

UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA
FACULDADE DE CIÊNCIAS AGRONÔMICAS
CAMPUS DE BOTUCATU

MÉTODOS PARA COMPARAÇÃO DE CURVAS DE CRESCIMENTO

Lídia Raquel de Carvalho

Tese apresentada à Faculdade de Ciências Agronômicas do Campus de Botucatu - UNESP, para obtenção do título de Doutor em Agronomia - Área de concentração Energia na Agricultura.

Botucatu - SP
Fevereiro - 1996

UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA
FACULDADE DE CIÊNCIAS AGRONÔMICAS
CAMPUS DE BOTUCATU

MÉTODOS PARA COMPARAÇÃO DE CURVAS DE CRESCIMENTO

Lídia Raquel de Carvalho

Orientadora: Dra. Sheila Zambello de Pinho

Tese apresentada à Faculdade de Ciências Agronômicas do Campus de Botucatu - UNESP, para obtenção do título de Doutor em Agronomia - Área de concentração Energia na Agricultura.

Botucatu - SP
Fevereiro – 1996

UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA
FACULDADE DE CIÊNCIAS AGRÔNICAS
CÂMPUS DE BOTUCATU

CERTIFICADO DE APROVAÇÃO

"MÉTODOS PARA COMPARAÇÃO DE CURVAS DE CRESCIMENTO"

LIDIA RAQUEL DE CARVALHO

DOR: PROFª DRª SHEILA ZAMBELLO DE PINHO

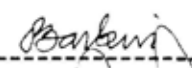
o pela Comissão Examinadora



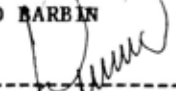
PROFª DRª SHEILA ZAMBELLO DE PINHO



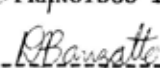
PROFª DRª MARTHA MARIA MISCHAN



PROF. DR. DÉCIO BARBIN



PROF. DR. ANTONIO FRANCISCO IEMMA



PROF. DR. DAVID ARIOVALDO BANZATTO

Realização: 16 / FEVEREIRO / 1996 .

A Deus, presente em todos os momentos

A toda minha família

dedico

AGRADECIMENTOS

À minha orientadora Dra. Sheila Zambello de Pinho, pela orientação e apoio durante este trabalho.

Às Profas. Dra. Martha Maria Mischan e Dra. Maria Teresinha Trovarelli Tornero, pelas colaborações e idéias na realização desta pesquisa.

À Dra. Maria Teresinha Trovarelli Tornero pela cessão do programa para cálculo dos coeficientes de não-linearidade intrínseca e de efeitos dos parâmetros.

Aos Profs. Dr. Flávio Ferrari Aragon, Tadeu dos Santos Dias e José Raimundo de Souza Passos pelo apoio e colaboração.

Aos Professores do curso de Energia na Agricultura, pelos ensinamentos prestados.

Aos Profs. Dra. Maria Elena Aparecida Delachiave e Lúcio Benedicto Kroll, pela cessão dos dados.

Aos colegas e funcionários do Departamento de Bioestatística do Instituto de Biociências-UNESP, Campus de Botucatu, pelo incentivo, estímulo e cooperação.

Aos colegas do curso de pós-graduação, pela amizade e companheirismo.

SUMÁRIO

1. RESUMO	01
2. INTRODUÇÃO	03
3. REVISÃO DE LITERATURA	05
4. MATERIAL	27
5. METODOLOGIA ESTATÍSTICA	29
5.1 Introdução	29
5.2 Estimação de p	35
5.3 Modelo Logístico	37
5.3.1 Modelo Logístico com erro aditivo	37
5.3.2 Modelo Logístico com erro multiplicativo	39
5.3.3 Modelo Logístico com erro aditivo e autocorrelação nos resíduos	41
5.3.4 Modelo Logístico com erro multiplicativo e autocorrelação nos resíduos	42
5.4 Modelo de Gompertz	43
5.4.1 Modelo de Gompertz com erro aditivo	43
5.4.2 Modelo de Gompertz com erro multiplicativo	45
5.4.3 Modelo de Gompertz com erro aditivo e autocorrelação nos resíduos	46
5.4.4 Modelo de Gompertz com erro multiplicativo e autocorrelação nos resíduos	47
5.5 Procedimento para ajuste das funções	48
5.6 Medidas de curvatura de não-linearidade dos parâmetros	49
5.7 Comparação dos parâmetros	52
5.7.1 Análise Paramétrica	52
a) Teste t de Student	52
b) Análise de Variância	53
c) Comparações Múltiplas	53

5.7.2 Análise Não-Paramétrica	54
Análise Não-Paramétrica em experimentos com dois fatores	54
5.8 Diferença entre a assíntota e a função ajustada	58
5.8.1 Diferença entre a assíntota e a função Logística	58
5.8.2 Diferença entre a assíntota e a função de Gompertz	61
6. RESULTADOS E DISCUSSÃO	63
6.1 Resultados referentes ao peso de matéria fresca (g) de sementes de feijão	64
<i>Phaseolus vulgaris</i> L. cv. carioca 80 SH	
6.2 Resultados referentes à porcentagem de peso dos frutos de araribá	87
6.3 Resultados referentes ao peso dos frangos <i>Indian River</i>	110
6.4 Resultados referentes ao peso dos ratos <i>Rattus norvegicus</i>	116
6.5 Valores da variável independente x, a partir dos quais a diferença entre a	120
assíntota e a função estimada não é significativa	
6.5.1 Resultados referentes ao peso de matéria fresca (g) de sementes de feijão	120
<i>Phaseolus vulgaris</i> L. c.v. carioca 80 SH	
6.5.2 Resultados referentes às porcentagens de peso dos frutos de araribá	123
6.5.3 Resultados referentes aos pesos dos frangos <i>Indian River</i>	124
6.5.4 Resultados referentes aos pesos dos ratos <i>Rattus norvegicus</i>	126
7. CONCLUSÕES	127
8. SUMMARY	128
9. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	130
10. APÊNDICE I - DADOS	139
11. APÊNDICE II - PROCEDIMENTOS PARA USO DOS PROGRAMAS COMPUTA-	159
CIONAIS E A LISTAGEM DOS MESMOS	

11.1 Procedimento para uso dos programas para ajuste das funções Logística e de Gompertz com erro aditivo ou multiplicativo, com ou sem autocorrelação nos resíduos	160
11.1.1 Programa para ajuste da função Logística com erro aditivo - Logadi.pro	160
11.1.2 Programa para ajuste da função Logística com erro multiplicativo - Logi.pro	161
11.1.3 Programa para ajuste da função de Gompertz com erro aditivo - Gomperad.pro	162
11.1.4 Programa para ajuste da função de Gompertz com erro multiplicativo - Gomper.pro	163
11.2 Procedimento para uso do programa para cálculo do coeficiente de autocorrelação de Theil e para execução do teste de Durbin-Watson	164
Programa para cálculo do coeficiente de autocorrelação de Theil e para execução do teste de Durbin-Watson - Durbin.for	166
11.3 Procedimento para uso do programa para cálculo do coeficiente de autocorrelação pela função de máxima verossimilhança de perfil e condicional	168
Programa para cálculo do coeficiente de autocorrelação pela função de máxima verossimilhança de perfil e condicional - Condi.for	170

1. RESUMO

As funções de crescimento logística e de Gompertz têm sido bastante estudadas e freqüentemente utilizadas na área biológica.

Diversos pesquisadores têm ajustado as funções logística ou de Gompertz a dados provenientes de experimentos com vários tratamentos onde curvas são ajustadas e o interesse é saber se há diferença entre estes tratamentos.

