, muito complicada, exigindo bastante de conhecimentos botânicos. O uso de plantas indicadoras é o método mais viável em regiões temperadas onde são poucas as espécies, se comparadas às existentes nas regiões tropicais (BURGER, 1974).

Este método permite uma avaliação relativa ou qualitativa dos sítios, pois a vegetação de sub-bosque, muitas vezes, reflete somente a fertilidade do horizonte superficial do perfil do solo. O consenso geral é que a vegetação não é suficiente para a determinação da qualidade de sítio florestal, mas que outros atributos possam ser utilizados em conjunto com esta, tornando o processo mais amplo do ponto de vista ecológico (SCOLFORO, 1993).

Visto que a profundidade da raiz das árvores é variável, e que sua relação para fatores do local também pode diferir em relação à vegetação baixa, não se pode esperar, completamente, o reflexo da produtividade do local para árvores. Entretanto, tipos de cobertura vegetal refletem, temporariamente, as mudanças do local que não são facilmente reconhecíveis e não são medidas nas árvores. Esses tipos são divididos, às vezes, nos tipos básicos ou fundamentais que refletem as mudanças do local devido a influências como o corte, o fogo, pastagem, etc., que para um período mais ou menos prolongado influenciarão na qualidade do local. Os tipos de cobertura vegetal, comparados com muitos outros indicadores do local, têm a vantagem de que,

como eles mesmos são partes integrantes da floresta, estão refletindo certo número de fatores do local (HEIBERG e WHITE, 1956).

2.2.1.2 Uso de fatores edáficos, climáticos e topográficos na estimativa da qualidade de sítio

Em muitas espécies, já foram provadas correlações estreitas entre a produção quantitativa e determinadas características presentes no solo, como a profundidade do horizonte B₂ e o conteúdo de determinados elementos no solo, como N, P e K. Tais correlações são muito relevantes para a previsão de produção de uma espécie em locais onde no momento não existe floresta ou floresta de outra espécie (BURGUER, 1974).

Os fatores do solo geralmente explicam 65% a 85% do desenvolvimento em altura da árvore recebendo, portanto, bastante atenção para a avaliação da qualidade do sítio. No entanto, um dos problemas dessa classificação é que muitas vezes se baseiam em cartas de solos elaboradas para culturas agrícolas, que podem levar a uma relação solo-índice de sítio insatisfatória para as espécies florestais. Há também a recomendação deste procedimento para povoamentos jovens, pois classificações baseadas na altura das árvores dominantes podem levar a erros, já que existe a influência da competição e dos tratos culturais. Dessa maneira, para melhorar a relação solo-índice de sítio, torna-se necessário à utilização de outros fatores de solos (SCOLFORO, 1993).

O efeito das variáveis climáticas sobre a qualidade do sítio é notado em extensas regiões. Para pequenas regiões, onde existe a ocorrência de diminutos efeitos microclimáticos, as variáveis topográficas e pedológicas explicam melhor as variações de crescimento das árvores. Pode-se avaliar a existência ou não de limitações climáticas para diferentes espécies florestais através da reunião e análise dos dados meteorológicos, como o balanço hídrico e outros parâmetros climáticos. A ocorrência de baixas temperaturas, deficiências hídricas acentuadas ou de elevados excedentes hídricos são alguns exemplos de limitações climáticas para determinadas espécies (GONÇALVES, 1988).

Em adição, a capacidade produtiva de um determinado local pode ser indicada pela combinação de um índice climático com fatores que indicam a fertilidade do solo (BURGER, 1974).

Além disso, clima e topografia são importantes, principalmente, em regiões montanhosas, onde esses aspectos são variáveis freqüentemente consideradas para estimativa de índice de sítio (SMALLEY, 2004).

A altitude relativa, ou posição topográfica, com relação a outras áreas dentro de uma grande região climática e edáfica, pode dar uma outra medida indireta da qualidade de local. A altitude, por si só, não é um fator direto do local, mas reflete relações da temperatura e da umidade (HEIBERG e WHITE, 1956).

A classificação topográfica de sítios pode ser feita rapidamente por fotografias aéreas e mapas, sem a necessidade de levantamento de fatores edáficos (TONINI, 2001).

2.2.1.4 Estimativa proveniente da relação interespecies

Determinadas espécies podem ser mensuradas e correlacionadas com a espécie que se tem interesse em implantar na área. Para isso, é necessário que se conheça o padrão de desenvolvimento de ambas, qual seja da vegetação existente e da espécie de interesse, para que se possam fazer correlações entre os padrões de crescimento (SCOLFORO, 1993).

Há estudos de mensuração de árvores dominantes e codominantes, em parcelas onde existem relações de duas espécies, onde para cada parcela, os índices de sítio foram calculados, chegando-se a uma análise de regressão usando o índice de sítio de uma espécie como variável dependente e outra como independente (CLUTTER et al, 1983).

2.2.1.3 Classificação multifatorial de sítio

A classificação multifatorial de sítio é a mais eficiente, pois utiliza simultaneamente vários fatores, tais como geográficos, climáticos, edáficos, da vegetação, experiências

florestais e, até mesmo, conhecimentos pré-históricos do local. No entanto, tais classificações são demoradas e exigem muitos conhecimentos específicos (BURGER, 1974).

Nesse procedimento, faz-se o uso de estatística multivariada, a qual possibilita interpretar um conjunto de vários fatores simultaneamente. Desta forma, pode-se quantificar precipitação, umidade relativa, temperatura, altitude, profundidade do solo, fatores químicos, dentre outros (SCOLFORO, 1993).

2.2.2 Métodos diretos

Métodos diretos de avaliação requerem informações de crescimento desde o início do cultivo das espécies de interesse para a área particular onde a qualidade de sítio está sendo avaliada. Somente quando mensurações de espécies do sítio não estão disponíveis, métodos indiretos devem ser aplicados. Métodos diretos quase sempre obtêm melhores avaliações da qualidade de sítio do que os métodos indiretos. Nos métodos diretos, as seguintes técnicas podem ser utilizadas:

2.2.2.1 Estimativa da qualidade de sítio por registros históricos

Em casos em que a constituição genética da cultura continua relativamente constante, práticas culturais são inalteradas e a vulnerabilidade a pragas e doenças muda pouco, é difícil imaginar um melhor jeito para mensurar a qualidade de sítio, sendo assim o registro histórico a mais eficiente medida. Do mesmo modo, em experiências com incrementos de florestas intensamente manejadas tal abordagem histórica para avaliação da qualidade de sítio tornar-se-á mais aplicável. Há, no entanto, poucas áreas no mundo onde tais procedimentos podem ser explorados hoje com sucesso. Rendimentos dessas florestas são, geralmente, mais afetados pela variação da densidade do povoamento e da composição das espécies, do que pelas diferenças na qualidade de sítio (CLUTTER et al., 1983).

No caso agrícola, em que se efetua o plantio de cultura numa determinada área, normalmente, considera-se a produtividade do local em tonelada por área, devido ao curto ciclo dessas culturas (SCOLFORO, 1993).

Até em casos em que os rendimentos de rotações prévias da floresta intensivamente manejada têm sido medidos mudanças na seleção da espécie, estabelecimento da densidade, práticas culturais, idade de rotação e a genética podem, severamente, comprometer a utilidade das avaliações da qualidade de sítio baseados no histórico de uma ou mais rotações prévias (CLUTTER et al., 1983).

2.2.2.2 Estimativa da qualidade de sítio pelo volume de madeira

A capacidade produtiva de um sítio é mais bem avaliada pelo volume total produzido pelo povoamento. No entanto, em casos onde não é possível conhecer a produção de desbastes intermediários, o volume total produzido no sítio não pode ser determinado, sendo que a solução utilizada para tal problema é o estudo das relações entre a altura dominante, idade e produção volumétrica (TONINI et al., 2002).

A correlação do crescimento em altura com o volume potencial é bastante prática, pois o padrão de desenvolvimento em altura, das maiores árvores, em povoamentos de mesma idade, sofre pouca influência da densidade do povoamento e é relativamente estável sob várias intensidades de desbaste. Existem outros fatores como a espécie, densidade do povoamento, tratos culturais, práticas silviculturais e fatores genéticos que podem afetar bastante o volume. No entanto, uma situação em que se pode recomendar a utilização deste procedimento seria aquela em que os povoamentos são bem manejados (SCOLFORO, 1993).

A qualidade absoluta do sítio é, na teoria, medida pela quantidade de madeira produzida. No entanto, essa produção também é condicionada por outros fatores como, por exemplo, a idade de rotação, e só poderia ser utilizada como medida do sítio quando tais fatores fossem constantes, tornando-se impraticável. Portanto, o uso de biomassa ou volume de madeira para medir o potencial de produtividade de sítio é questionável (BATISTA e COUTO, 1986).

2.2.2.3 Estimativa da qualidade de sítio pela altura

O indicador de sítio, geralmente aceito em todo o mundo, é a altura das árvores mais altas (dominantes) relacionada à idade. Há, conseqüentemente, uma relação próxima entre a altura e o incremento do volume. Durante os anos de um povoamento, o crescimento da altura é bastante influenciado por fatores do local, como a competição com ervas daninhas, sombreamento, ferimento de geadas e técnicas de plantio. Na vida de um povoamento, o efeito do vento pode ser extremamente importante dependendo da posição deste com relação aos povoamentos adjacentes. Esse efeito pode não somente influenciar na evaporação e na atividade fotossintética, como também indiretamente nos microorganismos do solo, condição do húmus, condições físicas do solo, umidade disponível do solo, e finalmente do volume eficaz do solo (HEIBERG e WHITE, 1956).

O índice de sítio é a mais comum medida de produtividade na América do Norte (SPURR e BARNES, 1980). Tal procedimento é popular justamente por ser relativamente fácil em sua mensuração e pelo crescimento em altura dominante ser independente da densidade do povoamento. Há também um forte precedente histórico dentro das Ciências Florestais para o seu uso (MONSERUD, 1987).

Assim, os procedimentos de estimação da qualidade de sítio baseados em dados do crescimento em altura são mais comumente usados para avaliação da produtividade de sítio (CLUTTER et al., 1983).

O método de índice de sítio se baseia na altura média das árvores dominantes na idade de referência. Esse método é o mais comumente utilizado para definição da potencialidade dos sítios florestais e assim permanecerá como o mais utilizável, até que métodos que conjuguem a soma de fatores ambientais possam ser traduzidos de forma numérica e acessível aos usuários do setor florestal (CUNHA NETO et al., 1996).

De todos os procedimentos diretos de medir a capacidade produtiva do sítio, como diâmetro, volume e área basal, o uso da altura em relação à idade tem sido o indicador mais prático, eficiente e consistente (ALBAN, 1976).

Os conceitos de índice de sítio foram primeiramente desenvolvidos e utilizados na Alemanha no século XIX, e vêm sofrendo, ao longo do tempo, modificações na forma

de sua determinação, sendo atualmente obtidos como expressão da altura média das árvores dominantes e codominantes, relacionadas com uma idade índice. A altura média das árvores dominantes e/ou codominantes é geralmente aceita como o fator mais exato e facilmente mensurável da qualidade de produtividade de madeira de uma área, pois possui uma relação muito próxima da produção do volume (MACHADO, 1978).

Para muitas espécies, áreas de boa qualidade de sítio são também áreas em que as taxas de crescimento em altura são altas. Em outras palavras, para tais espécies, o crescimento potencial de volume e o crescimento em altura são fortemente correlacionados. A maior parte dos métodos de avaliação da qualidade de sítio baseados na altura envolvem o uso de curvas de índice de sítio. Qualquer conjunto de curvas de índice de sítio é, simplesmente, uma família de padrões de desenvolvimento de altura com símbolos qualitativos ou números associados com as curvas para referidos propósitos (CLUTTER et al., 1983).

Atualmente, as curvas de índice de sítio se constituem no método mais prático e difundido para a classificação da produtividade florestal, uma vez que se utiliza a variável dendrométrica altura dominante, que é uma resposta aos valores ambientais interrelacionados, sendo também correlacionada com a produção volumétrica (TONINI et al., 2002).

Os trabalhos que têm como objetivo a obtenção de curvas de índice de sítio, geralmente, adotam um modelo matemático escolhido previamente de maneira arbitrária, devendo haver um estudo detalhado dos modelos mais adequados que podem ser selecionados para representação do padrão de crescimento da floresta (BATISTA e COUTO, 1986).

O método mais comum de expressar a capacidade do sítio de suportar uma produtividade específica é a altura média das árvores dominantes numa idade padrão de referência, sendo que tal idade é comumente selecionada próximo da idade de corte ou rotação (COUTO et al., 1989).

Muitos usuários de curvas de índice de sítio, erroneamente, crêem que o objetivo dos procedimentos de índice de sítio seja a predição da altura do povoamento para a idade índice. Porém, o verdadeiro objetivo é a seleção do padrão de desenvolvimento

em altura que se presume que o povoamento estará seguindo durante sua rotação (CLUTTER et al., 1983).

Scolforo (1992), no estudo de curvas de índice de sítio para *Pinus caribaea* var. *hondurensis*, trabalhou com modelos tradicionalmente utilizados na ciência florestal selecionando o modelo de Bailey obtido por regressão não linear, apresentando curvas com padrão anamórfico.

Selle et al. (1994) usaram o modelo de Chapman-Richards para classificação de sítio para *Pinus taeda* L., através da altura dominante, para a região de Cambará do Sul, Rio Grande do Sul, Brasil obtendo alto índice de ajuste, explicando mais de 95% da variação total pela regressão.

Cunha Neto et al. (1996) usaram curvas de índice de sítio que foram definidas por classes de produtividade para *Eucalyptus grandis* e *Eucalyptus urophylla*, na região de Luiz Antonio, no estado de São Paulo, em que foram testados modelos em função da idade, destacando-se os de Schumacher, Monomolecular, Bailey com três e quatro parâmetros, Bertalanffy e Chapman-Richards.

Andenmatten e Letourneau (2000) utilizaram o modelo de Schumacher tomando como idade base 20 anos, em que o modelo de índice de sítio apresentou padrões similares aos da literatura, com erros inferiores a 0,10 cm.

Teshome e Petty (2000), no estudo de equações de índice de sítio para povoamentos de *Cupressus lusitanica* na floresta de Munessa, Etiópia, selecionaram várias equações lineares e não-lineares para determinação da curva-guia escolhendo o modelo de Schumacher como o melhor no ajuste dos dados de campo.

Elfving e Kiviste (1998), sobre estudo do ajuste de equações de índice de sítio para *Pinus silvestris* L. usando dados de parcelas permanentes na Suécia, utilizaram os três métodos gerais para construção das equações, sendo utilizadas 13 funções de crescimento, destacando-se os modelos ajustados de Mitscherlich e Schumacher.

Tonini et al. (2001) estudaram as tendências do crescimento em altura dominante de espécies de *Pinus elliottii* Engelm. localizadas dentro de uma mesma unidade de mapeamento de solo no Rio Grande do Sul, sendo os dados de altura e idade ajustados através da função de Chapman-Richards.

Tewari e Kumar (2002), no desenvolvimento de modelos de índice de sítio e construção de curvas de índice de sítio para *Azadirachta indica* A. Juss, utilizaram o modelo de Chapman-Richards, resultando em um sistema anamórfico. Tem-se observado que tal modelo foi bastante usado para descrever as relações entre os parâmetros de crescimento.

2.3 Funções de Índice de Sítio

Devido às árvores apresentarem taxas de crescimento diferenciadas ao longo do tempo, variando de acordo com o ambiente ou através de intervenções humanas, é possível construir os fundamentos matemáticos para estimar o crescimento das árvores em um determinado sítio. Esta descrição do crescimento pode ser feita, em geral, com uma função apropriada, empregando técnicas de regressão. No entanto, ao se expressar o crescimento por meio de funções matemáticas, é bastante importante analisar como é a forma de crescimento das árvores em locais diferentes, ou seja, se elas crescem segundo o mesmo padrão ou não. Uma série de autores, entre eles, Spurr (1952), Burkhart e Tennent (1977), Clutter et al. (1983), Selle et al. (1994), Parresol e Vissage (1998) e Andenmatten e Letourneau (2000) afirmam que a altura das árvores dominantes é a melhor variável para caracterizar o sítio, o qual é representado pela altura alcançada pelo povoamento nas diferentes idades de seu desenvolvimento. Por convenção, a altura dominante (árvores mais altas de um povoamento) alcançada em uma determinada idade, a qual é chamada de "idade chave" ou "idade índice", ou ainda "idade de referência", é chamada de "índice de sítio".

Há muito tempo que pesquisadores da ciência florestal procuram encontrar um parâmetro dendrométrico ideal para ser usado como índice de sítio. Essa busca foi justificada pelo fato de que, somente um elemento pode indicar a produção de uma espécie num determinado local (SCHEEREN et al., 1999).

O índice de sítio é uma variável que procura quantificar a qualidade do sítio por meio de parâmetros dendrométricos como o volume de madeira, altura das árvores, área basal, etc. (BATISTA e COUTO, 1986).

Para o estabelecimento da idade de referência, os pesquisadores, Moser e Hall (1969), Burguer (1974), entre outros, recomendam o uso da idade de rotação ou uma idade próxima a esta. O ajuste dos dados de altura como função da idade tem sido obtido por uma grande variedade de modelos matemáticos, lineares e não lineares.