A verificação da adequacidade de ajustes das funções não-lineares e a comparação de diferentes funções para um determinado conjunto de dados estão bem contempladas na literatura. Porém, quando o mesmo tipo de função é ajustado a várias situações (tratamentos) e o interesse é fazer a comparação das mesmas, há dificuldades de se encontrar subsídios na literatura.

O objetivo deste trabalho foi a apresentação de um método de comparação de curvas logísticas e de Gompertz. Compararam-se as equações ajustadas através de testes dos parâmetros, utilizando-se métodos paramétricos e não-paramétricos. Determinaram-se também, valores da variável independente x a partir dos quais a diferença entre a assíntota e a curva ajustada deixa de ser significativa.

Estudaram-se nesta pesquisa o modelo logístico com erro aditivo na ausência e na presença de autocorrelação nos resíduos, o modelo logístico com erro multiplicativo na ausência e na presença de autocorrelação nos resíduos, o modelo de Gompertz com erro aditivo na ausência e na presença de autocorrelação nos resíduos e o modelo de Gompertz com erro multiplicativo na ausência e na presença de autocorrelação nos resíduos.

Para ilustração da metodologia utilizaram-se dados de peso de matéria fresca (g) de sementes de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. carioca 80 SH, porcentagens médias do peso de frutos de araribá, pesos de frangos de corte de aves *Indian River* e pesos de ratos *Rattus norvegicus*, aos quais ajustaram-se,

respectivamente, o modelo logístico com erro aditivo e sem autocorrelação nos resíduos, o modelo logístico com erro aditivo e com autocorrelação nos resíduos, o modelo de Gompertz com erro aditivo e sem autocorrelação nos resíduos e o modelo de Gompertz com erro aditivo e com autocorrelação nos resíduos.

Os ajustes das funções logística e de Gompertz com erro aditivo mostraram-se adequados para a descrição dos fenômenos de crescimento nas aplicações utilizadas neste trabalho. Os altos coeficientes de determinação, os baixos coeficientes de não-linearidade intrínseca e os gráficos demonstraram isso.

A utilização da estatística paramétrica para a comparação dos parâmetros na ausência ou na presença da autocorrelação nos resíduos mostrou-se adequada (dados de peso da matéria fresca de sementes de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. carioca 80 SH, porcentagem de peso de frutos de araribá e ratos *Rattus norvegicus*), fato este comprovado pelos baixos valores dos coeficientes de não-linearidade intrínseca e de efeito dos parâmetros (valores em torno ou abaixo de 0,30). No caso em que os coeficientes de não-linearidade intrínseca foram baixos e os de efeito de parâmetros foram altos, o uso da estatística não paramétrica foi mais adequado (dados de pesos de frangos *Indian River*).

2. INTRODUÇÃO

Em experimentos envolvendo estudos de crescimento, as observações de um organismo podem ser obtidas continuamente no tempo, representadas por uma curva, mas geralmente isto ocorre em um número finito de tempos especificados. Segundo RAO (1958), dois problemas de interesse podem ser abordados: um é a construção de um modelo caracterizando o crescimento de um organismo individual durante um certo período de tempo e o outro é a comparação das características de crescimento sob diferentes condições.

Segundo WINSOR (1932), ao se escolher uma função matemática que represente os dados, a função escolhida deve ser matematicamente simples em sua forma e no número de constantes arbitrárias envolvidas deve reproduzir as observações com razoável fidelidade e não deve conduzir a absurdos na extrapolação.

As curvas de crescimento têm diversas aplicações de suma importância na área biológica. Para descrever curvas de crescimento, um método quantitativo eficiente é o do uso de modelos de regressão. As curvas de crescimento têm, em geral, a forma sigmóide com uma assíntota superior e, às vezes, apresentam também assíntota inferior.

Sob o ponto de vista econômico, as curvas de crescimento podem ser utilizadas em diversas áreas. Ajustadas aos dados de peso de animais de corte, podem ser utilizadas para a determinação da idade econômica de abate, como mostraram MISCHAN (1972) e CRÓCOMO (1973). As funções de crescimento ajustadas aos dados de volume de madeira de povoamentos florestais, podem ser utilizadas para a determinação da idade econômica de corte, conforme mostraram HOFFMANN e THAME (1970) e HOFFMANN e BERGER (1973).

NEHER e CAMPBELL (1992) mostraram a importância das funções de crescimento para representar doenças epidêmicas em plantas.

BERGER (1981b) afirmou que o modelo de Gompertz tem sido freqüentemente utilizado pelos ecologistas para explicar fenômenos biológicos.

As funções de crescimento logística e de Gompertz têm sido bastante estudadas e freqüentemente utilizadas na área biológica.

Diversos pesquisadores têm ajustado as funções logística ou de Gompertz a dados provenientes de experimentos com vários tratamentos onde curvas são ajustadas, e o interesse é saber se há diferença entre estes tratamentos, bem como até que ponto existe uma diferença significativa entre as curvas e a assíntota superior.

A verificação da adequacidade de ajustes das funções não-lineares e a comparação de diferentes funções para um determinado conjunto de dados são bem contempladas na literatura. Porém, quando o mesmo tipo de função é ajustado a várias situações (tratamentos) e o interesse é fazer a comparação das mesmas, há dificuldades de se encontrar subsídios na literatura.

Tem-se como objetivo neste trabalho a determinação de um método de comparação de curvas logísticas e de Gompertz, bem como a verificação até que ponto a diferença entre as curvas e sua assíntota superior é significativa. Pretende-se trabalhar em casos sem autocorrelação e com autocorrelação nos resíduos.

3. REVISÃO DE LITERATURA

A função logística, definida por

$$Z = \frac{\alpha}{1 + e^{-(\beta + \gamma \cdot \tau)}}$$

onde α , β e γ são parâmetros, $\alpha > 0$, $\gamma > 0$ e $\tau > 0$, foi indicada para o estudo descritivo do crescimento de populações humanas por VERHULST (1845), que a denominou de “curva logística”.

Muitos anos depois, PEARL e REED (1920), sem conhecerem a contribuição de Verhulst, obtiveram empiricamente a mesma curva, que utilizaram para descrever o crescimento da população dos Estados Unidos, de 1790 a 1910, com base em dados de censo. A partir daí, a curva logística tem sido bastante estudada quanto às suas características matemáticas e quanto aos métodos de estimar seus parâmetros. Ela tem sido largamente empregada para a representação de dados de crescimento de animais e vegetais, de crescimento de populações econômicas e de adoção de novos bens econômicos.

A função de Gompertz

$$Y = e^{\alpha + \beta \rho^x}$$

onde α , β e ρ são parâmetros, $\beta < 0$ $0 < \rho < 1$ e x é o tempo, tem também sido bastante utilizada no estudo do crescimento de animais e vegetais. É uma função monotonicamente crescente e fica entre duas assíntotas horizontais: o eixo das abscissas e a reta de ordenada e^α . Pelo seu constante uso é necessário que se estudem suas características dentro das várias áreas de aplicação.

As curvas de crescimento possuem características próprias. Em geral, as funções que melhor representam estas curvas são as não-lineares, cujas estimativas dos parâmetros são alcançadas por processos iterativos muito trabalhosos. Por esta razão, houve sempre uma grande preocupação em desenvolver métodos eficientes de estimação dos parâmetros.

Em termos gerais, os objetivos centrais do desenvolvimento teórico dos modelos não-lineares são a previsão de valores de uma variável aleatória em função de outra e o estabelecimento de inferências através da interpretação dos estimadores obtidos para os parâmetros.

Os modelos não-lineares, de acordo com RATKOWSKY (1983) diferem substancialmente dos modelos lineares nas propriedades de estimação. Isto é, com as pressuposições de normalidade e independência dos erros satisfeitas, os estimadores para o caso linear são não-tendenciosos, de variância mínima e normalmente distribuídos. No caso não-linear, isto acontece somente quando o tamanho da amostra é suficientemente grande.

Segundo STEVENS (1951), ainda que a aplicação de regressão polinomial tenha sido muito usada, existe um grande número de problemas nos quais esta é inadequada. Sugeriu então o uso da equação $Y = \alpha + \beta \rho^x$. Enfatizou a importância de racionalizar e reduzir os cálculos trabalhando com estimativas eficientes dos três parâmetros. Trabalhou com a matriz de covariâncias que é efetivamente uma

função de ρ somente. O método simplifica os cálculos matemáticos, principalmente se os valores de x são igualmente espaçados, ou espaçados conforme alguma regularidade padrão. Quando os valores de x não são equiespaçados, a solução segue a mesma metodologia, porém torna-se necessário calcular a matriz de informação modificada, usando a estimativa preliminar de ρ . Outros autores desenvolveram métodos de estimação dos parâmetros de funções não-lineares, alguns deles tornaram-se bastante conhecidos, como os métodos Steepest-Descent, Newton, Gauss-Newton, Fletcher, Powell e Marquardt.

HARTLEY (1961) introduziu o método modificado de Gauss-Newton para a estimação de parâmetros em equações não-lineares. Partindo de estimativas preliminares para cada um dos parâmetros e efetuando correções convenientes, iniciava-se um processo iterativo até se obterem as estimativas eficientes para todos os parâmetros que compunham o modelo.

MARQUARDT (1963) desenvolveu um algoritmo para estimar parâmetros de funções não-lineares, pelos mínimos quadrados. O autor conciliou o método “Steepest - Descent” com o de Gauss - Newton, aproveitando o que de melhor apresentava cada um deles. Dessa forma, quando se estava longe da solução, o algoritmo fazia uso do método de “Steepest - Descent”, para indicar a direção que o vetor dos parâmetros devia tomar, para atingir a convergência. É sabido que este método era eficiente nestas circunstâncias. Ao se aproximar da solução, a direção do vetor era indicada pelo método de Gauss - Newton, que era o melhor nesta situação.

Segundo BARD (1974) o método de Gauss, originalmente aplicado em problemas de mínimos quadrados, deu origem à filosofia geral para os desenvolvimentos dos métodos iterativos. A literatura, no geral, coincide em considerar o método de Gauss como o algoritmo básico e aos outros como simples modificações dele visando a obter uma convergência mais rápida ou

também, simplicidade nos cálculos. BARD (1970) comparou os métodos gradientes: Newton, Gauss-Newton e Marquardt. Apresentou o desenvolvimento teórico dos mesmos e um exemplo numérico. Comentou sobre as vantagens e desvantagens de cada um deles. Basicamente disse que se o modelo se ajustava bem aos dados, o método de Gauss, com frequência não requeria iterações a mais do que o de Newton; se o modelo não se ajustava razoavelmente aos dados, o método de Newton podia requerer menos iterações do que o de Gauss, mas o tempo de computação para ambos era aproximadamente igual.

NELDER (1961) e OLIVER (1966), estudando a estimação dos parâmetros da função logística, concluíram que são necessárias poucas observações para se estimar os parâmetros.

SILVA (1980) estudou métodos de estimação de parâmetros de modelos não-lineares. Afirmou que o sucesso ou fracasso na determinação do ponto de mínimo da função do resíduo depende da seleção dos valores iniciais dos parâmetros. Como não existem métodos eficientes para se determinarem os valores iniciais ideais, a autora fixou intervalos para cada parâmetro, pesquisando as combinações dos valores de cada um deles, optando pela combinação que apresentou menor soma de quadrados dos desvios.

DRAPER e SMITH (1981) citaram três métodos de estimação dos parâmetros de modelos não-lineares: Linearização, “Steepest - Descent” e Marquardt. Este último é considerado como sendo uma combinação dos dois primeiros. Esses autores deram também uma interpretação geométrica para a função dos resíduos, ressaltando a importância da escolha dos valores iniciais dos parâmetros e sugeriram a utilização de todas as informações já existentes para a escolha desses valores. Como exemplo de funções não-lineares usadas para descreverem curvas de crescimento citaram a monomolecular, logística e de Gompertz, dentre outras.

SOUZA (1986) trabalhou com a obtenção de estimativas de mínimos quadrados em modelos de regressão não-lineares e avaliou as propriedades

estatísticas desses estimadores. Apresentou algumas técnicas usadas na escolha de valores iniciais e estudou o problema do ajuste de modelos probabilísticos por máxima verossimilhança em termos de mínimos quadrados. Sabe-se que, quando a função de regressão é linear nos parâmetros, os estimadores de mínimos quadrados dos parâmetros são não viesados, normalmente distribuídos e de variância mínima, enquanto que no caso não-linear, essas propriedades são válidas somente assintoticamente. Avaliou através de simulação as propriedades assintóticas dos estimadores de mínimos quadrados nas aplicações.

Até aqui, procurou-se enfocar a estimação dos parâmetros em regressão não-linear. A seguir, o interesse consistiu em verificar na literatura casos em que houve a comparação de curvas de regressão não-lineares e a metodologia utilizada.

WINSOR (1932) fez uma comparação matemática entre algumas curvas simétricas: a logística, a normal integrada, a arc-tangente e a curva tipo VII de Pearson, com vistas a determinar quão diferentes nas formas elas realmente são. Concluiu que a logística e a normal são de forma similar e que ambas diferem da arc-tangente. Tomou, como exemplo, o crescimento de fungos unicelulares da família das saccharomycetaceas e concluiu que a logística descreveu melhor o crescimento da população que a curva normal integrada.

WISHART (1938) fez comparação de curvas de suínos. Para cada curva individual de crescimento de suínos classificada por ninhada, sexo e tratamento, um polinômio de 2º grau foi ajustado pelo método de mínimos quadrados. Os coeficientes lineares e quadráticos foram usados para representar aspectos relevantes de crescimento. A análise consistiu em comparar os valores médios destes coeficientes sob diferentes condições experimentais.

RAO (1958) desenvolveu testes para examinar se, através de uma transformação comum, as curvas de crescimento médias de diferentes grupos submetidos a diferentes tratamentos podiam ser linearizadas e se tinham as mesmas inclinações.

HOFFMANN e THAME (1970) ajustaram as funções logística e de Gompertz a dados de crescimento de *Pinus caribaea*, variedade *caribaea*, e verificaram que a função de Gompertz ajustou-se melhor aos dados do que a função logística. Observaram ainda, que a função logística apresentou estimativas para a assíntota superior muito inferiores aos dados observados. MISCHAN (1972) constatou o mesmo problema, quando estudou o ajuste da função logística aos dados de crescimento ponderal de gado bovino. Segundo VIEIRA (1975), o método de STEVENS (1951), usado pelos autores dos dois trabalhos para estimar os parâmetros da função, deve ser responsabilizado, em parte, pelo resultado. Essa autora estudou as seguintes funções assintótico - sigmóides:

Logística $y = A / (1 + e^{-(B+Cx)})$

Gompertz $y = e^{A-BC^x}$

Log - inv. generalizada $y = A + BR^{1/x}$

Observou também que os ajustes das funções logística e de Gompertz mostraram assíntota superior abaixo dos valores observados. Verificou que a função de Gompertz descreveu melhor a curva de crescimento.