O desenvolvimento das funções tem sido freqüente nas ciências florestais, como o que ocorreu na generalização de Chapman-Richards para o modelo de Von Bertalanffy e trabalhos de Prodan (1968), dando um tratamento compreensivo de várias funções de crescimento e leis de crescimento que já têm sido estudados com referência à construção de curvas de Índice de sítio.

2.4 Modelagem

Um modelo matemático somente representa um conjunto de suposições agrícolas ou biológicas. Essas suposições são sempre uma simplificação da realidade (FRANCE e THORNLEY, 1984).

Nas ciências, os modelos matemáticos são muito importantes, sendo exemplos de modelos formais, como os modelos gráficos ou físicos, entre outros. Esses modelos matemáticos resultam em uma ferramenta especial: as equações, que são capazes de prognosticar o crescimento e a produção sob certas condições (SPATHELF e NUTTO, 2000).

O modelo pode ser definido como uma formulação matemática que se baseia em hipóteses que tentam representar fenômenos físicos ou sistemas biológicos, sendo capaz de formular uma equação que possa representar tal(is) fenômeno(s) a um determinado nível de confiabilidade α .

Há por exemplo os modelos dinâmicos, que utilizam equações diferenciais, que podem ser resolvidas de forma analítica ou numérica, sendo que as estimativas e/ou simulações são realizadas em função do tempo (VALENTIN e GUIMARÃES, 2004).

Já os modelos estáticos têm como característica não incorporar a variável tempo, pois são representativos de uma situação em um determinado momento (HANNON e RUTH, 1997).

Os modelos empíricos ou para prognose não consideram hipóteses associadas à casualidade. O pressuposto dessa abordagem é que se encontram padrões comuns no crescimento de indivíduos. Neste tipo de modelo, a floresta é vista como um sistema para a produção (SPATHELF e NUTTO, 2000).

A diferença principal entre um modelo empírico e um modelo biológico é que o modelo empírico recorre a uma expressão matemática de uma relação entre variáveis que podem ser esperadas logicamente, enquanto um modelo biológico é uma expressão de uma hipótese lógica relativa à biologia do processo de crescimento (PIENAAR, 1965).

Certos modelos tentam representar, indiretamente, o efeito do ambiente e das práticas silviculturais no desenvolvimento das árvores de um povoamento florestal, utilizando fontes de variação como o sítio, a área basal e a idade. Modelos com propriedades biológicas e, amparados numa amostragem adequada, com informações precisas e remedições, propiciam prognoses do crescimento com elevado grau de confiabilidade. A partir deles se pode prescrever regimes de manejo adequados para cada espécie, em cada sítio, que visem à qualidade do produto final como desbaste, rotação econômica ótima e planejamento da colheita (ABREU et al., 2002).

Os modelos mecanicísticos têm uma hipótese associada ao fenômeno descrito e servem para o entendimento de processos. Nesse tipo de modelo, a floresta é vista como um sistema com ligações complexas entre os seus elementos, introduzindo mais funcionalidade na representação do crescimento e competição entre as populações. Embora seu uso esclareça mais sobre a competição entre as espécies, são mais difíceis as suas aplicações (SPATHELF e NUTTO, 2000).

Segundo France e Thornley (1984), um modelo empírico tende, simplesmente, a descrever um fenômeno, enquanto que um modelo mecanicístico procura dar uma descrição compreensível de um determinado fenômeno.

Modelos probabilísticos ou estocásticos, biologicamente, são mais realistas, pois consideram a provável ocorrência de eventos e incorporam o elemento probabilístico explicitamente dentro da estrutura do modelo (PIENAAR e TURNBULL, 1973).

O modelo é a forma analítica proveniente de equações diferenciais, composta de variáveis dependentes e independentes, parâmetros e um erro associado. Este erro existe quando se trata de modelos probabilísticos, por exemplo:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_n X_{ni} + \varepsilon_i$$

Em que:

Y_i = variável resposta;

X_j = variáveis independentes;

$\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_n$ = parâmetros do modelo;

ε_i = erro aleatório.

Segundo Bertalanffy (1969), um “sistema” pode ser definido como um conjunto de elementos que se inter-relacionam. Inter-relação significa que alguns elementos (p) mantêm relações com R, de forma tal que o comportamento de um elemento p é diferente de seu comportamento em outra relação R.

Existem também os modelos determinísticos que se caracterizam por não apresentarem o erro aleatório, pois caso o fenômeno se repita n vezes, o resultado será sempre o mesmo. Exemplo:

$$V_f = V_i (1+i)^t$$

Em que:

V_f = valor final;

V_i = valor inicial;

i = taxa de juros;

t = tempo de aplicação de V_i .

A equação já é a representação numérica do modelo, isto é, o resultado final do ajuste do modelo ao conjunto de dados. É, portanto, a estimativa do modelo e é composta de coeficientes.

$$\hat{Y}_i = b_0 + b_1 X_{1i} + \dots + b_n X_{ni}$$

Em que:

\hat{Y}_i = estimativa da variável resposta;

b_0, b_1, \dots, b_n = coeficientes (estimadores dos parâmetros).

Uma equação deve ser aplicada para o conjunto de valores dos respectivos domínios em que ela foi gerada.

2.5 Construção de curvas de índice de sítio

2.5.1 Tipos de curvas de índice de sítio

Muitos métodos de avaliação do potencial produtivo do sítio, baseados na altura média das árvores dominantes, envolvem a utilização das curvas de índice de sítio (SGARBI, 2002).

Clutter et al. (1983) classificaram as equações de índice de sítio de acordo com a natureza de família de curvas geradas a partir do modelo: altura = f (idade). Deste modo, a família das curvas pode ser classificada como: anamórficas, quando a altura de uma das curvas é sempre proporcional à altura das demais, numa mesma idade, polimórficas descontínuas, quando a proporcionalidade das alturas não se mantém e as curvas não se cruzam dentro do intervalo estabelecido e polimórficas não descontínuas, quando a proporcionalidade das alturas não se mantém e as curvas se cruzam dentro de um intervalo de tempo estabelecido.

2.5.2 Métodos de construção de curvas de índice de sítio

2.5.2.1 Método da curva guia por regressão

Esta técnica passou a ser utilizada no final da década de 30, com a introdução no meio florestal da técnica de regressão múltipla linear e não-linear. Este método é muito utilizado, principalmente quando se têm dados de parcelas temporárias ou quando se está trabalhando com espécie de curta rotação. Para a formação da família de curvas de crescimento em altura, o método de curva guia consiste em ajustar os dados a uma função selecionada, para posteriormente ir a uma idade de referência determinada para proceder à harmonização desta curva.

Um modelo tradicionalmente utilizado é o desenvolvido por Schumacher (1939), expresso por:

$$\text{HDOM} = \alpha \cdot e^{\beta \cdot \left(\frac{1}{I}\right)} \quad (1)$$

Em que:

HDOM = Altura dominante;

α e β = Parâmetros a serem estimados;

I = Idade.

Utilizando-se os pares de altura média das árvores dominantes e idade, advindas das parcelas, pode-se facilmente ajustar a curva média. Para se obter as estimativas dos parâmetros, pode-se ajustar o modelo pelo método dos mínimos quadrados, depois de logaritmizar a função não-linear.

Uma vez que a curva média de crescimento da altura (Curva Guia) tem sido ajustada, podem-se traçar curvas de mesma forma (anamórficas) que passem por diferentes valores.

Para que se possam gerar as demais curvas em relação à curva guia, é necessário que se observe que, na idade base, a altura dominante corresponde ao índice de sítio (S) e que o valor A que é assintótico é o mesmo em qualquer idade, por isso, se isola o mesmo e junta S com HDOM.

$$S = \alpha \cdot \text{EXP}\left(\frac{\beta}{I_b}\right)$$

$$\alpha = \frac{S}{\text{EXP}\left(\frac{\beta}{I_b}\right)} \quad (2)$$

Logo substituindo (2) em (1) tem-se que:

$$\text{HDOM} = \frac{S}{\text{EXP}\left(\frac{\beta}{I_b}\right)} \cdot \text{EXP}\left(\frac{\beta}{I}\right)$$

Portanto:

$$\text{HDOM} = S \cdot \text{EXP} \left[\beta \cdot \left(\frac{1}{I} - \frac{1}{I_b} \right) \right]$$

Em que:

HDOM = Altura dominante;

β = Parâmetro;

I = Idade;

I_b = Idade base ou idade referência.

2.5.2.2 Método da diferença algébrica

O método da diferença algébrica pode ser aplicado a partir de qualquer modelo que representa a relação altura-idade, tanto na produção de famílias de curvas anamórficas, como polimórficas. Entretanto, torna-se necessário que os dados sejam provenientes de parcelas permanentes, de análise de tronco, ou ainda, de um grande número de parcelas temporárias (CUNHA NETO et al., 1996).

Conforme Scolforo (1993), a vantagem deste método é a obtenção de curvas de sítio anamórficas ou polimórficas, independente da escolha da idade de referência, além da altura na idade de referência ser igual ao índice de sítio não necessitando de qualquer ajuste ou correção, quando curvas de polimórficas estiverem sendo geradas.

A formulação da diferença algébrica para o modelo de Chapman-Richards é obtida como se segue:

$$\text{HDOM} = \beta_0 (1 - e^{\beta_1 \cdot I})^{\beta_2} + \varepsilon_i$$

Em que:

HDOM = altura dominante;

β_i = parâmetros a serem estimados ($i = 0, 1, 2$);

e = exponencial.

Consideram-se 2 possibilidades.

1º caso: Se β_0 é constante para todos os sítios, mas β_2 é um parâmetro específico do sítio, ou seja, tem diferentes valores, de modo que cada sítio tem um valor β_i , tem-se um conjunto de curvas polimórficas. Para efeito demonstrativo, considere uma árvore num sítio específico, i , nas idades sucessivas I_1 e I_2 . Assim, o modelo de Chapman e Richards assume a seguinte forma:

$$\text{HDOM}_1 = \beta_0 (1 - e^{-\beta_1 I_1})^{\beta_2} \quad (1)$$

$$\text{HDOM}_2 = \beta_0 (1 - e^{-\beta_1 I_2})^{\beta_2} \quad (2)$$

Em que:

$\text{HDOM}_1, \text{HDOM}_2$ = respectivamente alturas da primeira e segunda medições nas idades I_1 e I_2 ;

β_{is} ; e = já definidos anteriormente.

$$\text{Ln HDOM}_1 = \beta_2 \cdot \text{Ln} \left[\beta_0 (1 - e^{-\beta_1 I_1}) \right] \quad (3)$$

$$\text{Ln HDOM}_2 = \beta_2 \cdot \text{Ln} \left[\beta_0 (1 - e^{-\beta_1 I_2}) \right] \quad (4)$$

De (4) tem-se que:

$$\beta_2 = \frac{\text{Ln HDOM}_2}{\text{Ln} \left[\beta_0 (1 - e^{-\beta_1 I_2}) \right]} \quad (5)$$

Substituindo (5) em (3) tem-se:

$$\text{Ln HDOM}_1 = \frac{\text{Ln HDOM}_2}{\text{Ln} \left[\beta_0 (1 - e^{-\beta_1 I_2}) \right]} \cdot \text{Ln} \left[\beta_0 (1 - e^{-\beta_1 I_1}) \right]$$

$$\text{Ln HDOM}_2 = \text{Ln HDOM}_1 \cdot \frac{\text{Ln} \left[\beta_0 (1 - e^{-\beta_1 I_2}) \right]}{\text{Ln} \left[\beta_0 (1 - e^{-\beta_1 I_1}) \right]}$$

$$e^{\text{Ln HDOM}_2} = e^{\text{Ln HDOM}_1} \cdot e^{\frac{\text{Ln} \left[\beta_0 (1 - e^{-\beta_1 \cdot I_2}) \right]}{\text{Ln} \left[\beta_0 (1 - e^{-\beta_1 \cdot I_1}) \right]}}$$

$$\text{HDOM}_2 = \text{HDOM}_1 \cdot \frac{1 - e^{-\beta_1 \cdot I_2}}{1 - e^{-\beta_1 \cdot I_1}}$$

Efetuada um rearranjo na expressão anterior, tem-se esta expressão em função do índice de sítio (S). Para tal, basta considerar Hd₂ como sendo igual a S e I₂ a idade de referência.

$$S = \text{HDOM}_1 \cdot \frac{1 - e^{-\beta_1 \cdot I_b}}{1 - e^{-\beta_1 \cdot I_1}}$$

2º caso: Assumindo-se agora que β_0 está no lugar do parâmetro específico de sítio, sendo β_2 constante para todos os sítios, então ao contrário do caso 1 têm-se curvas anamórficas. Assim considerando a mesma situação mostrada no caso 1, tem-se:

$$\text{HDOM}_1 = \beta_0 \cdot (1 - e^{-\beta_1 \cdot I_1})^{\beta_2} \quad (1)$$

$$\text{HDOM}_2 = \beta_0 \cdot (1 - e^{-\beta_1 \cdot I_2})^{\beta_2} \quad (2)$$

Em 2 tem-se que:

$$\beta_0 = \frac{\text{HDOM}_2}{(1 - e^{-\beta_1 \cdot I_2})^{\beta_2}} \quad (3)$$

Substituindo (3) em (1) tem-se:

$$\text{HDOM}_1 = \frac{\text{HDOM}_2}{(1 - e^{-\beta_1 \cdot I_2})^{\beta_2}} \cdot (1 - e^{-\beta_1 \cdot I_1})^{\beta_2}$$

$$\text{HDOM}_2 = \text{HDOM}_1 \frac{(1 - e^{-\beta_1 \cdot I_2})^{\beta_2}}{(1 - e^{-\beta_1 \cdot I_1})^{\beta_2}} = \text{HDOM}_1 \left(\frac{1 - e^{-\beta_1 \cdot I_1}}{1 - e^{-\beta_1 \cdot I_2}} \right)^{\beta_2}$$

Um rearranjo na expressão anterior, semelhante ao já descrito na caso 1 fornece a equação que expressa o índice de sítio:

$$S = \text{HDOM}_1 \left(\frac{1 - e^{-\beta_1 \cdot I}}{1 - e^{-\beta_1 \cdot I_b}} \right)^{\beta_2}$$

2.5.2.3 Método da predição dos parâmetros

O método da predição dos parâmetros tem sido utilizado no ajuste de curvas de índice de sítio que não se cruzam, utilizando parcelas permanentes ou através da análise de tronco (SCOLFORO, 1993).

Segundo Clutter et al (1983), deve-se ajustar uma função altura-idade, linear ou não, para os dados de cada árvore ou parcela, tendo-se tantas equações quanto forem o número destas árvores ou parcelas. Deve-se utilizar cada curva ajustada para verificar a amplitude do seu índice de sítio, de modo a definir o intervalo e o número de classes de sítio e relacionar cada parâmetro das curvas ajustadas com o índice de sítio, através da regressão linear ou não-linear. Isso possibilita um conjunto de coeficientes que permitem a obtenção das curvas de índice de sítio para a população e não ter apenas curvas de crescimento para as árvores individuais ou as parcelas.

Para isso, é necessário ter informações de altura dominante-idade, quando a parcela é a árvore ou a altura média das árvores dominantes-idade quando se considera a parcela. É necessário que estas árvores estejam distribuídas em todas as classes de idade e em diferentes locais. Tendo-se em mente a configuração dos dados e sabendo-se que para cada árvore ou parcela deve ser ajustada uma equação de regressão, deve-se selecionar o modelo mais adequado para expressar a altura em função da idade (CLUTTER et al., 1983).

2.6 Modelos para Índice de Sítio

2.6.1 Modelo de Schumacher

O uso de modelos matemáticos para descrever o crescimento em altura tem sido muito comum. Entre os vários modelos disponíveis, a equação de Schumacher (1939) tem sido usada extensamente com sucesso em muitos trabalhos como Scolforo (1992), Selle (1993), Teshome e Petty (2000), Andenmatten e Letourneau (2000), Tonini et al. (2002) e Abreu et al (2002). As formas simples e complexas do modelo de crescimento de Schumacher são usadas, freqüentemente, para modelar o crescimento em altura de árvores do local. Na forma mais simples, o modelo de Schumacher produz curvas anamórficas referentes à qualidade de sítio.

A hipótese assumida foi: “o crescimento em porcentagem varia inversamente com a idade”, sendo que matematicamente é expressa na forma:

$$\frac{dW}{dI} = \beta \cdot \frac{W}{I}$$

Em que:

W = variável resposta;

I = idade;

β = parâmetro peculiar ao índice de sítio, densidade e estoque considerado.

Para a variação em altura, o mesmo autor adotou a seguinte hipótese:

$$\frac{dH}{dI} = \beta \cdot \frac{H}{I^2}$$

Em que:

β = parâmetro;

I = idade;

H = altura.

Este modelo é comumente expresso na forma logarítmica tal que:

$$\text{Ln } H_i = \text{Ln } \beta + \beta_1 \cdot \frac{1}{I}$$

Ou ainda, estabelecendo que $\text{Ln } \beta = \beta_0$ tem-se:

$$\text{Ln } H_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot \frac{1}{I}$$

Em que:

H_i = altura da árvore na idade I ;

I = idade da árvore;

β_i = parâmetros a serem estimados.

O modelo de HDOM em função de S é expresso da seguinte forma:

$$\text{HDOM} = S \cdot \frac{e^{\beta_1 \left(\frac{1}{I} \right)}}{e^{\beta_1 \left(\frac{1}{I_0} \right)}}$$

$$\text{HDOM} = S \cdot e^{\beta_1 \left(\frac{1}{I} - \frac{1}{I_0} \right)}$$

Em que:

HDOM = altura dominante da árvore;

I = idade da árvore;

β = parâmetro a ser estimado;

S = índice de sítio.