MISCHAN (1972) ajustou as funções de Mitscherlich, a logística e a Gompertz a dados de crescimento de gado bovino. As três funções foram ajustadas pelo método desenvolvido por STEVENS (1951), sendo que, para cada função, foram determinadas as estimativas dos parâmetros, seus desvios-padrão e teste "t", os respectivos intervalos de confiança e os coeficientes de determinação. A função de Gompertz apresentou melhor ajustamento. O ajustamento da função logística pelo método em questão não pôde ser considerado satisfatório e a autora sugeriu que se devessem procurar métodos diferentes de ajustamento que não envolvessem a anamorfose utilizada. O ajustamento da função de Mitscherlich conduziu a um valor negativo para a estimativa do parâmetro B. Os valores obtidos para as estimativas do parâmetro

C da função de Gompertz foram bastante constantes e a autora recomendou que se fizessem novas verificações sobre a constância desse parâmetro.

CRÓCOMO (1973) ajustou dois tipos de funções ao crescimento ponderal do gado bovino: a Gompertz e a função quadrática, sendo que esta última foi ajustada a partir do décimo terceiro mês de idade do animal, quando o mesmo passou pela desmama e a adaptação à nova alimentação. Trabalhou com três raças: Canchim, Nelore e Charolês. O autor testou a presença de autocorrelação nos resíduos com a estatística d de Durbin-Watson, verificando haver autocorrelação positiva. Tentou contornar o problema corrigindo os dados de pesagens mensais do gado através da multiplicação dos mesmos pelo índice sazonal de preços de boi gordo para o Estado de São Paulo. Isso não levou, entretanto, a modificações sensíveis na autocorrelação; sugeriu então a construção de um índice a partir dos desvios obtidos depois de ajustar uma função a todos os animais, um índice por mês formado com as médias das médias mensais para cada animal. Concluiu que a função quadrática, embora não se ajustando a todos os animais, conduzia a uma idade ótima aproximadamente igual à obtida pela Gompertz. Observou que a ordenada do ponto de inflexão da curva de Gompertz era, em geral, um pouco superior a $1/3$ do valor da ordenada da assíntota da curva. Concluiu também que a função de Gompertz se ajustou melhor aos dados.

BROWN, FITZHUGH JUNIOR e CARTWRIGHT (1976) usaram cinco modelos não-lineares para ajustar modelos a dados de idade e peso de rebanho bovino de fêmeas de diferentes raças e cruzamentos. Comparações foram feitas entre estes modelos, verificando-se a adequacidade do ajuste, interpretação biológica dos parâmetros e facilidade computacional. Os modelos Von Bertalanffy, Gompertz e logístico superestimaram os pesos em idades mais novas e a logística subestimou o peso na maturidade. O modelo de Richards se ajustou bem aos dados, mas mostrou-se computacionalmente mais difícil. O modelo de Brody mostrou-se computacionalmente mais fácil e se ajustou bem aos dados para idades superiores a 6 meses quase tão bem como o modelo de Richards.

VIEIRA e MISCHAN (1976) ajustaram a função logística e a Gompertz a dados de crescimento ponderal de vacas holandesas. Afirmaram que a função de Gompertz apresentava características interessantes, o seu ponto de inflexão possuía a ordenada menor que o da logística, fazendo com que esta função representasse com mais precisão certos processos de crescimento. Usando o critério da variância mínima afirmaram que, no caso em questão, a função de Gompertz ajustou-se melhor aos dados de crescimento que a função logística.

VIEIRA e HOFFMANN (1977) desenvolveram um estudo comparativo entre as funções de crescimento logística e de Gompertz, considerando o erro aditivo e multiplicativo. Utilizaram dois exemplos de aplicação: pesos mensais de vacas apresentados por VIEIRA (1975) e crescimento de células de levedura, apresentados por DAVIS (1941). Nesses dois exemplos, por meio do emprego do teste de Bartlett, concluíram pelo uso de modelo com erro multiplicativo, no caso dos pesos de vacas, e pelo erro aditivo, no caso de células de levedura. A comparação das duas curvas foi feita pelo coeficiente de determinação. Pelo critério da variância mínima, os autores escolheram a função de Gompertz para o estudo do crescimento em vacas.

JOHNSTON (1977) apresentou uma teoria sobre autocorrelação nos resíduos, quando os mesmos seguem um esquema autorregressivo de primeira ordem, cujo modelo é :

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t,$$

onde

$$|\rho| < 1$$

$$E(\varepsilon_t) = 0 ,$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-s}) = \sigma^2, \text{ se } s = 0$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-s}) = 0, \text{ se } s \neq 0,$$

$t = 2, 3, \dots, n$; u_t é o erro autorregressivo de primeira ordem.

A solução é conseguida pelos mínimos quadrados generalizados (MQG).

GLASBEY (1979) propôs um modelo para crescimento que incorporava como termo estocástico um processo autorregressivo de primeira ordem. Isso contornava uma deficiência na literatura para regressão não-linear com resíduos correlacionados. O autor apresentou também um método para ajuste do modelo logístico generalizado aplicado a peso de animais. Na aplicação admitiu que a correlação existente no resíduo deveu-se a possíveis doenças ou à escolha do erro para a curva estudada.

GLASBEY (1980) afirmou que em análise estatística, quando existia regressão de uma variável sobre a outra, era usual supor que os erros em cada observação fossem independentes entre si. Entretanto, se, num ajuste, os resíduos se mostrassem correlacionados, a função em estudo não era apropriada. Quando os erros eram correlacionados, a estimativa dos parâmetros de regressão, pelo método dos mínimos quadrados, era ineficiente, segundo BERGER (1981b), e se a correlação era positiva, a estimativa da variância, baseada na suposta independência, seria subestimada. Era muito importante considerar essa correlação nos erros, por ocasião da estimativa. Com n observações, existiriam $1/2n(n+1)$ parâmetros de correlação, que era um número bastante grande de parâmetros a serem estimados. Com o emprego da autocorrelação, o número de parâmetros da matriz de covariância poderia ser reduzido. Muitas funções de regressões são não-lineares em seus parâmetros; o autor apresentou um método eficiente para as estimativas de tais funções.

SPARROW (1979) ajustou cinco modelos a dados de matéria seca de forrageira, adubada com seis níveis de nitrogênio. Um desses modelos estudados foi o de Reid. Além dos critérios de comparação dos modelos, R^2 e quadrado médio residual, foi usado o de total de postos. O autor afirmou, ainda, que um bom modelo não deveria ajustar-se bem apenas em alguns experimentos, mas razoavelmente na maioria deles.

MACHADO (1980) usou médias de dados de crescimento ponderal, estimou os parâmetros da função logística usando o método de mínimos quadrados ordinários e, em seguida, aplicando o método de Newton, obteve a solução do sistema por processos iterativos.

Para WHITE e BRISBIN JR (1980) quando se estudava o crescimento de organismos tais como répteis com lento crescimento e pássaros que ficavam confinados em ninhos e as observações eram feitas sobre o mesmo organismo, as pressuposições sobre a independência dos erros eram violadas. Estes autores então descreveram dois diferentes processos para estimar os parâmetros de crescimento de um organismo quando múltiplas observações eram tomadas ao passar do tempo em cada organismo: a aproximação discreta do erro e a aproximação derivativa discreta. O processo de crescimento era assumido como sendo um processo estocástico. Estudaram três modelos: o modelo com erro amostral, onde os erros eram aditivos, o modelo com erro aditivo discreto, onde a taxa de crescimento era descrita como $\frac{dw}{dt} = f(t, \theta) + e(t)$, e $e(t)$ era o erro estocástico e o modelo com erro proporcional, onde a taxa de crescimento era descrita como $\frac{dw}{dt} = f(t, \theta) + e(t).w$, com o erro aleatório $e(t).W$ sendo proporcional ao peso. O processo foi ilustrado com dados de crescimento de corujas. As análises sugeriram que, enquanto o modelo comum de erro aditivo produzia estimativas não viciadas dos parâmetros, as variâncias destas estimativas eram subestimadas, surgindo questões sobre a validade de comparações feitas com estas análises. Por outro lado, os modelos onde o erro estocástico foi incorporado tendiam a minimizar ou eliminar a autocorrelação nos resíduos.

BERGER (1981a) afirmou ser a transformação logística $[\ln(x/(1-x))]$, onde x era a proporção da doença, freqüentemente utilizada para linearizar curvas em estudos fitopatológicos. Dizia que um bom ajuste era conseguido no intervalo $0,05 < x < 0,60$, e que ajustes muito pobres eram conseguidos fora deste intervalo

por causa da assimetria dos valores observados. Empregando-se a transformação de Gompertz $[-\ln(-\ln(x))]$, altos coeficientes de determinação e baixas somas de quadrados de resíduos foram encontrados. Finalizou afirmando ser a função de Gompertz mais apropriada para descrever doenças progressivas em plantas, principalmente quando os intervalos de x eram amplos.

BERGER (1981b) desenvolveu estudo comparativo entre as equações de Gompertz e a logística para descrever processos de doenças em plantas, crescentes no tempo. Comparou os dois modelos ajustando-os a 113 curvas de progressão de doença em plantas de nove sistemas patológicos. Para as 113 curvas o modelo de Gompertz mostrou-se melhor que o logístico, com coeficientes de determinação sempre maiores. Segundo este autor, o modelo de Gompertz tem sido freqüentemente utilizado pelos ecologistas para explicar fenômenos biológicos. O progresso da doença é comumente assimétrico à direita, por isto o ajuste da Gompertz tem-se mostrado melhor. Efetuou uma completa descrição e análise do processo dinâmico, afirmando que o modelo logístico, para estudos como este, não é aconselhável ou apropriado. O tempo requerido para que uma doença atinja certo nível de gravidade é muitas vezes utilizado como um parâmetro para se comparar epidemias. Usando-se a logística o retardamento deste tempo seria maior que usando a função de Gompertz. Na realidade, é improvável que este retardamento seja tão longo como é projetado pela função logística, por isto o modelo de Gompertz é mais recomendado.

Autores como Berger, Mishoe e Analytis, ainda segundo BERGER (1981b), obtiveram melhores resultados trabalhando com modelos Bertalanffy, Gompertz e Mitscherlich. Como conclusão, afirmou ser a linearização de curvas essencial para se determinar a velocidade da epidemia, para projetar o futuro da doença bem como para estimar o seu início. Em casos como estes, a transformação logística possui severas limitações quando da estimativa de seus parâmetros e, além disso, a Gompertz comportou-se de forma superior em pelo menos oitenta das cem curvas para doenças em plantas crescentes no tempo.

GODOY (1983) trabalhou com dados experimentais, resultados de lactação em vacas e coletou medidas repetidas em um mesmo animal. Com estes dados, obteve as estimativas do coeficiente de autocorrelação com o emprego dos desvios de regressão representados por:

$$y_{ijk} - \hat{y}_{ijk} = \hat{e}_{ijk}$$

onde y_{ijk} é o valor da observação do animal i , na repetição j , no tempo k e $\hat{y}_{ijk}$ é a melhor estimativa dessa mesma observação. Com os desvios de regressão e com auxílio da fórmula de Pearson, o autor estimou os coeficientes de correlação de cada período, chegando à estimativa final por meio da média aritmética. A análise dos dados o levou a concluir que os mesmos possuíam estrutura com autocorrelação, recomendando-se o uso de metodologia que levasse em conta este aspecto.

HOFFMANN e VIEIRA (1983) descreveram a presença de autocorrelação nos erros em medidas repetidas, tomadas em um mesmo indivíduo, apresentando também a solução do problema por transformações matriciais. O modelo utilizado foi:

$$\tilde{y} = X \tilde{\beta} + \tilde{u},$$

$$u_t = \rho u_{t-1} + \xi_t$$

com $E(\tilde{u}) = 0$ e $E(\tilde{u} \tilde{u}') = V\sigma^2$, onde V é uma matriz $n \times n$, simétrica e positiva definida. Então, existe, também V^{-1} simétrica e positiva definida, e Λ tal que:

$$\Lambda' \Lambda = V^{-1}$$

e

$$\Lambda \tilde{y} = \Lambda X \tilde{\beta} + \Lambda \tilde{u}$$

com

$$\Lambda \tilde{u} = \tilde{\varepsilon} \quad \text{em que } E(\tilde{\varepsilon}) = 0 \quad \text{e} \quad E(\tilde{\varepsilon}'\tilde{\varepsilon}) = I\sigma^2$$

Esta transformação de dados, convenientemente aplicada aos modelos que se pretendia estudar, permitiu obter as estimativas dos parâmetros de forma não-tendenciosa.

NETER, WASSERMAN, e KUTNER (1983) apresentaram, resumidamente, uma introdução sobre álgebra de matrizes, aplicando-a nas soluções de problemas com regressão linear múltipla. Em continuação, estenderam essa metodologia para aplicação em mínimos quadrados ponderados, e resolveram um exemplo relacionando orçamento e custo de construções. Apresentaram, também no modelo estudado, a existência do efeito da autocorrelação nos erros, que geralmente eram causados pela omissão de variáveis chaves.

CROCCI (1984) trabalhou com uma seqüência de tratamentos em períodos sucessivos, apresentou um modelo simplificado e autorregressivo, no qual os erros possuíam uma distribuição probabilística que incorporava a correlação existente entre os dados de uma mesma observação. Afirmou que a hipótese da independência nos erros entre parcelas produzia grande facilidade para o desenvolvimento dos estudos. Entretanto, para tornar essa afirmação aceitável, era necessário que o modelo incluísse todos os parâmetros que pudessem, de alguma forma, afetar a estrutura de correlação das observações e admitisse a correlação na forma de um processo autorregressivo de primeira ordem. Adotou o modelo matemático com estrutura de correlações e comparou com dois outros, sem essa estrutura. Afirmou ainda, concordando com GODOY (1983), que a adoção de um modelo autorregressivo era mais sensível nas detecções dos efeitos de tratamentos pelo teste F. No entanto, essa sensibilidade só era maior nos casos em que o coeficiente de correlação linear entre os períodos era alto ($\rho_v \geq 0,70$).

Freqüentemente uma função não-linear é usada para descrever a relação entre uma variável aleatória observada, Y , e um vetor de variáveis independentes, X . Quando se coletam dados de várias populações, geralmente a mesma função não-linear é usada para descrever a resposta de cada uma delas e o interesse é comparar os seus parâmetros. JOHNSON e MILLIKEN (1983), desejando comparar um parâmetro específico de modelos nas populações, propuseram um procedimento para testar hipóteses lineares sobre parâmetros de um modelo não-linear usando mínimos quadrados ponderados. Este procedimento foi também comparado ao procedimento de mínimos quadrados não-linear. O procedimento de mínimos quadrados não-linear utiliza grandes Jacobianos e freqüentemente tem problemas de convergência, o que não acontece com o procedimento de mínimos quadrados ponderados que usa modelos lineares baseados nas estimativas dos parâmetros obtidas de ajustes de modelos não-lineares a cada população. Para se obter a soma de quadrados para cada hipótese linear, primeiro a técnica de mínimos quadrados não-linear é usada para ajustar o modelo não-linear a cada população. Então, o modelo não-linear é restrito pela hipótese apropriada e uma técnica de mínimos quadrados não-linear é usada para ajustar o modelo restrito aos dados de todas as populações. Já o procedimento de mínimos quadrados linear ponderado é feito utilizando as estimativas dos parâmetros de interesse com pesos escolhidos das matrizes de covariâncias assintóticas dos modelos ajustados às populações individuais. Os autores concluíram que o método de mínimos quadrados linear ponderado é mais indicado, pois sempre conduz a somas de quadrados onde o procedimento não-linear falha em convergir, devido ao grande número de parâmetros sendo estimados simultaneamente. Também o tempo computacional requerido é menor para o ponderado que para o outro procedimento.