A dedução do modelo de Schumacher se encontra no anexo A.

2.6.2 Modelo de Von Bertalanffy

Bertalanffy (1951) derivou seu modelo de estudos das então chamadas relações alométricas dos organismos. A relação alométrica será compreendida por existir entre elementos dimensionais de um organismo, denominados P e Q , e a relação entre eles pode ser expressa por:

$$P = \alpha \cdot Q^\theta$$

Em que P = o comprimento do fêmur e Q = largura do crânio de certas espécies animais ou a área fotossintética e área do cambio do tronco de espécies vegetais, e α e θ parâmetros da relação. Isso sugere a suposição de que, em indivíduos normais, o padrão de crescimento específico de P produzirá uma relação proporcional constante para o padrão de crescimento específico de Q , que é:

$$\frac{dP}{dt} = \left(\frac{\alpha}{Q} \right) \cdot \frac{dQ}{dt}$$

Estudos extensivos de muitos organismos aquáticos e terrestres levaram Bertalanffy à conclusão de que, para uma classe principal de organismos, a relação alométrica entre a área da superfície (também total ou área absorviva total) e volume total pode ser adequadamente expressa como:

$$S = \alpha \cdot V^{2/3}$$

Em que S é área da superfície, V é o volume do organismo, α é o parâmetro a ser calculado e $2/3$ é constante alométrica.

Após prosseguimento dos estudos, o autor chegou à conclusão de que o crescimento segue um processo de síntese (anabolismo) e degradação (catabolismo). A formula original foi expressa da seguinte forma:

$$\frac{dW}{dt} = \eta W^{2/3} - kW$$

A vantagem da equação está na sua fundamentação teórica. A razão anabólica é proporcional à área da superfície do organismo, enquanto que a razão catabólica é proporcional ao volume da biomassa.

2.6.3 Modelo de Chapman-Richards

Richards (1959), estudando o crescimento de plantas, e Chapman (1961), o crescimento de peixes, consideraram que a constante alométrica de $2/3$ de Von Bertalanffy era muito restritiva. Esse expoente pode assumir diferentes valores dependendo da natureza da população (Silva, 1986).

Nas Ciências Florestais, Richards foi o primeiro a aplicar a equação de crescimento desenvolvida por Bertalanffy para descrever o crescimento de animais (FRANCE e THORNLEY, 1984).

A generalização de Chapman-Richards do modelo de crescimento de Von Bertalanffy é uma expressão matemática de uma hipótese concernente a causas essenciais do fenômeno de crescimento, de tal modo que os parâmetros no modelo têm pelo menos uma total interpretação biológica ou fisiológica (PIENAAR e TURNBULL, 1973).

No modelo de Chapman-Richards, um efeito ou resposta, é adotado por ser plenamente determinado por uma causa formulada. Este é um modelo apropriado e adequado. A intenção é estabelecer uma teoria elementar em termos um tanto simples antes de tentar qualquer elaboração, se requerida (PIENAAR e TURNBULL, 1973).

Desse modo, considera-se:

$$H = \left(\beta_1 + \beta_2 \cdot e^{-k \cdot t} \right)^\theta$$

Após integração do modelo com m assumindo ser um valor variável, o modelo torna-se:

$$H = U \cdot \left[1 - \beta \cdot \text{EXP} \left[-\kappa \cdot t - t_0 \right] \right]^{1/1-m}$$

Quando $t_0=0$

$$H = U \cdot \left[1 - \beta \cdot \text{EXP} \left[-\kappa \cdot t \right] \right]^{1/1-m}$$

H = altura

U, β, κ, m = parâmetros a serem estimados

t = tempo

Para índice de sítio, a equação é utilizada da seguinte forma:

$$HDOM = \alpha \cdot \left[1 - \text{EXP} \left(-\kappa \cdot \frac{1}{I} \right) \right]^\beta \quad (1)$$

Por definição, o índice de sítio (S) na idade base (I_b) corresponde à altura dominante (HDOM), representado por:

$$S = \alpha \cdot \left[1 - \text{EXP} \left(-\kappa \cdot \frac{1}{I_b} \right) \right]^\beta \text{ em que:}$$

α = altura dominante máxima (assintótica)

Então:

$$\alpha = \frac{S}{\left[1 - \text{EXP} \left(-\kappa \cdot \frac{1}{I_b} \right) \right]^\beta} \quad (2)$$

Logo substituindo (2) em (1), tem-se que:

$$\text{HDOM} = \frac{S}{\left[1 - \text{EXP} \left(-\kappa \cdot \frac{1}{I_b} \right) \right]^\beta} \cdot \left[1 - \text{EXP} \left(-\kappa \cdot \frac{1}{I} \right) \right]^\beta$$

Portanto:

$$\text{HDOM} = S \cdot \frac{\left[1 - \text{EXP} \left(-\kappa \cdot \frac{1}{I} \right) \right]^\beta}{\left[1 - \text{EXP} \left(-\kappa \cdot \frac{1}{I_b} \right) \right]^\beta}$$

Em que:

HDOM = altura dominante da árvore;

I = idade da árvore;

I_b = idade de referência;

κ, β = parâmetros a serem estimados;

S = índice de sítio.

Este modelo foi nomeado como modelo de Chapman-Richards por Turnbull (1963) e tem sido usado, freqüentemente, em estudo de construção de curvas de índice de

sítio em florestas, como em trabalhos de Scolforo (1992), Selle (1993), Selle et al. (1994), Cunha Neto et al. (1996), Chen et al. (1998), Tonini et al. (2001), Abreu et al. (2002), Palahí et al. (2004) e Bravo-Oviedo et al. (2004). Dependendo do valor do parâmetro m , o modelo de Chapman-Richards representa vários modelos, como o modelo de Bertalanffy ($m=2/3$), o Monomolecular ($m=0$), Gompertz ($m=1$) e a função Logística ($m=2$) (MACHADO, 1978).

Selle et al. (1994) estudaram o crescimento da altura dominante em função da idade para *Pinus taeda* L. da região de Cambará do Sul, RS; elaborando um conjunto de curvas de índice de sítio para a espécie e região, testando o modelo matemático de Chapman-Richards, tendo como pares de dados a idade e altura dominante.

A dedução completa do modelo de Chapman-Richards se encontra no anexo A.

2.6.4 Modelo de Silva-Bailey

Silva (1986) estudando o crescimento de *Pinus elliottii* Engelm var. *elliottii* em função de diferentes fontes de nutrientes, considerou a idéia de dinâmica de populações proposta por Leslie (1945), que diz que, para qualquer distribuição arbitrária no tempo i , a estrutura de uma população pode ser expressa na forma de n equações lineares, em que de n para $n + 1$ é o último grupo de idade na tabela de distribuição etária.

O modelo expressa o tamanho da população W_{i+1} no tempo $i + n$ como função do tamanho da população no tempo i W_i , da taxa de sobrevivência S e do número médio de recrutamentos F produzido na população no tempo i . Sua expressão é:

$$W_{i+1} = W_i \cdot S \cdot F^n$$

Em populações florestais, o problema de recrutamento (nascimento ou imigração) no período de investigação é desprezível, bem como migração, que são fenômenos comuns em populações animais (móveis). Ocorre mortalidade, mas essa pode ser mais bem estimada que em populações móveis. Dessa forma Silva (1986) considerou o plantio de *Pinus elliottii* como uma população fechada e o parâmetro F pode ser retirado do modelo.

O parâmetro S é desconhecido e depende da taxa de mortalidade, que pode ser regular ou irregular (BURKHART, 1974). Mortalidade regular é resultante de fatores tais como densidade de plantio, qualidade do sítio, tratamentos silviculturais, etc, enquanto que mortalidade irregular é devida a eventos catastróficos como fogo, doenças, pragas, ventos, etc.

Em populações animais, geralmente o parâmetro S é estimado pelos modelos de Beverton, Ricker e Schaefer (SILVA, 1986), que são expressos como:

a) Beverton

$$W_f = W_i \cdot \alpha + \beta \cdot W_i^{-t_i}$$

b) Ricker

$$W_f = W_i \cdot \alpha \cdot \exp(-\beta \cdot W_i^{-t_i})$$

c) Schaefer

$$W_f = W_i \cdot \alpha - \beta \cdot W_i^{t_i}$$

Esses modelos foram ajustados no plantio de *Pinus* e em todas as situações analisadas, a estimativa do parâmetro β não diferiu de zero, reduzindo todos os modelos a:

$$W_f = W_i \cdot \alpha^t$$

Que sugeriu a equação diferencial

$$\frac{dw}{dt} = \gamma \cdot w \cdot \alpha^t$$

Que se traduz por: a taxa de crescimento ou mortalidade é proporcional a uma condição inicial vezes uma função exponencial da idade t .

$$W_f = W_i \cdot e^{\kappa(\alpha^t - \alpha^{t_i})}$$

Para índice de sítio Silva-Bailey é usado da seguinte forma:

$$\ln \text{HDOM} = \kappa \cdot \alpha^I + c$$

$$\text{HDOM} = e^{\kappa \cdot \alpha^I + c}$$

$$\text{HDOM} = e^c \cdot e^{\kappa \cdot \alpha^I}$$

Seja $e^c = \beta$, logo tem-se que:

$$\text{HDOM} = \beta \cdot e^{\kappa \cdot \alpha^I} \quad (3)$$

Para $I = I_b$, tem-se que:

$$S = \beta \cdot e^{\kappa \cdot \alpha^{I_b}}$$

$$\beta = \frac{S}{e^{\kappa \cdot \alpha^{I_b}}} \quad (4)$$

Logo substituindo (4) em (3) tem-se que:

$$\text{HDOM} = \frac{S}{e^{\kappa \cdot \alpha^{I_b}}} \cdot e^{\kappa \cdot \alpha^I}$$

$$\text{HDOM} = S \cdot e^{\kappa \cdot \alpha^I - \kappa \cdot \alpha^{I_b}}$$

$$\text{HDOM} = S \cdot e^{\kappa \cdot \alpha^I - \alpha^{I_b}}$$

Em que:

HDOM = altura dominante da árvore;

I = idade da árvore;

I_b = idade de referência;

κ, α = parâmetros a serem estimados;

S = índice de sítio.

A dedução do modelo de Silva-Bailey se encontra no anexo A.

2.6.5 Modelo de Mitscherlich

No início do século passado, Mitscherlich utilizou princípios econométricos, traduzindo-os em termos de crescimento biológico e denominando-os de “Leis dos efeitos dos fatores de crescimento” (PRODAN, 1968).

O modelo de Mitscherlich se apresenta em estudos referentes à produção florestal, bem como sua utilização na construção de curvas de índice de sítio, como é o

caso de Elfving e Kiniste (1998) sobre construção de equações de índice de sítio para *Pinus silvestris* L. utilizando dados provenientes de parcelas permanentes na Suécia.

Para índice de sítio Mitscherlich apresenta-se da seguinte forma:

$$\text{HDOM} = \lambda - \alpha \cdot \beta^I$$

Quando $I = I_b$, tem-se que:

$$S = \lambda - \alpha \cdot \beta^{I_b} \quad (5)$$

$$\lambda = S + \alpha \cdot \beta^{I_b} \quad (6)$$

Substituindo-se (6) em (5), tem-se que:

$$\text{HDOM} = S + \alpha \cdot \beta^{I_b} - \alpha \cdot \beta^I$$

$$\text{HDOM} = S - \alpha \cdot \beta^I - \beta^{I_b}$$

Em que:

HDOM = altura dominante da árvore;

I = idade da árvore;

I_b = idade de referência;

α, β = parâmetros a serem estimados;

S = índice de sítio.

A dedução do modelo de Mitscherlich se encontra no anexo A.

2.6.6 Modelo de Weibull

A função de Weibull tem sido largamente usada nas ciências florestais em estudos sobre a caracterização da distribuição diamétrica, que é uma ferramenta essencial para a compreensão da estrutura da floresta. Em estudos sobre índice de sítio o modelo de Weibull teve sua aplicabilidade nos trabalhos de Rojo-Martínez et al. (2005) na construção de modelos de índice de sítio para *Hevea brasiliensis* Müll. Arg. e Gonzáles e Flores (1999), para o estudo da qualidade de sítio para regeneração de *Pinus rudis* Endl, entre outros.

Para índice de sítio Weibull apresenta-se da seguinte forma:

$$\text{HDOM} = \alpha - \beta \cdot e^{\gamma \cdot I^\lambda}$$

Quando $I = I_b$, tem-se que:

$$S = \alpha - \beta \cdot e^{\gamma \cdot I_b^\lambda} \quad (7)$$

$$\alpha = S + \beta \cdot e^{\gamma \cdot I_b^\lambda} \quad (8)$$

Substituindo-se (8) em (7), tem-se que:

$$\text{HDOM} = S + \beta \cdot e^{\gamma \cdot I_b^\lambda} - \beta \cdot e^{\gamma \cdot I^\lambda}$$

$$\text{HDOM} = S - \beta \cdot \left(e^{\gamma \cdot I^\lambda} - e^{\gamma \cdot I_b^\lambda} \right)$$

Em que:

HDOM = altura dominante da árvore;

I = idade da árvore;

I_b = idade de referência;

γ, λ, α = parâmetros a serem estimados;

S = índice de sítio.

A dedução do modelo de Weibull se encontra no anexo A.

2.6.7 Modelo de Clutter-Jones

Clutter-Jones (1980) desenvolveram um procedimento em que o valor assintótico U que é constante no modelo, pode ser eliminado e substituído por um valor que corresponde a um determinado valor de W no tempo i.

Desta forma, o valor assintótico que, às vezes, por ser teórico pode apresentar resultados fora da realidade, é eliminado do modelo para dar lugar a um valor real W_i .

Para índice de sítio, Clutter-Jones apresenta-se da seguinte forma:

$$\text{HDOM} = \beta \cdot \left(1 - e^{-\kappa \cdot I^{\frac{1}{1-m}}} \right) \quad (9)$$

Quando $I = I_b$, tem-se que:

$$S = \beta \cdot 1 - e^{-\kappa \cdot I_B} \frac{1}{1-m}$$

$$\beta = \frac{S}{1 - e^{-\kappa \cdot I_B} \frac{1}{1-m}} \quad (10)$$

Substituindo-se (10) em (9), tem-se que:

$$HDOM = \frac{S}{1 - e^{-\kappa \cdot I_B} \frac{1}{1-m}}$$

$$HDOM = S \cdot \left(\frac{1 - e^{-\kappa \cdot I}}{1 - e^{-\kappa \cdot I_B}} \right)^{\frac{1}{1-m}}$$

Em que:

HDOM = altura dominante

S = índice de sítio

κ, m = parâmetros a serem estimados

I = idade

I_B = idade base

A dedução do modelo Clutter-Jones se encontra no anexo A.

2.7 Critérios para a seleção das equações de Índice de Sítio

Segundo Finger (1992), são diversos os critérios para a seleção do melhor modelo de regressão. O uso de apenas uma estatística para esse fim pode ser perigoso por não definir com certeza a viabilidade do modelo ajustado.

Para evitar predisposições pessoais no julgamento da seleção da melhor equação, Paula Neto (1977), Schlaegel (1981), Silva e Silva (1982), Ahrens (1982), Finger (1992) e Schneider (1998), indicam que as seguintes estatísticas, usadas em conjunto, possibilitam selecionar eficientemente uma equação: coeficiente de determinação, índice de ajuste e análise dos resíduos.

2.7.1 Coeficiente de determinação (R^2) e índice de ajuste (I.A.)

Coeficiente de determinação (R^2) é uma estatística que exprime a variação percentual dos valores observados que um referido modelo explica pela equação resultante. Ele é usado, freqüentemente, quando se emprega o método dos mínimos quadrados nas estimativas dos parâmetros dos modelos.

Segundo Schlaegel (1981), para a seleção de equações não-lineares e não lineares intrinsecamente não lineares, utiliza-se o teste de comparação denominado Índice de ajuste (IA) ou proporção de correlação, que é semelhante ao coeficiente de determinação nos modelos lineares e não lineares intrinsecamente lineares tendo a dedução da expressão (representado por R^2), que expressa a quantidade da variação total explicada pela regressão.

2.7.2 Distribuição gráfica dos resíduos

A análise gráfica da distribuição residual entre a variável dependente observada e estimada constitui-se de grande importância na seleção de modelos, por possibilitar a verificação do ajuste da equação ao longo de toda a amplitude dos dados observados (SCHNEIDER, 1998). O exame visual de gráficos é uma opção informal e subjetiva, para analisar a distribuição de resíduo de regressão, embora, em muitas investigações, seja suficiente para uma adequada avaliação (SCOLFORO, 1993).

Segundo Paula Neto (1977), os valores dos resíduos, obtidos através da diferença entre os valores observados e estimados, devem se distribuir uniformemente, dentro dos limites dos dados, quando plotados contra os valores observados ou contra os valores estimados.

3. MATERIAIS E MÉTODOS

3.1 Caracterização do experimento

O experimento foi instalado em 1989, na Estação Experimental da Empresa Pernambucana de Pesquisa Agropecuária (IPA), no município de Caruaru, no Estado de Pernambuco, tendo as seguintes coordenadas geográficas: 08° 14' 18" de latitude sul; 38° 00' 00" de longitude oeste, encontrando-se em uma altitude de 537 m, sendo enquadrada pela classificação climática de Thornthwaite no tipo Dd'a' (semi-árido megatérmico), e o solo é classificado como associação Neossolo (EMBRAPA, 1999).