KERSEY DE NISE e BRINKS(1985) ajustaram as funções de Brody e Richards a 233 vacas de corte com o objetivo de estudar aspectos ambientais e genéticos e comparar as duas funções. Compararam as duas funções utilizando os quadrados médios do resíduo e desvios-padrão das estimativas dos parâmetros de crescimento; afirmaram que ambas foram afetadas pelos mesmos

fatores, porém a de Richards obteve menores somas de quadrados . Ambas ofereciam vantagens e desvantagens na descrição do crescimento dos animais. A de Brody era mais fácil de ser interpretada, porém era menos sensível às flutuações dos pesos. A função de Richards fornecia um ponto de inflexão que podia ser útil na avaliação dos efeitos ambientais que influenciavam o crescimento. Segundo os autores, a curva apropriada para descrever o crescimento devia ser escolhida com base na sua habilidade em responder a questões específicas.

GROSSMAN, BOHREN e ANDERSON (1985) estudaram a estimação e avaliação de parâmetros da função logística ajustada a dados de peso de duas populações de frangos. A escolha da função logística permitiu uma comparação de diferentes procedimentos desenvolvidos para estimar os parâmetros da função. Foram usados os métodos de quantis amostrais e regressão não-linear. Os autores colocaram uma objeção no uso da análise de regressão não-linear onde os pesos eram tomados semanalmente, uma vez que os erros eram cumulativos e correlacionados. Citaram que MANDEL (1957) sugeriu que em casos de erros cumulativos as primeiras diferenças (ganhos semanais) deveriam ser tomadas e as análises serem feitas com os dados transformados.

OLIVEIRA (1986) comparou três modelos ajustando-os à produção de soja, que recebeu seis níveis diferentes de calcário. Como critério de comparação dos modelos, a autora usou a análise de variância, com o teste F; o coeficiente de determinação ajustado para os graus de liberdade; o quadrado médio do desvio da regressão, o critério de informação de Akaike e o total de postos.

CRUZ e MACHADO (1987) selecionaram equações para a estimativa de resíduos florestais para fins energéticos numa floresta tropical. A escolha da melhor equação foi feita segundo os critérios: coeficiente de determinação, erro padrão residual, erro padrão residual em porcentagem, quadrado médio residual e teste F.

ROGERS, PESTI e MARKS (1987) compararam três modelos não-lineares para descrever curvas de crescimento de frangos: o logístico, o de Gompertz e o cinético de saturação. A adequacidade do ajuste, a facilidade do uso e interpretação dos dados foram usados para comparar os resultados. Todos os três modelos descreveram adequadamente o crescimento dos frangos submetidos a diferentes tratamentos onde os coeficientes de determinação foram maiores ou iguais a 0,996. O modelo cinético de saturação mostrou ser o menos apropriado baseando-se no exame dos valores residuais, mas mesmo assim teve uma grande associação com os dados reais. Os três modelos tiveram igual aceitabilidade na descrição de crescimento de frangos, dependendo da taxa de crescimento ou o segmento da curva a ser estudado.

SILVA (1989) ajustou as funções de Gompertz e a logística a dados de crescimento de ovinos. Os modelos utilizados foram acrescidos de uma covariável (saz) considerando o efeito de sazonalidade, assim sendo:

$$Y = \theta_1 \text{saz} + \theta_2 e^{-\theta_3 e^{-\theta_4 \cdot \text{idade}}} + \varepsilon \quad (\text{Gompertz})$$

$$Y = \theta_1 \text{saz} + \theta_2 (1 + \theta_3 e^{-\theta_4 \cdot \text{idade}}) + \varepsilon \quad (\text{Logística})$$

Através do estudo comparativo, utilizando os coeficientes de determinação obtidos com os ajustamentos das duas funções, concluiu-se que a Gompertz se ajustou melhor em 75% dos casos. Este fato foi explicado devido ao crescimento dos animais ter sido caracterizado por assimetria à esquerda.

SOUZA e IEMMA (1990), usando modelos de curvas de crescimento estudaram dados longitudinais incompletos. Supondo que os resíduos seguissem um processo autorregressivo de primeira ordem, estimaram os parâmetros do modelo proposto, o modelo linear multivariado de crescimento generalizado (MLMCG), pelo método de máxima verossimilhança. Realizaram testes de hipóteses da forma $C\zeta U = \emptyset$, utilizando-se a estatística de Wald. Afirmaram que essa metodologia podia também ser aplicada em experimentos completos com

muitas condições de avaliação, pois o método tradicional, o modelo linear multivariado de crescimento (MLMC), implicava na estimação da matriz de covariâncias, a qual envolvia $p(p+1)/2$ parâmetros e era de se supor que muitos deles eram mal estimados; bem como em experimentos completos quando o número de indivíduos era menor do que o número de condições de avaliação, pois neste caso a análise pelo MLMC não seria possível dado que a matriz de covariâncias estimada não era positiva definida.

Segundo KROLL (1990), quando se trabalhava com medidas repetidas ficava muito difícil assegurar independência funcional dos erros entre dois períodos consecutivos, existindo sempre a possibilidade de que esses erros fossem correlacionados, por isto, estudou o crescimento de vacas leiteiras em duas situações: a primeira, considerando a estrutura de independência dos erros e a segunda com estrutura de erros autocorrelacionados. Usou os seguintes modelos de crescimento: o modelo polinomial de terceiro grau, o modelo de Mitscherlich, o de Gompertz e o logístico. Concluiu que os modelos polinomial de terceiro grau, de Mitscherlich e Gompertz ajustaram-se bem a ambos os procedimentos, porém os coeficientes de determinação foram maiores usando-se a estrutura de independência dos erros. Recomendou entretanto o uso do processo autorregressivo. O modelo logístico foi o que pior descreveu o crescimento dos animais.

KROLL e TORNERO (1994) retomaram o estudo de autocorrelação nos erros para ajuste do crescimento ponderal em vacas leiteiras incluindo componente sazonal no modelo de Gompertz, que foi o efeito de estação do ano. A sugestão dessa inclusão foi baseada na função de autocorrelação da série original, depois de descontada a tendência. Para a estimação dos parâmetros, no processo iterativo foi utilizada uma matriz $\tilde{X} = [\tilde{G}\tilde{S}]$, onde $\tilde{G}$ era a mesma matriz do método de Stevens para ajuste da Gompertz, e $\tilde{S}$, a matriz de 0's, 1's e -1's, para sazonalidade. Houve elevação do coeficiente de determinação em relação ao maior valor obtido no trabalho de KROLL (1990). O modelo de Gompertz auto-

regressivo com sazonalidade explicou mais em termos de variância total do que o modelo de Gompertz auto-regressivo sem sazonalidade.

CASON (1991) utilizou três modelos não-lineares para estudar a produção de ovos de aves domésticas: o modelo de Adams-Bell, o compartimental e o logístico curvilíneo. Os três modelos foram comparados usando dados de produção semanal de ovos nas primeiras 20 semanas. Foi feita uma análise de variância para comparar os ajustes dos modelos e foram comparados os seus coeficientes de determinação. Os coeficientes de determinação do modelo de Adams-Bell foram maiores que os coeficientes do modelo compartimental e que os coeficientes do modelo logístico.

KNÍZETOVÁ et al. (1991) estudaram curvas de crescimento de frangos onde usaram a função de Richards para descrever este crescimento. A adequacidade do ajuste foi medida através do coeficiente de determinação. A estimação do peso assintótico final para diferentes linhas permitiu determinar o grau de maturidade em cada ponto da curva. A razão entre o ponto de inflexão e a assíntota indicou que em alguns casos o crescimento de frangos pôde ser descrito aproximadamente pela função de Gompertz.

PEROTTO, CUE e LEE (1992) compararam funções não-lineares na descrição de curvas de crescimento de gado leiteiro. Ajustaram as funções de Richards, Gompertz, monomolecular e logística. Foram utilizados 343 animais de três diferentes raças que foram divididos em quatro grupos, sendo que a cada grupo correspondeu uma função. Foram feitos ajustes individuais para cada animal em cada grupo. Foi realizada uma análise de variância de acordo com o modelo: $Y_{ijkl} = \mu + SYS_i + G_j + F_k + \varepsilon_{ijkl}$ onde Y_{ijkl} era o parâmetro do i-ésimo animal na i-ésima estação do ano da j-ésima raça à qual a k-ésima função não-linear foi ajustada; μ era a média populacional, SYS_i era o efeito da i-ésima estação do ano na qual o animal nasceu, G_j era o efeito da raça; F_k era o efeito da k-ésima função não-linear e ε_{ijkl} era o efeito aleatório do resíduo. Entre as quatro

funções comparadas a de Richards foi a que melhor descreveu o crescimento dos animais.

NEHER e CAMPBELL (1992) estudaram a subestimação das taxas de progresso de doenças epidêmicas em plantas usando os modelos logístico, monomolecular e o de Gompertz quando a intensidade máxima da doença era menor que 100%. A intensidade máxima da doença (K_{max}) foi supostamente considerada igual a 1, quando realmente era menor que 1 e foi calculada a taxa de aumento da doença. A subestimação da taxa de aumento da doença aumentou à medida que a intensidade máxima da doença decresceu. Isto ocorreu mais para o modelo monomolecular e menos para o de Gompertz e o logístico. Segundo os autores a estimação da intensidade máxima pode ser complexa, especialmente para doenças que não têm intensidade máxima previsível ou com repetibilidade, porém, o uso da regressão não-linear é uma boa opção para se resolver o problema.

DÍAZ (1992) estudou a lei de auto-desbaste através de ajuste de modelos lineares e não-lineares, em povoamentos de *Eucaliptus grandis*, no Estado de São Paulo. Foi proposto um método mais adequado para ajustar o modelo de auto-desbaste ($W=k.N^b$), como não-linear e linearizado via transformação, avaliando dados de inventários florestais obtidos em florestas monoespecíficas e equiâneas de *Eucaliptus grandis* para três qualidades de sítio. Os métodos implementados através do modelo linear e não-linear para a estimação dos parâmetros da Lei de Auto-desbaste mostraram a mesma eficiência, para dados de povoamentos de *Eucaliptus grandis* plantados em quatro locais de São Paulo. Os métodos iterativos aplicados para estimar os parâmetros considerando o modelo não-linear foram: Método de Newton, de Gauss, de Marquardt e da Secante ou Falsa posição. Os métodos de Marquardt e da Secante apresentaram as menores inconveniências de implementação.

OLIVEIRA (1992) pesquisou modelos matemáticos representativos do crescimento da cana-de-açúcar. Estudou doze funções exponenciais, ajustadas a nove experimentos, cada um produzindo uma curva de crescimento, onde foram

observados os seguintes pontos: grau de ajuste da função para cada experimento; exigência da função com relação à precisão dos valores iniciais atribuídos aos parâmetros para se atingir a convergência; número de iterações até atingir a convergência. Concluiu que a função de Richards, dada pela expressão $y = \beta_0 (1 + \beta_1 e^{-\beta_2 x})^{-1/n}$, foi a que melhor se ajustou aos dados, seguida pelas funções logística e de Gompertz.

ROCHA (1993) estudando aspectos ecofisiológicos da germinação de sementes de araribá ajustou quatro regressões logísticas, relacionando a porcentagem do ganho de peso dos frutos de Araribá durante embebição com diferentes tempos de escarificação em ácido sulfúrico (testemunha, 10, 15 e 20 minutos). Obteve altos coeficientes de determinação. A testemunha se destacou dos outros tratamentos.

SIQUEIRA, COLOZZI FILHO e SAGGIN JÚNIOR (1994) estudaram os efeitos da aplicação de quantidades crescentes de esporos do fungo micorrízico-arbuscular *Gigaspora margarita* na colonização radicular, crescimento e nutrição de mudas de café (Coffea arabica L.). Para tanto, usaram equações exponenciais e lineares que se ajustaram com coeficientes de determinação variando de 0,96 a 0,99. Para o crescimento da taxa de colonização micorrízica das raízes das mudas de café infectadas com 50, 100 e 200 esporos/planta foram ajustadas equações exponenciais e com 400 e 800 esporos/planta e com inóculo de solo S-2000 o crescimento foi linear.

STONE e PEREIRA (1994), estudando efeitos de espaçamento entre linhas, adubação e cultivar no crescimento de feijão, ajustaram as equações $W_t = ae^{(bt+ct^2)}$ e $L = a_1 e^{(b_1 t + c_1 t^2)}$, onde W_t era o peso da matéria seca e L o índice de área foliar para três espaçamentos e duas adubações em várias linhagens de feijão em duas épocas (1990 e 1992). A adequabilidade do ajuste foi medida através dos coeficientes de determinação.

COX e MA (1995) desenvolveram regiões de confiança assintóticas para modelos de regressão não-lineares generalizados. Basearam-se na combinação do método S de Scheffé e no método delta que é usado para aproximar a função média por uma combinação linear dos parâmetros. Ressaltaram que esta metodologia pode ser utilizada em situações onde a teoria de grandes amostras pode ser aplicada para produzir estimativas dos parâmetros assintoticamente normais, juntamente com uma estimativa consistente da matriz de covariância. Um grande número de exemplos foi dado, incluindo um modelo farmacocinético, um modelo logit e um modelo paramétrico de sobrevivência. Para a família de modelos não-lineares generalizados assumiram que as condições de regularidade de grandes amostras foram satisfeitas. Assim as estimativas de máxima verossimilhança dos parâmetros θ eram aproximadamente não tendenciosas e normalmente distribuídas, com matriz de covariâncias consistentemente estimada pela inversa da matriz de informação. Seguindo o método de Scheffé, um elipsóide aproximado de $100(1-\alpha)\%$ de confiança para o vetor paramétrico pôde ser obtido usando-se o fato:

$$\Pr[(\hat{\theta} - \theta)' J^{-1}(\hat{\theta})(\hat{\theta} - \theta) \leq \chi_{p,\alpha}^2] \approx 1 - \alpha$$

onde J era a estimativa da matriz de covariâncias Σ . A aplicação da desigualdade de Cauchy-Schwartz produziu intervalos de confiança simultâneos para todas as combinações lineares $\theta'X$,

$$\Pr[(\hat{\theta}'X - \theta'X)^2 \leq \chi_{p,\alpha}^2 X' J X] \approx 1 - \alpha \quad \text{ou}$$

$$\Pr[\theta'X - (\chi_{p,\alpha}^2 X' J X)^{1/2} \leq \hat{\theta}'X \leq \hat{\theta}'X + (\chi_{p,\alpha}^2 X' J X)^{1/2}] \approx 1 - \alpha$$

Pela comparação com regiões conhecidas conservativas ou exatas, os exemplos mostraram que o método era razoável para a família de modelos não-lineares generalizados.

Observou-se que na maioria das comparações dos modelos de crescimento, o que mais se utilizaram foram os coeficientes de determinação e as somas de quadrados de resíduo.