As sementes utilizadas no experimento foram de *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit, (Hawai), variedade K8, de origem australiana, coletadas em um plantio experimental no município de Floresta – PE, semeadas em agosto de 1989 e plantadas em dezembro de 1989 (MEUNIER, 1991).

Os tratamentos inicialmente foram constituídos de duas estirpes de rizóbio (2), mais tratamentos comparativos nitrogenados (2), em três níveis de adubação fosfatada (3), na ausência ou presença de composto de resíduo urbano (2), conforme Quadro 1.

Baseando-se nas pesquisas de Meunier (1991), Souza (2003) e Santos Júnior (2005), nos quais se constatou que o efeito do composto orgânico foi o que realmente influenciou o crescimento das mudas e das plantas até o quarto ano, decidiu-se agrupar os tratamentos em dois grupos, os que não possuem composto orgânico (tratamentos de 1 a 12) e os que possuem (tratamentos de 13 a 24) conforme Quadro 1.

Foram utilizados para este trabalho 544 dos 576 indivíduos plantados inicialmente devido a perdas por morte das plantas. Como no ajuste das equações de índice de sítio se usa a altura média das árvores dominantes por classe de idade, neste trabalho se optou por considerar as alturas médias das seis (06) árvores mais altas por tratamentos inicialmente constituídos. Foram utilizados dados provenientes de 19 medições, conforme Tabela 1. O tempo inicial considerado foi de 120 dias, que corresponde à idade em que as mudas foram plantadas no campo.

QUADRO 1 – Descrição dos tratamentos considerados no experimento com *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit. no Agreste de Pernambuco

Fator	Níveis	Tratamentos	
<i>Composto orgânico</i>	<i>Sem composto orgânico (C₀)</i>	<i>C₀N₀P₀</i>	<i>C₁N₀P₀</i>
	<i>Com composto orgânico (100 ml/54 g) (C₁)</i>	<i>C₀N₀P₁</i>	<i>C₁N₀P₁</i>
<i>Sem inoculação com rizóbio</i>	<i>Sem nitrogênio (N₀)</i>	<i>C₀N₀P₂</i>	<i>C₁N₀P₂</i>
	<i>1,0 g de uréia/recipiente (N₁)</i>	<i>C₀N₁P₀</i>	<i>C₁N₁P₀</i>
<i>Inoculação com rizóbio</i>	<i>Estirpe 1 (NFB 473) (N₂)</i>	<i>C₀N₁P₁</i>	<i>C₁N₁P₁</i>
	<i>Estirpe 2 (NFB 466) (N₃)</i>	<i>C₀N₁P₂</i>	<i>C₁N₁P₂</i>
<i>Adição de fósforo</i>	<i>Sem fósforo (P₀)</i>	<i>C₀N₂P₀</i>	<i>C₁N₂P₀</i>
	<i>0,5g de superfosfato simples/recipiente (82,8 g/m³) (P₁)</i>	<i>C₀N₂P₁</i>	<i>C₁N₂P₁</i>
	<i>1,0g de superfosfato simples/recipiente (165,6 g/m³) (P₂)</i>	<i>C₀N₂P₂</i>	<i>C₁N₂P₂</i>
		<i>C₀N₃P₀</i>	<i>C₁N₃P₀</i>
		<i>C₀N₃P₁</i>	<i>C₁N₃P₁</i>
		<i>C₀N₃P₂</i>	<i>C₁N₃P₂</i>

TABELA 1 – Datas das medições realizadas no experimento com *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit. no agreste de Pernambuco

MEDIDAS	H _i	DATAS	Nº DE DIAS	MESES
1	H ₁	01/01/1990	121	4.0
2	H ₂	07/02/1990	157	5.2
3	H ₃	07/03/1990	185	6.2
4	H ₄	09/04/1990	218	7.3
5	H ₅	09/05/1990	248	8.3
6	H ₆	09/06/1990	279	9.3
7	H ₇	09/07/1990	309	10.3
8	H ₈	09/08/1990	340	11.3
9	H ₉	13/09/1990	375	12.5
10	H ₁₀	15/10/1990	407	13.6
11	H ₁₁	15/11/1990	438	14.6
12	H ₁₂	28/12/1990	481	16.0
13	H ₁₃	25/04/1991	599	20.0
14	H ₁₄	26/07/1991	691	23.0
15	H ₁₅	24/07/1992	1055	35.2
16	H ₁₆	01/07/1993	1397	46.6
17	H ₁₇	31/12/1993	1581	52.9
18	H ₁₈	12/01/1995	1957	65.2
19	H ₁₉	01/12/1998	3376	112.5

3.2 Modelos ajustados

Os modelos analisados no presente estudo constam na Tabela 2, designados de acordo com diferentes autores: (SCHUMACHER, 1939; SILVA, 1986; FEKEDULEGN et al., 1999).

TABELA 2: Modelos matemáticos para construção das curvas de Índice de Sítio

Modelo	Modelo original	Modelo guia
Schumacher	$HDOM = \beta_0 \cdot e^{\left(\frac{\beta_1}{I}\right)}$	$HDOM = S \cdot e^{\beta \left(\frac{1}{I} - \frac{1}{I_b}\right)}$
Chapman-Richards	$HDOM = \beta_0 \cdot \left[1 - e^{-kI}\right]^{\beta_1}$	$HDOM = S \cdot \left(\frac{1 - e^{-k \cdot I}}{1 - e^{-k \cdot I_b}}\right)^{\frac{1}{1-m}}$
Silva-Bailey	$HDOM = \beta_0 \cdot e^{\beta_1 \cdot \beta_2^I}$	$HDOM = S \cdot e^{k \theta^I - \theta^b}$
Mitscherlich	$HDOM = \beta_0 - \beta_1 \cdot \beta_2^I$	$HDOM = S - \beta \cdot k^I - k^{I_b}$
Weibull	$HDOM = \beta_0 - \beta_1 \cdot e^{\beta_2 \cdot I^{\beta_3}}$	$HDOM = S - \left[\beta \cdot e^{-k \cdot I^m} - \beta \cdot e^{-k \cdot I_b^m} \right]$
Clutter-Jones	$HDOM = \beta_0 \cdot \left[1 + \beta_1 \cdot I^{\beta_2}\right]^{\beta_3}$	$HDOM = S \cdot \left(\frac{1 + \beta \cdot I^{\beta_2}}{1 + \beta \cdot I_b^{\beta_2}}\right)^{\frac{1}{\theta}}$

Sendo que:

HDOM = altura dominante;

S = índice de sítio na idade base;

β_i , k, θ e m = parâmetros dos modelos;

I = idade do indivíduo no momento da medição da altura;

I_b = idade de referência (48 meses).

O método de análise numérica usado para se obter às estimativas dos parâmetros dos modelos foi o Simplex. Tal método é um algoritmo que utiliza uma ferramenta baseada na Álgebra Linear para determinar, por um método iterativo, a solução ótima de um Problema de Programação Linear (PPL). Um algoritmo é um procedimento que termina em um número finito de operações. Sua concepção básica é simples e, por isso mesmo, eficiente. Em linhas bastante gerais, o algoritmo parte de uma solução viável

do sistema de equações que constituem as restrições do PPL, solução essa normalmente extrema (vértice). A partir dessa solução inicial, identificam-se novas soluções viáveis de valor igual, ou melhor, que a corrente. O algoritmo, portanto, possui um critério de escolha que permite encontrar sempre novos e melhores vértices da envoltória convexa do problema, e um outro critério que consegue determinar se o vértice escolhido é ou não um vértice ótimo (SILVA et al., 2005).

O método Simplex não se baseia em fatoriais e por isso requer poucas interações para se mover na direção do valor ótimo. O método Simplex original, ao longo dos anos, tem sofrido modificações que obrigaram a distinção do mesmo dentre as estratégias de otimização. Assim o método Simplex original passou a ser chamado de Método Simplex Básico (MSB) (ANDRADE e CUSTÓDIO, 1996).

Com as equações resultantes, foram geradas as curvas de índice de sítio anamórficas. Para tanto, foram estimados os valores da assintota β_0 , cobrindo os índices de sítio de 3 a 7 metros, com intervalo de 1 metro, com a idade de referência de 48 meses.

3.3 Critérios de avaliação de modelos

Para a seleção dos melhores modelos matemáticos na construção das curvas de índice de sítio foram considerados: índice de ajuste, distribuição gráfica dos resíduos e teste de identidade dos modelos de regressão.

O Índice de ajuste (IA %), usado para a escolha da melhor equação, foi obtido da seguinte forma:

$$IA\% = \left[\frac{\sum_{i=1}^n \hat{Y}_i - \bar{Y}^2}{\sum_{i=1}^n Y_i - \bar{Y}^2} \right] \cdot 100$$

Em que:

IA% = Índice de ajuste em percentagem;

Y_i = Valor observado (real);

\hat{Y}_i = Valor estimado pela equação de regressão;

\bar{Y} = Médias dos valores observados.

Para o cálculo da análise da distribuição gráfica residual, os resíduos foram obtidos pela expressão:

$$E_i = \left(\frac{Y_i - \hat{Y}_i}{Y_i} \right) \cdot 100$$

Sendo:

E_i = resíduo da i-ésima observação;

Y_i = altura dominante observada;

\hat{Y}_i = altura dominante estimada.

Após os ajustes dos modelos, foi aplicado o teste de identidade de modelos de regressão, conforme Regazi (1996), a fim de avaliar a existência ou não de diferença significativa entre os modelos ao longo do tempo. Após a análise dos gráficos das curvas de índice de sítio, verificou-se que algumas equações apresentaram curvas semelhantes de modo a dividir em dois grupos. Em tal procedimento, fez-se a comparação dos modelos entre si, dois a dois, dentro de cada grupo, nos diferentes tratamentos através da comparação do F calculado com o F tabelado ao nível de 5% de insignificância. O F calculado foi obtido através da seguinte equação.

$$F_{\text{calc}} = \frac{SQR_{1,2} - SQR_1 + SQR_2}{\text{Max } p_1, p_2 \cdot SQR_1 + SQR_2 \cdot n_1 + n_2 - p_1 - p_2}$$

Sendo:

SQR_1 = soma dos quadrados dos resíduos do modelo 1;

SQR_2 = soma dos quadrados dos resíduos do modelo 2;

$SQR_{1,2}$ = soma dos quadrados dos resíduos dos modelos 1 e 2 em conjunto;

p_1 = número de parâmetros do modelo 1;

p_2 = número de parâmetros do modelo 2;

n_1 = número de observações do modelo 1;

n_2 = número de observações do modelo 2;

$\text{Max } \{p_1, p_2\}$ = máximo entre p_1 e p_2 , ou seja, o maior valor dos dois.

Foi utilizada a análise de regressão não linear através do programa computacional SYSTAT 10 (Versão DEMO).

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Estimativas dos parâmetros das equações não lineares

Na tabela 3 estão apresentadas às estimativas dos parâmetros dos modelos testados bem como seus índices de ajuste (IA %) obtidos para a construção de curvas de índice de sítio para *Leucena leucocephala* (Lam.) de Wit. No Agreste de Pernambuco.

TABELA 3 –Estimativas dos parâmetros dos modelos testados com respectivos índices de ajuste (I. A.) para cada tratamento aplicado a *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit. no Agreste de Pernambuco.

Tratamento	Equações	I. A. %
Sem composto orgânico	Schumacher $\overline{\text{HDOM}} = 6,403 \cdot e^{-10,236/I}$	91,7
	Chapman-Richards $\overline{\text{HDOM}} = 5,8332 \cdot [1 - e^{-0,0510 \cdot I}]^{1,0445}$	90,4
	Silva-Bailey $\overline{\text{HDOM}} = 5,4358 \cdot e^{-2,4583 - 0,9058^I}$	88,8
	Mitscherlich $\overline{\text{HDOM}} = 5,7350 - 6,1340 \cdot 0,9455^I$	90,6
	Weibull $\overline{\text{HDOM}} = -0,0640 + 7,2339 \cdot e^{-6,8661 \cdot I^{-0,7883}}$	92,0
	Clutter-Jones $\overline{\text{HDOM}} = 7,8015 \cdot [1 - 1,2976 \cdot I^{-0,6030}]^{3,1027}$	92,0
Com composto orgânico	Schumacher $\overline{\text{HDOM}} = 6,514 \cdot e^{(-9,437/I)}$	93,0
	Chapman-Richards $\overline{\text{HDOM}} = 5,6580 \cdot [1 - e^{-0,0767 \cdot I}]^{1,3377}$	90,8
	Silva-Bailey $\overline{\text{HDOM}} = 5,4224 \cdot e^{-2,8633 - 0,8812^I}$	89,7
	Mitscherlich $\overline{\text{HDOM}} = 5,6792 - 6,5135 \cdot 0,9315^I$	91,2
	Weibull $\overline{\text{HDOM}} = -0,0068 + 6,6646 \cdot e^{-8,5702 \cdot I^{-0,9484}}$	93,0
	Clutter-Jones $\overline{\text{HDOM}} = 7,1779 \cdot [1 - 1,5898 \cdot I^{-0,7134}]^{2,8110}$	93,1

Analisando os valores das estimativas dos parâmetros de todas as equações para o tratamento sem composto, observa-se que as equações de Weibull e de Clutter-Jones obtiveram os melhores resultados nas medidas de precisão, apresentando os índices de ajuste de 92,0%, sendo seguido do modelo de Schumacher, que apresentou índice de ajuste de 91,7%.

Nos tratamentos com composto orgânico, o modelo Clutter-Jones apresentou o melhor índice de ajuste com 93,1 %, seguido pelos modelos de Schumacher e Weibull com índices de ajuste de 93,0%.

O modelo de Chapman-Richards, do qual se esperava melhores resultados, por ser um dos modelos mais utilizados para o ajuste de dados biológicos de espécies florestais como observados em diversos trabalhos como de Selle et al. (1994), Palahí et al. (2004) e Bravo-Oviedo et al. (2004), ficou pouco abaixo dos modelos acima citados nos tratamentos sem composto orgânico com um índice de ajuste de 90,4 % nos tratamentos sem composto e 90,8 % nos tratamentos com composto orgânico.

O modelo de Silva-Bailey apresentou os menores índices para os tratamentos considerados na pesquisa.

Observa-se que, para todos os modelos utilizados, nos tratamentos sem composto orgânico, os coeficientes de β_0 apresentaram resultados que traduzem o valor assintótico que teoricamente a leucena atingirá, variando de 5,43783 m no modelo de Silva-Bailey até 7,80148 m para o modelo de Clutter-Jones.

Para o modelo de Weibull a estimativa de β_0 foi de -0,06402, o que é uma resposta impossível, pois não existe altura de árvore negativa. Mas, por outro lado, ele se apresentou como sendo não significativo, podendo ser retirado do modelo sem perda significativa de precisão, o que foi feito, ficando o modelo na forma:

$$HDOM = \beta_1 \cdot e^{-\beta_2 \cdot I^{\beta_3}}$$

Realizando um novo ajuste, o resultado foi o seguinte:

$$\hat{HDOM} = 7.11307 \cdot e^{-7.21214 \cdot I^{0.80508}} \quad \text{com I. A.} = 92,04\%$$

A perda de precisão ocorreu em termos de milésimos, sendo reduzida de 92,044 para 92,043.

Para os tratamentos com composto orgânico tal resposta foi parecida para o modelo de Weibull apresentando a estimativa de β_0 igual a -0,0068, mas que também foi retirado do modelo por ser não significativo.

Realizando um novo ajuste, o resultado foi o seguinte:

$$\overline{\text{HDOM}} = 6.6535 \cdot e^{-8.6203 \cdot I^{-0.9504}} \quad \text{com I. A.} = 93,0\%$$

A perda de precisão também foi muito pequena, pois esta foi reduzida de 93.067037 para 93.067031.

4.2 Coeficiente de variação e análise da variância para os modelos testados

Na tabela 4, encontram-se as estatísticas descritivas dos dados observados em cada idade por tratamento, apresentando o coeficiente de variação demonstrando uma diminuição dessa variação à medida que se observa o desenvolvimento da cultura até o último mês de mensuração. Tal comportamento pode ser observado para os dois tratamentos.

Nas tabelas 5 e 6 encontram-se os cálculos das estimativas das alturas através dos modelos aplicados em leucena, para o tratamento sem composto orgânico e com composto orgânico, respectivamente, que foram utilizados para a análise de variância. Na tabela 7, são apresentados os coeficientes de variação de cada modelo, nos diferentes tratamentos empregados no estudo de leucena.

TABELA 4: Estatísticas descritivas dos dados observados em cada idade nos tratamentos aplicados em *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit. no Agreste de Pernambuco

TRATAMENTO	Idade (meses)	Média de HDOM	C.V. (%)
Sem composto orgânico	4,0	0,983	28,19
	5,2	1,027	13,49
	6,2	1,069	11,08
	7,3	1,187	11,40
	8,3	1,587	6,34
	9,3	1,924	3,90
	10,3	2,468	3,99
	11,3	2,933	7,32
	12,5	3,226	7,88
	13,6	3,300	6,34
	14,6	3,333	4,99
	16,0	3,407	4,05
	20,0	3,446	4,88
	23,0	3,801	4,82
	35,2	4,492	5,21
	46,6	4,794	4,84
52,9	5,135	3,85	
65,2	5,832	4,06	
112,5	6,223	4,48	
Com composto orgânico	4,0	1,009	22,77
	5,2	1,056	7,76
	6,2	1,119	9,71
	7,3	1,304	10,95
	8,3	1,780	5,84
	9,3	2,176	3,27
	10,3	2,786	3,75
	11,3	3,237	6,24
	12,5	3,535	6,38
	13,6	3,611	4,58
	14,6	3,650	3,05
	16,0	3,719	1,86
	20,0	3,808	3,70
	23,0	4,030	4,23
	35,2	4,635	4,02
	46,6	4,915	3,41
52,9	5,274	1,58	
65,2	5,897	2,48	
112,5	6,384	5,58	

TABELA 5: Cálculo das estimativas das alturas de *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit no Agreste de Pernambuco através dos modelos aplicados em leucena para o tratamento sem composto orgânico

Idade (Meses)	HDOM	Schumacher	Chapman-Richards	Silva-Bailey	Mitscherlich	Weibull	Clutter-Jones
		$\overline{\text{HDOM}}$	$\overline{\text{HDOM}}$	$\overline{\text{HDOM}}$	$\overline{\text{HDOM}}$	$\overline{\text{HDOM}}$	$\overline{\text{HDOM}}$
4,0	0,983	0,495	0,998	1,039	0,831	0,670	0,552
5,2	1,027	0,894	1,273	1,251	1,150	1,051	0,943
6,2	1,069	1,229	1,492	1,436	1,399	1,352	1,242
7,3	1,187	1,576	1,721	1,648	1,658	1,659	1,538
8,3	1,587	1,865	1,920	1,844	1,880	1,914	1,778
9,3	1,924	2,130	2,110	2,042	2,090	2,147	1,994
10,3	2,468	2,370	2,291	2,239	2,288	2,360	2,189
11,3	2,933	2,588	2,463	2,434	2,476	2,555	2,366
12,5	3,226	2,823	2,659	2,663	2,688	2,768	2,558
13,6	3,300	3,017	2,829	2,867	2,870	2,944	2,716
14,6	3,333	3,176	2,976	3,045	3,026	3,092	2,848
16,0	3,407	3,377	3,170	3,282	3,230	3,281	3,016
20,0	3,446	3,838	3,656	3,871	3,732	3,726	3,412
23,0	3,801	4,103	3,962	4,224	4,042	3,991	3,649
35,2	4,492	4,787	4,825	5,042	4,880	4,720	4,311
46,6	4,794	5,140	5,269	5,306	5,283	5,128	4,693
52,9	5,135	5,277	5,424	5,367	5,417	5,293	4,852
65,2	5,832	5,473	5,614	5,417	5,575	5,541	5,096
112,5	6,223	5,846	5,814	5,438	5,724	6,056	5,632

HDOM = Média das alturas dominantes; $\overline{\text{HDOM}}$ = Estimativas das médias das alturas dominantes pelos modelos.

TABELA 6: Cálculo das estimativas das alturas de *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit no Agreste de Pernambuco através dos modelos aplicados em leucena para o tratamento com composto orgânico

Idade (meses)	HDOM	Schumacher	Chapman-Richards	Silva-Bailey	Mitscherlich	Weibull	Clutter-Jones
		HDOM	HDOM	HDOM	HDOM	HDOM	HDOM
4,0	1,009	0,616	0,954	0,965	0,775	0,662	0,580
5,2	1,056	1,061	1,278	1,230	1,176	1,101	1,079
6,2	1,119	1,422	1,542	1,467	1,484	1,452	1,460
7,3	1,304	1,788	1,822	1,739	1,799	1,808	1,830
8,3	1,780	2,090	2,066	1,990	2,065	2,100	2,126
9,3	2,176	2,361	2,299	2,242	2,312	2,363	2,389
10,3	2,786	2,606	2,519	2,490	2,543	2,601	2,622
11,3	3,237	2,826	2,728	2,731	2,758	2,815	2,830
12,5	3,535	3,062	2,963	3,008	2,996	3,045	3,052
13,6	3,611	3,255	3,164	3,247	3,198	3,234	3,234
14,6	3,650	3,413	3,336	3,451	3,368	3,390	3,383
16,0	3,719	3,612	3,557	3,714	3,586	3,586	3,571
20,0	3,808	4,064	4,088	4,316	4,104	4,036	4,003
23,0	4,030	4,322	4,400	4,638	4,406	4,295	4,255
35,2	4,635	4,982	5,155	5,244	5,143	4,968	4,926
46,6	4,915	5,320	5,447	5,380	5,441	5,320	5,295
52,9	5,274	5,450	5,527	5,403	5,527	5,456	5,443
65,2	5,897	5,636	5,607	5,418	5,615	5,655	5,665
112,5	6,384	5,990	5,657	5,422	5,677	6,040	6,128

HDOM = Média das alturas dominantes; $\overline{\text{HDOM}}$ = Estimativas das médias das alturas dominantes pelos modelos.

TABELA 7: Coeficientes de variação de cada equação nos diferentes tratamentos de *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit. no Agreste de Pernambuco

Tratamentos	Equações	C. V (%)
Sem Composto orgânico	Testemunha	51,33
	Schumacher	51,33
	Chapman-Richards	48,93
	Silva-Bailey	48,60
	Mitscherlich	49,99
	Weibull	50,35
	Clutter-Jones	50,56
Com Composto orgânico	Testemunha	48,82
	Schumacher	48,08
	Chapman-Richards	46,41
	Silva-Bailey	46,27
	Mitscherlich	47,33
	Weibull	47,84
	Clutter-Jones	48,09

Observando-se a Tabela 7, verifica-se que os valores dos coeficientes de variação dos dados observados (Testemunha) e os das equações resultantes estão bem próximos. Para o caso do tratamento sem composto orgânico, os valores das estimativas das alturas dominantes provenientes da equação de Schumacher praticamente proporcionaram o mesmo C. V., quando comparado com o da testemunha. Já no caso do tratamento com composto orgânico a equação de Clutter-Jones foi a que mais se aproximou, sendo que a de Schumacher veio logo em seguida.

Mesmo não sendo um critério de seleção de modelos no presente estudo, constata-se excelente ajuste do modelo de Schumacher, mesmo só possuindo dois parâmetros.

Isto também vem a confirmar porque o modelo de Schumacher vem sendo usado, ao longo do tempo, na construção de curvas de índice de sítio para várias espécies florestais como em Schumacher (1939), Gale e Grigal (1987), Lenhart

(1987), Monserud (1987), Walters e Burkhart (1987), Hughell (1990), Cunha Neto et al. (1996), Andenmatten e Letourneau (2000), Tewari e Kumar (2002), e Monteiro e Kanninen (2003).

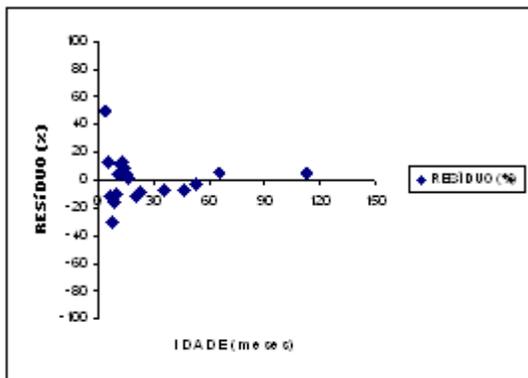
4.3 Análise da distribuição gráfica residual dos modelos testados

As distribuições gráficas dos resíduos para os modelos de Schumacher, Chapman-Richards, Silva-Bailey, Mitscherlich, Weibull e Clutter-Jones para os tratamentos sem composto orgânico e com composto orgânico são apresentados nas Figuras 1 e 2.

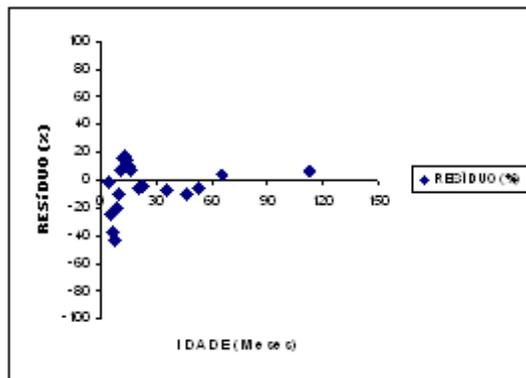
Um dos mais importantes elementos para avaliação de um modelo matemático é a visualização dos seus resíduos distribuídos em função de determinada variável de interesse, pois é prática comum escolher o melhor modelo observando as medidas de precisão da regressão que pode levar a resultados incorretos.

A análise gráfica dos resíduos mostrou que o ajuste dos modelos ao longo de toda a amplitude dos dados observados para os tratamentos não apresentou tendenciosidade, isto é, nota-se uma distribuição uniforme dentro dos limites dos dados apresentados.

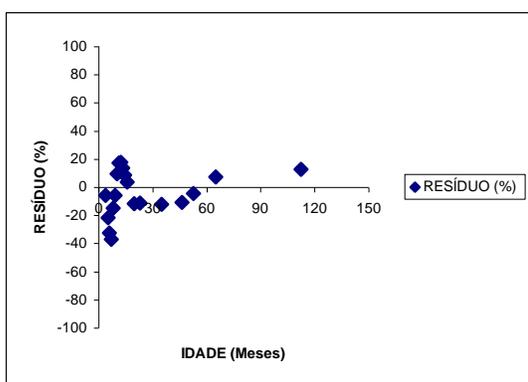
Tal análise também foi feita por Machado et al. (1997), que usaram esse critério em vários modelos, obtendo, no entanto, sucesso somente com os modelos de Schumacher e Chapman-Richards, que apresentaram boa distribuição, não ocorrendo tendenciosidades.



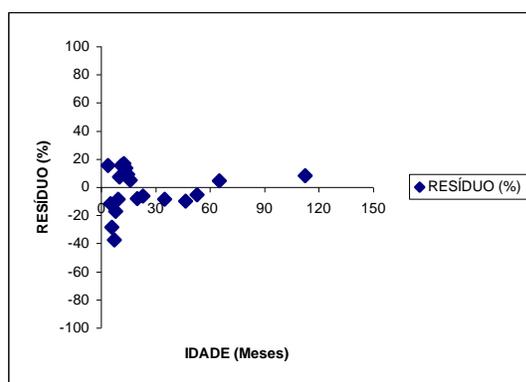
a) Schumacher



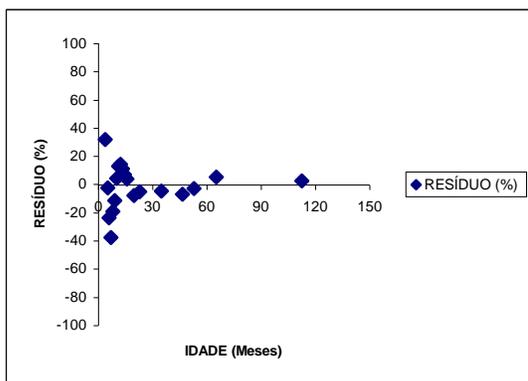
b) Chapman-Richards



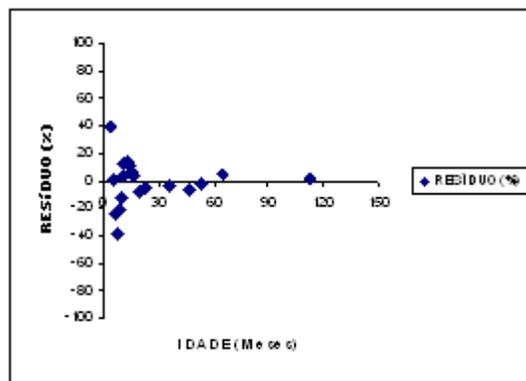
c) Silva-Bailey



d) Mitscherlich

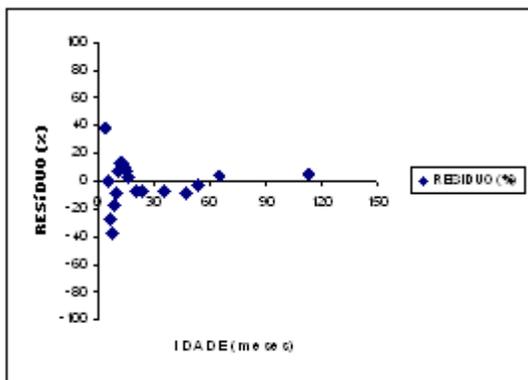


e) Weibull

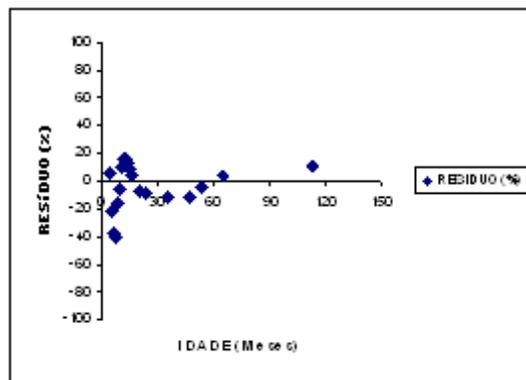


f) Clutter-Jones

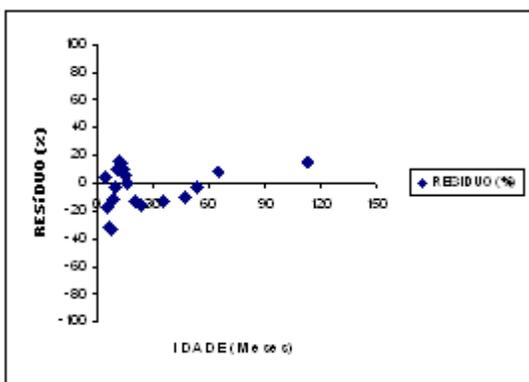
FIGURA 1: Distribuição gráfica dos resíduos para os modelos testados para *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit, nos tratamentos sem composto orgânico, no Agreste de Pernambuco



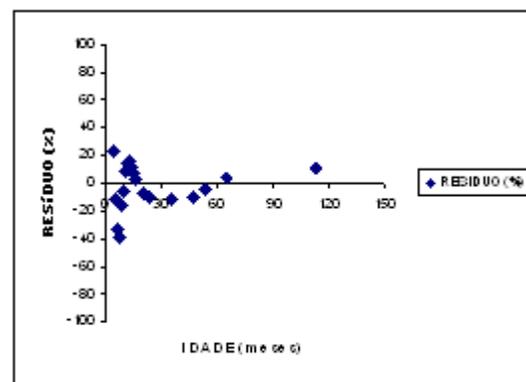
a) Schumacher



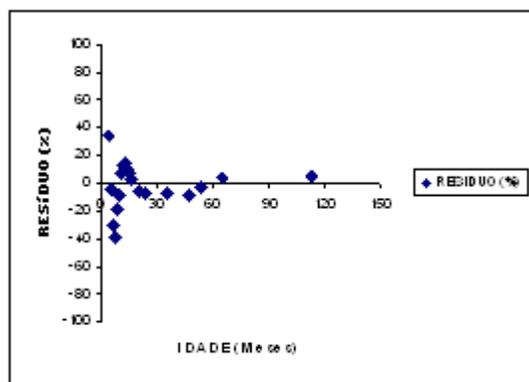
b) Chapman-Richards



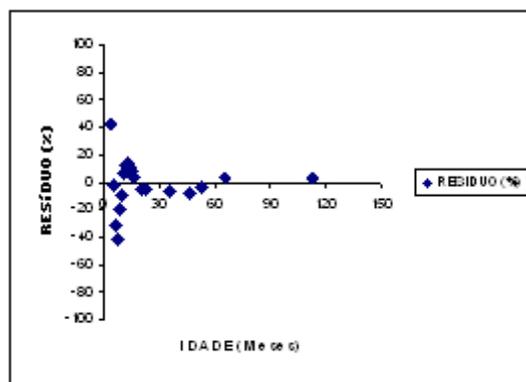
c) Silva-Bailey



d) Mitscherlich



e) Weibull



f) Clutter-Jones

FIGURA 2: Distribuição gráfica dos resíduos para os modelos testados para *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit, nos tratamentos com composto orgânico, no Agreste de Pernambuco

4.4 Construção das curvas

Para construção de curvas de índice de sítio, utilizaram-se as seguintes equações (TABELA 8).

TABELA 8: Modelos ajustados para construção das curvas de índice de sítio para *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit. no agreste de Pernambuco

Modelos	Modelos ajustados	
	Tratamentos sem composto	Tratamentos com composto
Schumacher	$H\bar{D}OM = S \cdot \text{EXP}(-10.236 \cdot (1/IDADE - 1/48))$	$H\bar{D}OM = S \cdot \text{EXP}(-9.437 \cdot (1/IDADE - 1/48))$
Chapman-Richards	$H\bar{D}OM = S \cdot \left[\frac{1 - e^{-0.0510 \cdot IDADE}}{1 - e^{-0.0510 \cdot 48}} \right]^{1.0445}$	$H\bar{D}OM = S \cdot \left[\frac{1 - e^{-0.0767 \cdot IDADE}}{1 - e^{-0.0767 \cdot 48}} \right]^{1.3377}$
Silva-Bailey	$H\bar{D}OM = S \cdot e^{-2.4583 \cdot 0.905^{IDADE} - 0.905^{48}}$	$H\bar{D}OM = S \cdot e^{-2.8633 \cdot 0.8812^{IDADE} - 0.8812^{48}}$
Mitscherlich	$H\bar{D}OM = S - 6.1340 \cdot 0.9455^{IDADE} - 0.9455^{48}$	$H\bar{D}OM = S - 6.5135 \cdot 0.9315^{IDADE} - 0.9315^{48}$
Weibull	$H\bar{D}OM = S \cdot e^{-7.2121 \cdot IDADE^{-0.8050} - 48^{-0.8050}}$	$H\bar{D}OM = S \cdot e^{-8.6203 \cdot IDADE^{-0.9504} - 48^{-0.9504}}$
Clutter-Jones	$H\bar{D}OM = S \cdot \left(\frac{1 - 1,2976 \cdot IDADE^{-0,6030}}{1 - 1,2976 \cdot 48^{-0,6030}} \right)^{3,1027}$	$H\bar{D}OM = S \cdot \left(\frac{1 - 1,5898 \cdot IDADE^{-0,7134}}{1 - 1,5898 \cdot 48^{-0,7134}} \right)^{2,8110}$

4.5 Curvas de Índice de Sítio nos tratamentos sem composto orgânico e com composto orgânico para *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit. no agreste de Pernambuco.

Após a obtenção das equações, construíram-se as curvas de índice de sítio que apresentaram um conjunto de 5 curvas de índice de sítio de 3 a 7 metros, tomados na idade de referência de 48 meses, havendo um intervalo entre os índices de 1 metro.

As curvas construídas para os tratamentos sem composto orgânico e com composto orgânico podem ser observadas nas Figuras 3 e 4.

Em geral, comparando-se os resultados dos modelos utilizados, as curvas geradas apresentam o mesmo padrão, existindo uma pequena diferença quando ao nível de desenvolvimento observado nas curvas de índice de sítio com a ausência ou presença de composto orgânico com a utilização do modelo de Mitscherlich (Figuras 3 (d) e 4 (d)). Essas curvas apresentam o crescimento inicial um pouco abaixo das demais curvas, isto é, as alturas dominantes estão muito aquém dos valores reais estimados pelas outras equações.

Em relação à diferença dos tratamentos, as curvas mostram o mesmo padrão de desenvolvimento da leucena na estação experimental, não havendo, portanto, diferenças significativas entre eles.

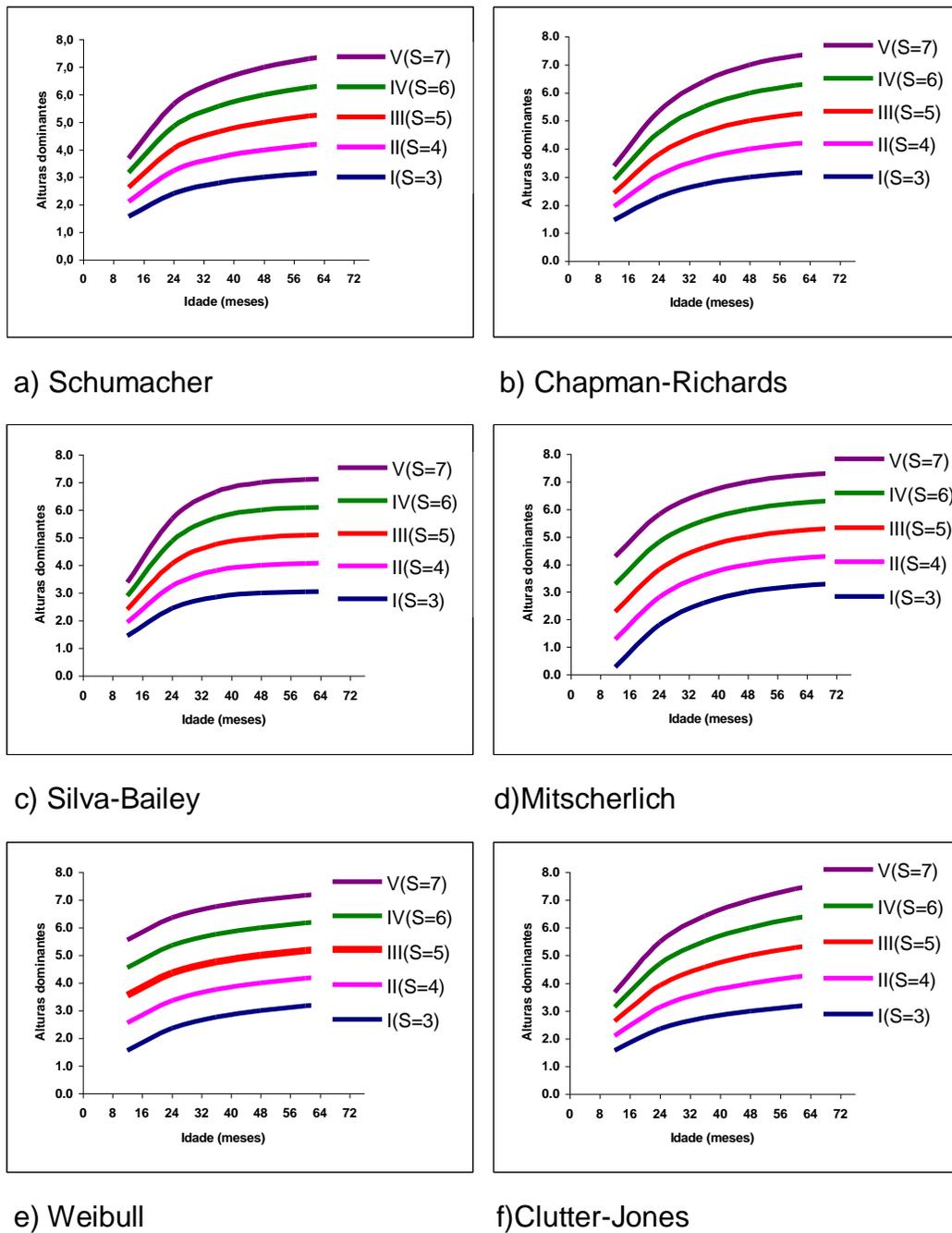
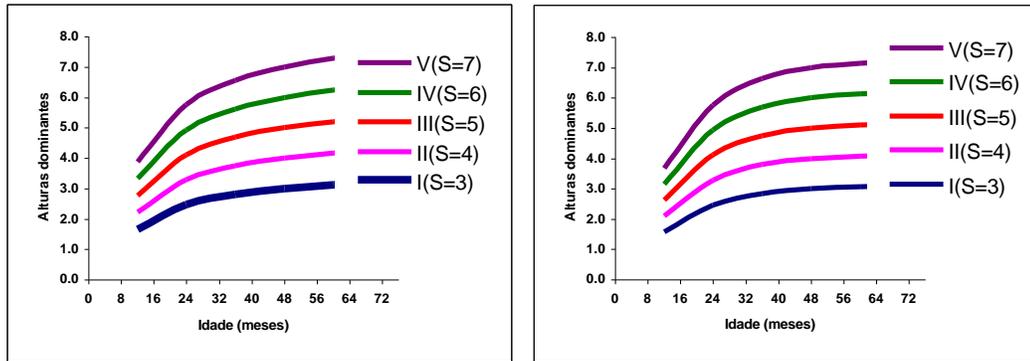
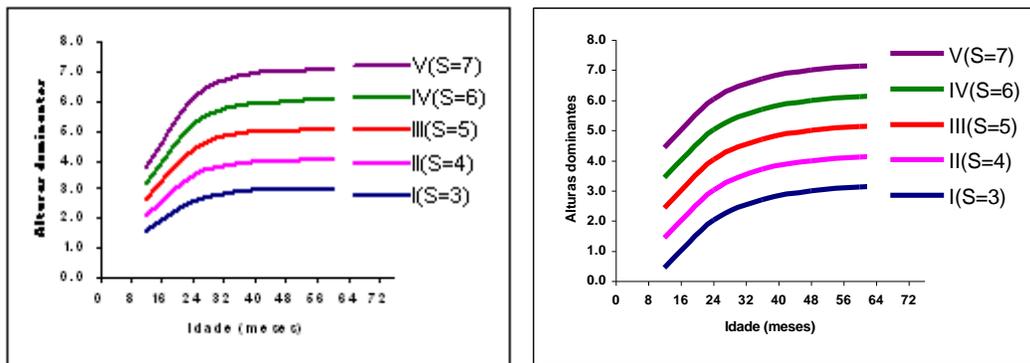


FIGURA 3: Curvas de índice de sítio para os modelos testados para *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit. nos tratamentos sem composto orgânico, no Agreste de Pernambuco



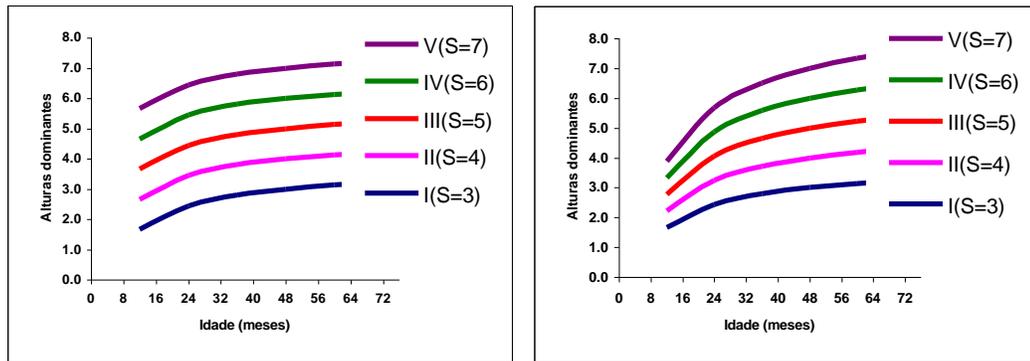
a) Schumacher

b) Chapman-Richards



c) Silva-Bailey

d) Mitscherlich



e) Weibull

f) Clutter-Jones

FIGURA 4: Curvas de índice de sítio para os modelos testados para *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit. nos tratamentos com composto orgânico, no Agreste de Pernambuco

Após a análise dos gráficos das curvas de índice de sítio, verificou-se que algumas equações apresentaram curvas semelhantes de modo a dividir em dois grupos de gráficos, para verificar a existência ou não de diferença significativa através do teste de identidade dos modelos de regressão. O primeiro grupo apresenta os modelos de Schumacher, Chapman-Richards, Silva-Bailey e Clutter-Jones e o segundo grupo os modelos de Mitscherlich e Weibull para os dois tratamentos.

Em todas as curvas dos modelos ajustados nos tratamentos com composto e sem composto orgânico, para os dois grupos, não houve diferença significativa através do teste F ao nível de 5% de probabilidade, portanto através desse procedimento qualquer modelo pode ser usado para a construção de curvas de índice de sítio de *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit. no Agreste de Pernambuco. Os resultados podem ser verificados nas tabelas a seguir (Tabelas 9 e 10).

TABELA 9: Teste de identidade dos modelos de Schumacher, Chapman-Richards, Silva-Bailey e Clutter-Jones (Grupo 1) e Mitscherlich e Weibull (Grupo 2) no tratamento sem composto orgânico

	Schumacher	Chapman-Richards	Schumacher e Chapman-Richards
n	19	19	38
p	2	3	5
SQ resíduo	1,641	2,304	3,945290654
G. L.	17	16	33
F_{calc}	-	-	0,00360
$F_{5\%} (3;33)$	-	-	2,92

a) Schumacher e Chapman-Richards

	Schumacher	Silva-Bailey	Schumacher e Silva-Bailey
n	19	19	38
p	2	3	5
SQ resíduo	1,641	3,11	4,75104466
G. L.	17	16	33
F_{calc}	-	-	0,00010
$F_{5\%} (3;33)$	-	-	2,92

b) Schumacher e Silva-Bailey

	Schumacher	Clutter-Jones	Schumacher e Clutter-jones
n	19	19	38
p	2	4	6
SQ resíduo	1,641	1,456	3,097592944
G. L	17	15	32
F_{calc}	-	-	0,0015
$F_{5\%} (4,32)$	-	-	2,69

c) Schumacher e Clutter-Jones

	Chapman- Richards	Silva-Bailey	Chapman-Richards e Silva-Bailey
n	19	19	38
p	3	3	6
SQ resíduo	2,303	3,11	5,413291741
G. L	16	16	32
F_{calc}	-	-	0,00057
$F_{5\%} (3,32)$	-	-	2,92

d) Chapman-Richards e Silva-Bailey

	Chapman- Richards	Clutter-Jones	Chapman-Richards e Clutter-Jones
n	19	19	38
p	3	4	7
SQ resíduo	2,303	1,456	3,759819033
G. L	16	15	31
F_{calc}	-	-	0,00169
$F_{5\%} (4,31)$	-	-	2,69

e) Chapman-Richards e Clutter-Jones

	Silva-Bailey	Clutter-Jones	Silva-Bailey e Clutter-Jones
n	19	19	38
p	3	4	7
SQ resíduo	3,11	1,456	6,095028888
G. L	16	15	31
F_{calc}	-	-	2,59526
$F_{5\%} (4,31)$	-	-	2,69

f) Silva-Bailey e Clutter-Jones

	Weibull	Mitscherlich	Weibull e Mitscherlich
n	19	19	38
p	4	3	7
SQ resíduo	1,481	2,2	3,68340242
G. L	15	16	31
F _{calc}	-	-	0,00506
F _{5%} (4,31)	-	-	2,69

g) Weibull e Mitscherlich

TABELA 10: Teste de identidade dos modelos de Schumacher, Chapman-Richards, Silva-Bailey e Clutter-Jones (Grupo 1) e Weibull e Mitscherlich (Grupo 2) no tratamento com composto orgânico

	Schumacher	Chapman-Richards	Schumacher e Chapman-Richards
n	19	19	38
p	2	3	5
SQ resíduo	1,922	3,026	4,948056
G. L.	17	16	33
F _{calc}	-	-	0,00012
F _{5%} (3;33)	-	-	2,92

a) Schumacher e Chapman-Richards

	Schumacher	Silva-Bailey	Schumacher e Silva-Bailey
n	19	19	38
p	2	3	5
SQ resíduo	1,922	3,571	5,493071
G. L	17	16	33
F _{calc}	-	-	0,00014
F _{5%} (3;33)	-	-	2,92

b) Schumacher e Silva-Bailey

	Schumacher	Clutter-Jones	Schumacher e Clutter-jones
n	19	19	38
p	2	4	6
SQ resíduo	1,922	1,871	3,793443
G. L	17	15	32
F _{calc}	-	-	0,0009
F _{5%} (4,32)	-	-	2,69

c) Schumacher e Clutter-Jones

	Chapman-Richards	Silva-Bailey	Chapman-Richards e Silva-Bailey
n	19	19	38
p	3	3	6
SQ resíduo	3,026	3,571	7,536771
G. L	16	16	32
F _{calc}	-	-	1,51951
F _{5%} (3,32)	-	-	2,92

d) Chapman-Richards e Silva-Bailey

	Chapman-Richards	Clutter-Jones	Chapman-Richards e Clutter-Jones
n	19	19	38
p	3	4	7
SQ resíduo	3,026	1,872	5,837143
G. L	16	15	31
F _{calc}	-	-	1,48599
F _{5%} (4,31)	-	-	2,69

e) Chapman-Richards e Clutter-Jones

	Silva-Bailey	Clutter-Jones	Silva-Bailey e Clutter-Jones
n	19	19	38
p	3	4	7
SQ resíduo	3,571	1,871	5,442834
G. L	16	15	31
F _{calc}	-	-	0,00119
F _{5%} (4,31)	-	-	2,69

f) Silva-Bailey e Clutter-Jones

	Weibull	Mitscherlich	Weibull e Mitscherlich
n	19	19	38
p	4	3	7
SQ resíduo	1,481	2,2	4,713792
G. L	15	16	31
F _{calc}	-	-	0,00130
F _{5%} (4,31)	-	-	2,69

g) Weibull e Mitscherlich

CONCLUSÕES

Todos os modelos testados apresentaram bons ajustes para construção de curvas de índice de sítio para *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit. no Agreste de Pernambuco.

Em termos de valores absolutos para o Índice de Ajuste, a equação de Clutter-Jones foi o que apresentou valores mais altos para os dois tratamentos considerados, isto é, ausência ou presença de composto orgânico.

Porém, através do teste de identidade de modelos de regressão, constatou-se não haver diferença ao nível de 5% de insignificância entre os modelos nos tratamentos sem composto orgânico e com composto orgânico para os dois grupos.

As análises gráficas residuais também não mostram tendências, mas pelo seu emprego com sucesso ao longo do tempo, por possuir o menor número de parâmetros entre os modelos testados e por ser um modelo não linear intrinsecamente linear, o modelo proposto por Schumacher (1939) destacou-se entre os testados.

REFERÊNCIAS

ABREU, E. C. R. et al. Modelagem para prognose precoce do volume por classe diamétrica para *Eucalyptus grandis*. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, n. 61, p. 86-102, 2002.

AHRENS, S. Importância da distribuição dos resíduos de regressão na seleção de equações de volume. In: CONGRESSO FLORESTAL BRASILEIRO, Curitiba. **Anais...** Curitiba: EMBRAPA, 1982. p. 7-25.

ALBAN, D. H. **Estimating red pine site index in northern Minnesota**. North Central Forest Experiment Station. Forest Service. Washington: U. S. Department of Agriculture. 1976. 16 p.

ANDENMATTEN, E; LETOURNEAU, F. **Curvas de índice de sitio y crecimiento en altura, para Pino Oregón (*Pseudotsuga menziesii* (Mill) Franco), de aplicación en la región Andino Patagónica de Chubut y Río Negro, Argentina**. Bariloche: [s.n.], 2000. (Comunicación Técnica nº 09). Disponível em: < www.scielo.com > Acesso em 4 jul de 2005.

ANDRADE, J. C., CUSTÓDIO, R. **Métodos de otimização em química**. São Paulo; Universidade Estadual de Campinas, 1996. Disponível em: <<http://www.chemkeys.com>>. Acesso em: 07 set 2005.

BARROSO. G. M. et al. **Frutos e sementes: morfologia aplicada à sistemática de dicotiledôneas**. Minas Gerais, Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 1999, 443 p.

BATISTA, J. L. F.; COUTO, H. T. Z. Escolha de modelos matemáticos para a construção de curvas de índice de sitio para florestas implantadas de *Eucalyptus* SP no estado de São Paulo. **IPEF**, São Paulo. n. 32, p. 33-42, 1986.

BERTALANFFY, L. von. General system theory: a new approach to unity of science. **Human Biology**. Philadelphia, p. 303 – 361, 1951.

BERTALANFFY, L. von, **General system theory**: foundations, development, applications. New York: George Braziller, 1969. 295 p.

BRAVO-OVIEDO, A.; DEL RIO, M.; MONTEIRO, G. Site index curves and growth model for mediterranean maritime pine (*Pinus pinaster* Ait.) in Spain. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, n° 201, p. 187-197, 2004. Disponível em: < www.scielo.com > Acesso em 5 nov. 2005.

BRITISH COLUMBIA (Ed.). **How to determine site index in silviculture**: participant's workbook.. Ministry of Forests. 1999. 75 p.

BURGER, D. **Ordenamento florestal I**. Curitiba: UFPR, 1974. Disponível em: < www.scielo.com > Acesso em 4 jul. 2004.

BURKHART, H. E. Estimating growth and mortality. In: Inventory design and analysis. **Proc. of a workshop of S. A. Inventory Group**. Colorado State University, 1974, p. 111-124.

BURKHART, H. E.; TENNENT, R. B. Site index equations for Radiata pine in New Zealand. **Forestry Science**, Bethesda, n° 7, p. 408-416, 1977.

CARVALHO, M. M. et al. **Sistema agroflorestais pecuários**: opções de sustentabilidade para áreas tropicais e subtropicais. EMBRAPA, dez. 2001, 413 p.

CHAPMAN, D. E. **Statistical problems in dynamics of exploited fishing populations**. In: BERKELEY SYMPOSIUM ON MATHEMATICAL STATISTIC AND PROBABILITY, p. 153 – 158, 1961, [S.l.: s.n.]

CHEN, H. Y. et al. Height growth and site index models for trembling aspen (*Populus tremuloides* Michx.) in northern British Columbia. **Forest Ecology and Management**. Amsterdam, p. 157-165, 1998. Disponível em: < www.scielo.com > Acesso em 5 nov. 2005.

CLUTTER, J. L. et al. **Timber management: a quantitative approach**. New York: John Wiley & Sons, 1983, 333 p.

CLUTTER, J. L.; JONES, E. P. **Prediction of growth after thinning in old-field slash pine plantation**. USDA, 1980. 12 p.

COUTO, H. T. Z. Comparação de dois modelos de prognose de madeira de eucalyptus para alto fuste e talhadia. **IPEF**, São Paulo, n° 41/42, p. 27-35, 1989.

CUNHA NETO, et al. Uso da diferença algébrica para construção de curvas de índice de sítio para *Eucalyptus grandis* e *Eucalyptus urophylla* na região de Luiz Antonio – SP. **Revista Cerne**, Lavras, v. 2, p. 1-26, 1996. Disponível em: < www.dcf.ufla.br > Acesso em: 21 ago. 2004.

DRUMMOND, M. A. **Leucena - uma arbórea de uso múltiplo, para a região semi-árida do nordeste brasileiro**. Petrolina: EMBRAPA. Disponível em: < www.embrapa.com.br > Acesso em: 20 ago. 2004.

ELFVING, B.; KIVISTE, A. Construction of site index equations for *Pinus sylvestris* L. using permanent plot data in Sweden. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam p. 125-134, 1998.

EMBRAPA. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. 1° ed. Brasília: Centro Nacional de Pesquisa de Solos, 1999. 421 p.

FEKEDULEGN et al. Parameter estimation of nonlinear growth models in forestry. **Silva Fennica**, Helsinki, v. 33, n. 4, p. 327-336, 1999.

FINGER, C.A. G. **Fundamentos de biometria florestal**. Santa Maria: UFSM, 1992. 269 p.

FRANCE, J.; THORNLEY, J. H. M. **Mathematical models in agriculture**. London: Butterworths, 1984. 335 p.

GALE, M. R., GRIGAL, D. F. Performance of a soil productivity index model used to predict site quality and stand production. **Forest Growth Modelling and Prediction**. Proceedings of the IUFRO Conference, Minneapolis, Minnesota. v. 1, p. 403-410, 1987.

GONÇALVES, J. L. M. Interpretação de levantamento de solo para fins silviculturais. **IPEF**. São Paulo. n. 39, p. 65-72, 1988.

GONZÁLEZ, H. D.; C. FLORES, L. **Índices de calidad de sitio para regeneración de *Pinus rudis* Endl. en San José de la Joya, Galeana, Nuevo León**. Foresta-NA: Nota Técnica No. 2. UAAAN. Saltillo, Coahuila., 1999, 12 p.

HANNON, R; RUTH, M. **Modeling dynamic biological systems**. New York: Springer Verlag, 1997. 399 p.

HEIBERG, S. O.; WHITE, D. P. A site evaluation concept. **Journal of Forestry**, Bethesda, v. 57, n. 1, p. 7 – 10, 1956.

HUGHELL, D. **Modelos para la predicción del crecimiento e rendimiento de: *Eucalyptus calmadulensis*, *Glicidia sspium*, *Guazuma ulmifolia* y *Leucaena leucocephala* en América Central**. Boletín técnico nº 22. CATIE: Turrialba, 1990, 58 p.

LENHART, J. D. Evaluation of explicit and implicit yield prediction in loblolly and slash pine plantations in east Texas. **Forest Growth Modelling and Prediction**. Proceedings of the IUFRO conference, Minneapolis, Minnesota, v. 1, p. 747-753, 1987.

LESLIE , P.H. On the use of matrices in certain populations mathematics **Biometrika**, v. 35, p. 183 – 212, 1945.

LOUW, J. H; SCHOLLES, M. Forest site classification and evaluation: a South African perspective. **Forest Ecology and management**, Amsterdam, n. 171, p. 153-168, 2002. Disponível em: <<http://www.scielo.br>> Acesso em 07 nov. 2005.

MACHADO, S. do A. **Studies in growth and yield estimation for *Pinus taeda* L. plantations in the State of Paraná – Brazil.** 1978. 170 f. Thesis (Doctor of Philosophy) – University of Washington, Washington.

MACHADO, S. A. **Classificação de sítio para bracatingais na região metropolitana de Curitiba.** Boletim de Pesquisa Florestal, Colombo, n. 35, p.21-37. 1997.

MENDES, B. V., **Alternativas tecnológicas para a agropecuária do semi-árido.** 2. ed. São Paulo: Nobel, 1986, 171 p.

MEUNIER, I. M. J. **Crescimento de mudas de *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit. em função do uso do composto de resíduo urbano, adubação fosfatada e inoculação com *Rhizobium loti*.** 1991. 110 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia, Ciência do Solo) – Universidade Federal Rural de Pernambuco, Recife.

MONSERUD, R. A. Variations on a theme of site index. **Forest Growth Modelling and Prediction.** Proceedings of the IUFRO Conference, Minneapolis, Minnesota, v. 1, p. 419-427, 1987.

MONTEIRO, M. KANNINEN, M. Índice de sitio para *Terminalia amazonia* en Costa Rica. **Agronomía Costarricense.** N. 27, v. 1, 2003, p. 29-35.

MORA, F. MEZA, V. **Curvas de índice de sitio para Teca (*Tectona grandis* Linn.) en la Vertiente del Pacífico de Costa Rica.** Heredia: Instituto de Investigación y Servicios Forestales Universidad Nacional. 2005, p. 1 –26.

MORHEAD, D. J.; CODER, K. D. **Southern hardwood management.** Extension Forest Resources. Athens: The University of Georgia, 1994, 146 p.

MOSER, J. W.; HALL, O. F. Derized growth an yield functionf for unevent aged forest stands. **Forest Science,** Bethesda, v. 15, p. 183 – 188, 1969.

PALAHÍ, M. Site index model for *Pinus silvestris* in north-east Spain. **Forest Ecology and Management**. Amsterdam, n. 187, p. 35-47, 2004. Disponível em: <<http://www.scielo.br>> Acesso em 07 set 2004.

PARRESOL, B. R. VISSAGE, J. S. **White Pine Site Index for the Southern Forest Survey**. United States Department of Agriculture. Forest Service. 1998, p 1 – 12.

PAULA NETO, F. **Construction of standard volume table for *Eucalyptus saligna* in the Iron Region of Brazil**. 1977. 140 f. Thesis (Doctor of Philosophy) - Purdue University, Lafayette.

PIENAAR, L. V.. **Quantitative theory of forest growth**. Thesis (Doctor of Philosophy) University of Washington, Washington. 1965. 167 f.

PIENAAR, L. V.; TURNBULL, K. J. The Chapman-Richards generalization of von Bertalanffy's growth model for basal area growth and yield in even-aged stands. **Forest Science**. Bethesda, v. 19, p. 02-22, 1973.

PRODAN, M. **Forest biometrics**. Pergamon Press, 1968. 447 p.

REGAZI, A. J. Teste para verificar a identidade de modelos de regressão. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**. Brasília, v. 31. n. 1, p. 1-17. 1996.

RICHARDS, F. J. A flexible growth function for empirical use. **Journal of Experimental Botany**, Oxford, v. 10, p. 290-300, 1959.

ROJO-MARTÍNEZ , G. E. et al. Modelos de índice de sitio para *Hevea brasiliensis* Müll. Arg. del clon ian-710 en el norte de Chiapas. Ra Ximhai: **Revista de Sociedad, Cultura y Desarrollo Sustentable**, v.1, n. 1, p. 153-166, 2005.

SANTOS JÚNIOR, R. C. B. **Modelagem matemática na estimativa de crescimento em altura de leucena (*Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit)., no Agreste de**

Pernambuco. 2005. 95 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) –Universidade Federal Rural de Pernambuco, Recife.

SCHEEREN, L. W. Crescimento em altura de *Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Ktze. em três sítios naturais, na região de Canela – RS. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 9, n. 2, p. 23-40, 1999.

SCHLAEGEL, B. E. Testing, reporting, and sing biomass estimation models. In: SOUTHERN FOREST BIOMASS WORKSHOP, 1981, **Proceedings...** [s.l., s.n.], 1981, p. 95 – 112.

SCHNEIDER, P. R. **Análise de regressão aplicada à Engenharia florestal**. 2 ed. Santa Maria: UFSM/CEPEF, 1998. 236 p.

SCHUMACHER, F. X. A new growth curve and its applications to timber-yield studies. **Journal Forestry**, Bethesda, v. 37, p. 819-820, 1939.

SCOLFORO, J. R. Curvas de índice de sítio para *Pinus caribaea var. hondurensis*. **IPEF**, Lavras: ESAL / Departamento de Ciências Florestais n.45, p.40-47, 1992.

SCOLFORO, J. R. **Mensuração florestal 4**: avaliação da produtividade florestal através da classificação de sítio. Lavras: ESAL / FAEPE, 1993. 138 p.

SELLE, G. L. **Influência de fatores ambientais na classificação de sítio para *Pinus taeda* L., na região de Cambará do Sul, RS, Brasil**. Santa Maria: UFSM, 1993. In disponível em: < www.ufsm.com.br > Acesso em: 13 set. 2004.

SELLE, G. L. et al. Classificação de sítio para *Pinus taeda* L., através da altura dominante, para a região de Cambará do Sul, RS, Brasil. **Ciência Florestal**. Santa Maria: UFSM, v.4, n.1, p. 77-95, 1994. Disponível em: < www.ufsm.com.br > Acesso em: 20 ago. 2005.

SGARBI, F. **Produtividade de *Eucalyptus sp.* em função do estado nutricional e da fertilidade do solo em diferentes regiões de São Paulo.** 2002. 101 f. Dissertação (Mestrado). Esalq.

SILVA, J. A. A. **Dynamics of stand structure in fertilized slash pine plantations.** 1986, 133 f. Thesis (Doctor of Philosophy) - University of Georgia, Athens.

SILVA, J. A. A. da; SILVA, I. P. da. **Estatística experimental aplicada à ciência florestal**, Recife, UFRPE, 1982. 292 p.

SILVA, R. A. et al. **Método Simplex supermodificado como estratégia de otimização para respostas combinadas em sistemas alimentares.** São Paulo: SCIELO. FAPESP, 2005. Disponível em: <<http://www.scielo.br>> Acesso em 07 set 2005.

SMALLEY, G. W. **Forest site classification in the interior uplands.** Tennessee: Southern Forest Experiment Station, USDA, Forest Service. 2004. Disponível em: <www.scielo.com.br> Acesso 29 out. 2005.

SOUSA, F. B. **Plantas forrageiras para o semi-árido.** Sobral: EMBRAPA: Caprinos. 2005. Disponível em: <www.caprítec.com.br> Acesso 02 jan 2005.

SOUZA, C. M. de **Avaliação do crescimento em altura de leucena *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit., no Agreste de Pernambuco, por meio da análise de medidas repetidas.** 2003. 123 f. Dissertação (Mestrado em Biometria) – Universidade Federal Rural de Pernambuco, Recife.

SPATHELF, P.; NUTTO, L. **Modelagem aplicada ao crescimento florestal.** Santa Maria: UFSM, 2000. 70 p.

SPURR, S. H. **Forest inventory.** New York: The Ronald Press Company, 1952, 476 p.

SPURR, S. H., BARNES, B. V. **Forest ecology**. 3 ed. New York: John Wiley and Sons. 1980. 687 p.

TELES, M. M. et al. Métodos para quebra da dormência em sementes de leucena *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit. Viçosa: **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 29, n. 2, 2000. Disponível em: < www.scielo.com.br > Acesso 15 ago. 2004.

TESHOME, T.; PETTY, J. A. Site index equation for *Cupressus lusitanica* stands in munessa forest, Ethiopia. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, n. 126, p. 339-347, 2000.

TEWARI, V. P.; KUMAR, V. S. Development of top height model and site index curves for *Azadirachta indica* A. Juss. **Forest Ecology and Management**. Amsterdam, n. 165, p. 67-73, 2002. Disponível em: < www.scielo.com.br > Acesso 15 set. 2004.

TONINI, H. et al. Crescimento em altura de *Pinus elliottii* Engelm., na região de Piratini no Rio Grande do Sul, Brasil. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.31, n.3, p.417-423, 2001. Disponível em: < www.ufsm.com.br > Acesso em 12 set. 2004.

TONINI, H. et al. Comparação gráfica entre curvas de índice de sítio para *Pinus elliottii* e *Pinus taeda* desenvolvidas no sul do Brasil. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 12, n. 1, p. 143-152, 2002. Disponível em: < www.ufsm.com.br > Acesso em: 3 set. 2004.

TURNBULL, K. J. **Population dynamics in mixed forest stands: A system of mathematical models of mixed stand growth and structure**. 186f. 1963. Dissertação. University of Washington, W.A. Washington.

VALENTIN, J. L; GUIMARÃES, M. A. A modelagem ecológica em Limnologia. In: BICUDO, C.E.M.; BICUDO, D.C. (Org.). **Amostragem em Limnologia** – São Carlos: Rima, 2004. 251 p.

VIEIRA, M. E. Q. **O feno de leucena *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit como ingrediente não ortodoxo de rações para frangos de corte.** 184 f., 1992. Dissertação (Mestrado em Zootecnia) – Universidade Federal Rural de Pernambuco, Recife, 1992.

WALTERS, D. K., BURKHART, H. E. A method for localizing site index equations. **Forest Growth Modelling and Prediction.** Proceedings of the IUFRO conference, Minneapolis, Minnesota. v. 1, p. 435-442, 1987.

APÊNDICE

APÊNDICE A

Tabela 11: Cálculo das estimativas das alturas e dos resíduos através dos modelos aplicados em *Leucena leucocephala* (Lam.) de Wit. para o tratamento sem composto orgânico na Estação Experimental da Empresa Pernambucana de Pesquisa Agropecuária (IPA) em Caruaru - PE

Idade (meses)	HDOM	Schumacher		Chapman-Richards		Silva-Bailey		Mitscherlich		Weibull		Clutter-Jones	
		HDOM	R %	HDOM	R %	HDOM	R %	HDOM	R %	HDOM	R %	HDOM	R %
4.0	0.983	0.495	49.591	0.998	-1.577	1.039	-5.730	0.831	15.424	0.670	31.836	0.600	38.931
5.2	1.027	0.894	12.927	1.273	-23.991	1.251	-21.778	1.150	-11.951	1.051	-2.287	1.025	0.233
6.2	1.069	1.229	-11.835	1.492	-37.548	1.436	-32.588	1.399	-28.611	1.352	-23.752	1.319	-23.363
7.3	1.187	1.576	-30.146	1.721	-43.276	1.648	-37.159	1.658	-37.749	1.659	-37.512	1.644	-38.473
8.3	1.587	1.865	-15.766	1.920	-19.733	1.844	-14.924	1.880	-17.083	1.914	-19.052	1.908	-20.197
9.3	1.924	2.130	-10.689	2.110	-9.633	2.042	-6.102	2.090	-8.610	2.147	-11.588	2.168	-12.646
10.3	2.468	2.370	3.970	2.291	7.198	2.239	9.282	2.288	7.285	2.360	4.375	2.380	3.590
11.3	2.933	2.588	11.769	2.463	16.035	2.434	17.013	2.476	15.591	2.555	12.898	2.572	12.330
12.5	3.226	2.823	12.476	2.659	17.561	2.663	17.429	2.688	16.679	2.768	14.204	2.780	13.826
13.6	3.300	3.017	9.089	2.829	14.711	2.867	13.668	2.870	13.522	2.944	11.235	2.937	10.994
14.6	3.333	3.176	4.696	2.976	10.690	3.045	8.628	3.026	9.214	3.092	7.214	3.095	7.120
16	3.407	3.377	0.876	3.170	6.943	3.282	3.659	3.230	5.200	3.281	3.702	3.278	3.786
20	3.446	3.838	-11.096	3.656	-5.790	3.871	-11.962	3.732	-7.986	3.726	-7.849	3.699	-7.354
23	3.801	4.103	-7.954	3.962	-4.256	4.224	-11.141	4.042	-6.344	3.991	-5.019	3.966	-4.360
35.2	4.492	4.787	-6.478	4.825	-7.297	5.042	-12.155	4.880	-8.513	4.720	-4.963	4.681	-4.190
46.6	4.794	5.140	-7.178	5.269	-9.847	5.306	-10.669	5.283	-10.154	5.128	-6.909	5.098	-6.349
52.9	5.135	5.277	-2.710	5.424	-5.571	5.367	-4.496	5.417	-5.455	5.293	-3.028	5.272	-2.651
65.2	5.832	5.473	6.167	5.614	3.739	5.417	7.126	5.575	4.405	5.541	4.992	5.539	5.028
112.5	6.223	5.846	6.051	5.814	6.574	5.438	12.615	5.724	8.018	6.056	2.685	6.121	1.635

HDOM = Média das alturas dominantes; \hat{HDOM} = Estimativas das médias das alturas dominantes pelos modelos; R % = Resíduo em %.

Tabela 12: Cálculo das estimativas das alturas e dos resíduos através dos modelos aplicados em *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit. para o tratamento com composto orgânico na Estação Experimental da Empresa Pernambucana de Pesquisa Agropecuária (IPA) em Caruaru - PE

Idade (meses)	HDOM	Schumacher		Chapman-Richards		Silva-Bailey		Mitscherlich		Weibull		Clutter-Jones	
		HDOM	R %	HDOM	R %	HDOM	R %	HDOM	R %	HDOM	R %	HDOM	R %
4.0	1.009	0.616	39.008	0.954	5.502	0.965	4.408	0.775	23.179	0.662	34.444	0.580	42.510
5.2	1.056	1.061	-0.456	1.278	-21.041	1.230	-16.481	1.176	-11.309	1.101	-4.260	1.079	-2.170
6.2	1.119	1.422	-27.001	1.542	-37.773	1.467	-31.068	1.484	-32.570	1.452	-29.746	1.460	-30.393
7.3	1.304	1.788	-37.173	1.822	-39.798	1.739	-33.377	1.799	-38.005	1.808	-38.671	1.830	-40.411
8.3	1.780	2.090	-17.420	2.066	-16.103	1.990	-11.839	2.065	-16.029	2.100	-17.984	2.126	-19.493
9.3	2.176	2.361	-8.525	2.299	-5.641	2.242	-3.038	2.312	-6.277	2.363	-8.605	2.389	-9.777
10.3	2.786	2.606	6.476	2.519	9.582	2.490	10.634	2.543	8.729	2.601	6.665	2.622	5.911
11.3	3.237	2.826	12.710	2.728	15.729	2.731	15.637	2.758	14.811	2.815	13.050	2.830	12.590
12.5	3.535	3.062	13.397	2.963	16.182	3.008	14.917	2.996	15.248	3.045	13.863	3.052	13.671
13.6	3.611	3.255	9.874	3.164	12.371	3.247	10.075	3.198	11.446	3.234	10.435	3.234	10.454
14.6	3.650	3.413	6.494	3.336	8.615	3.451	5.446	3.368	7.733	3.390	7.121	3.383	7.317
16	3.719	3.612	2.882	3.557	4.337	3.714	0.134	3.586	3.561	3.586	3.568	3.571	3.981
20	3.808	4.064	-6.707	4.088	-7.349	4.316	-13.329	4.104	-7.751	4.036	-5.970	4.003	-5.113
23	4.030	4.322	-7.242	4.400	-9.190	4.638	-15.101	4.406	-9.325	4.295	-6.571	4.255	-5.575
35.2	4.635	4.982	-7.496	5.155	-11.228	5.244	-13.154	5.143	-10.974	4.968	-7.190	4.926	-6.293
46.6	4.915	5.320	-8.246	5.447	-10.829	5.380	-9.465	5.441	-10.702	5.320	-8.240	5.295	-7.737
52.9	5.274	5.450	-3.325	5.527	-4.800	5.403	-2.443	5.527	-4.783	5.456	-3.453	5.443	-3.204
65.2	5.897	5.636	4.419	5.607	4.913	5.418	8.114	5.615	4.771	5.655	4.101	5.665	3.924
112.5	6.384	5.990	6.170	5.657	11.390	5.422	15.059	5.677	11.071	6.040	5.392	6.128	4.007

HDOM = Média das alturas dominantes; HDOM = Estimativas das médias das alturas dominantes pelos modelos; R % = Resíduo em %.

ANEXO

ANEXO A

Dedução dos Modelos para Índice de Sítio

A1) Modelo de Schumacher

Schumacher desenvolveu um modelo para inicialmente, estimar índice de sítio, mas que por sua amplitude de aplicação também é usado nas estimativas de crescimento e sobrevivência/mortalidade.

A hipótese considerada foi que: “o crescimento relativo em volume varia inversamente com a idade”, sendo que, matematicamente, é expressa por:

$$\frac{dH}{H} = \beta \cdot d\left(\frac{1}{I}\right)$$

Em que:

H = volume

I = idade

β = parâmetro peculiar ao índice de sítio, densidade e estoque considerado.

Para a variação em altura, o mesmo autor adotou a seguinte hipótese:

$$\frac{dH}{dI} = \beta \cdot \frac{H}{I^2}$$

$$\frac{dH}{H} = \beta \cdot d\left(\frac{1}{I^2}\right)$$

$$\int \frac{dH}{H} = \int \frac{dI}{I^2}$$

$$\int \frac{dH}{H} = \beta \int I^{-2} d \cdot I$$

$$\ln H = \beta \cdot I^{-1} + C$$

$$e^{\ln H} = e^{\beta \cdot I^{-1}} \cdot e^c$$

Sendo $e^c = \kappa$, tem-se:

$$H = \kappa \cdot e^{\beta I^{-1}}$$

Este modelo é comumente expresso na forma logarítmica, tal que:

$$\text{Ln } H_i = \text{Ln } \kappa + \beta_1 \cdot \frac{1}{I}$$

Ou ainda estabelecendo que $\text{Ln } \kappa = \beta_0$ tem-se:

$$\text{Ln } H_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot \frac{1}{I}$$

Em que:

H_i = altura da árvore na idade I

I = idade da árvore

β_i = parâmetros a serem estimados

O modelo de H em função de S é expresso da seguinte forma:

$$H_i = \kappa_0 \cdot e^{\beta_1 \left(\frac{1}{I} \right)} \quad 1$$

$$S = \kappa_0 \cdot e^{\beta_1 \left(\frac{1}{I_0} \right)}$$

$$\kappa_0 = \frac{S}{e^{\beta_1 \left(\frac{1}{I_0} \right)}} \quad 2$$

Substituindo (2) em (1) tem-se:

$$H_i = S \cdot \frac{e^{\beta_1 \left(\frac{1}{I} \right)}}{e^{\beta_1 \left(\frac{1}{I_0} \right)}}$$

$$H_i = S \cdot e^{\beta_1 \left(\frac{1}{I} - \frac{1}{I_0} \right)}$$

A2) Modelo de Chapman-Richards

Considerando:

$$\frac{dH}{dt} = \alpha \cdot H^m - \gamma \cdot H \quad (1)$$

Multiplicando a função 1 por H^{1-m} tem-se:

$$H^{1-m} \cdot \frac{dH}{dt} = \alpha \cdot H^{1-m} - \gamma \cdot H^{1-m} \quad (2)$$

Seja $u = H^{1-m}$, logo temos que:

$$\frac{du}{dt} = \frac{dH^{1-m}}{dt} = H^{1-m} \cdot \frac{dH}{dt}$$

Substituindo as expressões acima na função (2) tem-se:

$$\frac{du}{dt} = \alpha \cdot H^{1-m} - \gamma \cdot u$$

Ou ainda:

$$\frac{du}{dt} + \gamma \cdot u = \alpha$$

Obtem-se uma equação diferencial linear de primeira ordem.

Para resolver a equação diferencial acima mencionada, uma forma é a soma da solução geral da equação diferencial homogênea com uma solução particular da não homogênea.

Cálculo da solução geral da equação diferencial homogênea:

$$\frac{du}{dt} + \gamma \cdot u = 0$$

$$\frac{du}{dt} = -\gamma \cdot u$$

$$\frac{1}{u} \cdot du = -\gamma \cdot dt$$

$$\int \frac{1}{u} \cdot du = \int -\gamma \cdot dt$$

$$\ln u = -\gamma \cdot t + c$$

$$u = e^{-\gamma \cdot t + c}$$

$$u = e^c \cdot e^{-\gamma \cdot t}$$

Seja $e^c = \beta_2$

$u = \beta_2 \cdot e^{-\gamma \cdot (1-m) \cdot t} \Rightarrow$ Solução geral da equação diferencial homogênea

Cálculo da solução particular da equação diferencial não homogênea

$$\frac{du}{dt} + \gamma \cdot (1-m) \cdot u = \alpha \cdot (1-m)$$

Considerando $u = \frac{\alpha \cdot (1-m)}{\gamma}$, tem-se uma solução particular

Verificando, tem-se que:

$$\frac{d}{dt} \left(\frac{\alpha \cdot (1-m)}{\gamma} \right) + \gamma \cdot \frac{\alpha \cdot (1-m)}{\gamma} = \alpha \cdot (1-m)$$

$$\alpha \cdot (1-m) = \alpha \cdot (1-m)$$

Logo, a solução geral da equação diferencial não homogênea fica:

$$u = \frac{\alpha \cdot (1-m)}{\gamma} + \beta_2 \cdot e^{-\gamma \cdot (1-m) \cdot t}$$

como $u = H^{1-m}$

Tem-se que:

$$H^{1-m} = \frac{\alpha \cdot (1-m)}{\gamma} + \beta_2 \cdot e^{-\gamma \cdot (1-m) \cdot t}$$

$$H = \left(\frac{\alpha \cdot (1-m)}{\gamma} + \beta_2 \cdot e^{-\gamma \cdot (1-m) \cdot t} \right)^{\frac{1}{1-m}}$$

Sejam $\frac{\alpha \cdot (1-m)}{\gamma} = \beta_1$, $\frac{1}{1-m} = \theta$ e $\gamma \cdot (1-m) = k$

Logo, substituindo na equação acima, tem-se:

$$H = \beta_1 + \beta_2 \cdot e^{-k \cdot t \cdot \theta}$$

Após integração do modelo com m assumindo ser um valor variável, o modelo torna-se:

$$H = \mu \cdot [1 - \beta \cdot \text{EXP}[-\kappa \cdot (t - t_0)]]^{1/1-m}$$

Quando $t_0=0$

$$H = \mu \cdot [1 - \beta \cdot \text{EXP}[-\kappa \cdot t]]^{1/1-m}$$

Em que:

μ = valor assintótico (tamanho teórico máximo que o organismo pode atingir)

A3) Modelo de Silva-Bailey

Considerando:

$$\frac{dH}{dt} = \gamma \cdot H \cdot \alpha^I \text{ (expressão 1)}$$

Que se traduz por: a taxa de crescimento ou mortalidade é proporcional a uma condição inicial vezes uma função exponencial da idade α^I .

A solução para a expressão 1 é a seguinte:

$$\frac{dH}{dt} = \gamma \cdot H \cdot \alpha^I$$

$$\frac{dH}{dt} = \gamma \cdot H \cdot \alpha^I$$

$$\frac{dH}{H} = \gamma \cdot \alpha^I \cdot dI$$

$$\int_{H_i}^{H_f} \frac{dH}{H} = \gamma \cdot \int_{I_i}^{I_f} \alpha^I \cdot dI$$

$$\text{Ln } H \Big|_{H_i}^{H_f} = \gamma \cdot \frac{\alpha^I}{\text{Ln } \alpha} \Big|_{I_i}^{I_f}$$

Considerando $\frac{\gamma}{\text{Ln } \alpha} = \kappa$, tem-se que:

$$\text{Ln } H \Big|_{H_1}^{H_f} = \kappa \cdot \alpha \Big|_{I_1}^{I_f}$$

$$\text{Ln } H_f - \text{Ln } H_1 = \kappa \cdot \alpha^{I_f} - \alpha^{I_1}$$

$$\text{Ln } H_f = \text{Ln } H_1 + \kappa \cdot \alpha^{I_f} - \alpha^{I_1}$$

$$H_f = H_1 \cdot e^{\kappa \alpha^{I_f} - \alpha^{I_1}}$$

A4) Modelo de Mitscherlich

Considerando:

$$\frac{dH}{dI} = \lambda \cdot \beta_0 - H$$

$$\frac{dH}{\beta_0 - H} = \lambda \cdot dI$$

$$-\text{Ln } \beta_0 - H = \lambda \cdot I + k$$

$$\text{Ln } \beta_0 - H = -\lambda \cdot I - k$$

$$\beta_0 - H = e^{-\lambda I - k}$$

$$\beta_0 - H = e^{-k} \cdot e^{-\lambda I}$$

Sejam $\beta_1 = e^{-k}$ e $\beta_2 = e^{-\lambda}$, substituindo na expressão acima, tem-se que:

$$H = \beta_0 - \beta_1 \cdot \beta_2^I$$

A5) Modelo de Weibull

Considerando:

$$\frac{dW}{dt} = \varphi \cdot t^\lambda - \gamma \cdot W \cdot t^\lambda$$

$$\frac{dW}{dt} = t^\lambda \cdot \varphi - \gamma \cdot W$$

$$\frac{dW}{\varphi - \gamma \cdot W} = t^\lambda \cdot dt$$

$$\int \frac{dW}{\varphi - \gamma \cdot W} = \int t^\lambda \cdot dt$$

$$-\frac{1}{\gamma} \cdot \text{Ln } \varphi - \gamma \cdot W = \frac{t^{\lambda+1}}{\lambda+1} + c$$

$$\text{Ln } \varphi - \gamma \cdot W = -\frac{\gamma}{\lambda+1} \cdot t^{\lambda+1} - \frac{\gamma \cdot c}{\lambda+1}$$

$$\varphi - \gamma \cdot W = e^{-\frac{\gamma}{\lambda+1} t^{\lambda+1} - \frac{\gamma \cdot c}{\lambda+1}}$$

$$W = \frac{\varphi}{\gamma} - \frac{e^{-\frac{\lambda \cdot c}{\lambda+1}}}{\gamma} \cdot e^{-\frac{\gamma}{\lambda+1} t^{\lambda+1}}$$

Sejam:

$$\alpha = \frac{\varphi}{\gamma},$$

$$\beta = \frac{e^{-\frac{\lambda \cdot c}{\lambda+1}}}{\gamma},$$

$$\kappa = \frac{\gamma}{\lambda+1} \quad e$$

$$\theta = \lambda + 1$$

Logo, substituindo, tem-se que:

$$W = \alpha - \beta \cdot e^{-\kappa \cdot t^\theta}$$

A6) Modelo de Clutter-Jones

Clutter-Jones (1980) desenvolveram um procedimento em que o valor assintótico U , que é constante no modelo, deve ser eliminado e substituído por um valor que corresponde um determinado valor de W no tempo i .

Para isto, usou o método das diferenças de equações.

Considerando o modelo acima, tem-se:

Em um tempo inicial i , o modelo é:

$$W_i = \alpha \cdot \frac{1 - e^{-\kappa \cdot t_i}}{1 - m} \quad (1)$$

Em um tempo final f , o modelo é:

$$W_f = \alpha \cdot \frac{1 - e^{-\kappa \cdot t_f}}{1 - m} \quad (2)$$

Como U é constante nos tempos i e f , pode-se conhecer seu valor, por exemplo, no tempo i :

$$\alpha = W_i \cdot \frac{1 - e^{-\kappa \cdot t_i}}{1 - m} \quad (3)$$

Substituindo (3) em (2), tem-se:

$$W_f = W_i \cdot \frac{1 - e^{-\kappa \cdot t_i}}{1 - m} \cdot \frac{1 - e^{-\kappa \cdot t_f}}{1 - m}$$

$$W_f = W_i \cdot \left(\frac{1 - e^{-\kappa \cdot t_f}}{1 - e^{-\kappa \cdot t_i}} \right) \frac{1}{1 - m}$$