4. MATERIAL

Utilizaram-se nesta pesquisa dados de peso da matéria fresca (g) de sementes de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. carioca 80 SH descritos em ALMEIDA (1993). As sementes foram embebidas em diferentes potenciais de água induzidos com soluções de NaCl, manitol, adubo 04-14-08 formulado e comercial. Utilizaram-se duas repetições de 20 sementes, submetidas a diferentes potenciais, os quais variaram de 0 a -21 bar, com intervalos de 3 bar. As sementes previamente pesadas foram colocadas para embeber nos diferentes potenciais, à temperatura de 25° C, sendo que nos intervalos de embebição (1, 2, 3, 4, 5, 6, 8, 10, 13, 16 horas), as sementes foram retiradas dessas soluções, enxutas com papel de filtro e novamente pesadas. Os valores de aumento de peso da matéria fresca foram uniformizados para 1,0 grama de semente. O experimento foi conduzido nos laboratórios do Departamento de Botânica do Instituto de Biociências da Universidade Estadual Paulista - UNESP, Campus de Botucatu, Estado de São Paulo. Os dados se encontram nos quadros 1 a 4 do apêndice I.

Foram utilizados também dados de porcentagens de peso de frutos de araribá, descritos em ROCHA (1993).

Os frutos utilizados foram coletados em meados dos meses de agosto e setembro de 1991, de 12 árvores situadas na Fazenda Edgardia (Faculdade de

Ciências Agronômicas - UNESP), no Município de Botucatu e de três indivíduos situados na região urbana de Botucatu.

Os frutos coletados das árvores da *Edgardia* somaram cerca de 600, resultando em aproximadamente 50 frutos por árvore e os oriundos da cidade somaram também cerca de 600, resultando 200 frutos por indivíduo.

Os frutos foram embebidos em água destilada, e, retirando-se os que fariam parte da testemunha, foram submetidos a escarificação com ácido sulfúrico, a 10, 15 e 20 minutos. Os frutos foram pesados de seis em seis horas, até 84 horas. Os dados se encontram nos quadros 5 a 14 do apêndice.

Uma outra amostra de pesos de 200 aves de corte da raça *Indian River*, de um experimento conduzido nas dependências da Avicultura da ESALQ durante 16 semanas, foi também estudada. O esquema experimental utilizado foi o de um fatorial 3^2 com duas repetições, onde os fatores considerados foram ração e sexo. Cada repetição consistia numa parcela com 10 aves. Foram estudados três tipos de rações com diferentes níveis de proteína e, quanto ao sexo, os tratamentos consistiram em três: grupos de machos, grupos de fêmeas e grupos mistos com machos e fêmeas. A alimentação das aves foi ministrada livremente. Os dados se encontram descritos em VALENTINI (1970) e também no quadro 15 do apêndice I.

Por fim, foram utilizados pesos de 12 ratos (*Rattus norvegicus*) de um experimento montado no Biotério da Faculdade de Medicina da UNESP em 1989. Os ratos consistiam em seis machos e seis fêmeas que foram amamentados até a desmama e depois foram alimentados com rações normais administradas livremente. Os animais foram pesados semanalmente durante 26 semanas desde o seu nascimento. Os dados se encontram nos quadros 16 e 17 do apêndice I.

5. METODOLOGIA ESTATÍSTICA

5.1 Introdução

Seja a mesma função não linear envolvendo k parâmetros ajustada a cada uma de t populações, onde o interesse é comparar um parâmetro específico nas populações. Nesta pesquisa trabalhou-se com modelos com erros aditivos, erros multiplicativos e modelos em que existia ou não autocorrelação nos resíduos.

Considere-se, em cada uma das t populações, uma amostra aleatória de tamanho n , onde a relação entre Y e X é expressa por:

$$y_{ij} = f(X_{ij}, \theta_i) + \varepsilon_{ij} \quad (5.1)$$

$i = 1, 2, \dots, t; j = 1, \dots, n;$

onde y_{ij} é a j -ésima observação da i -ésima população, $f(\cdot)$ é uma função não linear do vetor $m \times 1$ $X_{ij} (m \geq 1)$, θ_i é o vetor $p \times 1$ de parâmetros desconhecidos correspondentes à i -ésima população, e os ε_{ij} são erros independentes, identicamente e normalmente distribuídos com média zero e variância σ^2 . Neste caso tem-se um modelo com erros aditivos e sem autocorrelação nos resíduos.

Uma amostra aleatória de tamanho n obtida de cada uma das t populações onde a relação entre Y e X é dada por:

$$y_{ij} = f(X_{ij}, \theta_i) \cdot \varepsilon_{ij} \quad (5.2)$$

$i = 1, 2, \dots, t; j = 1, \dots, n;$

onde y_{ij} é a j -ésima observação da i -ésima população, $f(\cdot)$ é uma função não linear do vetor $m \times 1$ $X_{ij} (m \geq 1)$, θ_i é o vetor $p \times 1$ de parâmetros desconhecidos correspondentes à i -ésima população, e os ε_{ij} são erros independentes, identicamente e normalmente distribuídos com média zero e variância σ^2 é um modelo com erros multiplicativos e sem autocorrelação nos resíduos.

Semelhantemente, considere-se uma amostra aleatória de tamanho n obtida de cada uma das t populações onde a relação entre Y e X é:

$$y_{ij} = f(X_{ij}, \theta_i) + u_{ij} \quad (5.3)$$

$i = 1, 2, \dots, t; j = 1, \dots, n;$

$$u_{ij} = \rho u_{(ij)-1} + \varepsilon_{ij}$$

onde y_{ij} é a j -ésima observação da i -ésima população, $f(\cdot)$ é uma função não linear do vetor $m \times 1$ $X_{ij} (m \geq 1)$, θ_i é o vetor $p \times 1$ de parâmetros desconhecidos correspondentes à i -ésima população, u_{ij} são os erros autorregressivos de primeira ordem, ρ é o coeficiente de autocorrelação e os ε_{ij} são erros independentes, identicamente e normalmente distribuídos com média zero e variância σ^2 é um modelo com erros aditivos e com autocorrelação nos resíduos.

E, finalmente, uma amostra aleatória de tamanho n obtida de cada uma das t populações onde a relação entre Y e X é:

$$y_{ij} = f(X_{ij}, \theta_i) \cdot u_{ij} \quad (5.4)$$

$i = 1, 2, \dots, t; j = 1, \dots, n;$

$$u_{ij} = \rho u_{(ij)-1} + \varepsilon_{ij}$$

onde y_{ij} é a j -ésima observação da i -ésima população, $f(.)$ é uma função não linear do vetor $m \times 1$ $X_{ij}(m \geq 1)$, θ_i é o vetor $p \times 1$ de parâmetros desconhecidos correspondentes à i -ésima população, u_{ij} são os erros autorregressivos de primeira ordem, ρ é o coeficiente de autocorrelação e os ε_{ij} são erros independentes, identicamente e normalmente distribuídos com média zero e variância σ^2 constitui um modelo com erros multiplicativos e com autocorrelação nos resíduos.

A verificação da aditividade ou multiplicatividade dos erros se torna necessária e é feita segundo o seguinte critério: quando se trabalha com várias repetições de determinado tratamento, em cada tempo devem ser calculadas as variâncias das observações e depois pode-se fazer o teste de COCHRAN (1941) para verificar a homogeneidade das mesmas. Se o resultado for não-significativo, considera-se o modelo com erro aditivo, porém, se o resultado for significativo, toma-se o logaritmo neperiano de cada observação em cada tempo, calculam-se novamente as variâncias e repete-se o teste de Cochran. Neste caso o resultado deve ser não significativo para se ter um modelo com erro multiplicativo.

Estatística do teste de Cochran:

onde s_i^2 é a variância em cada tempo. O resultado deve ser comparado com um valor crítico retirado de uma tabela apropriada, ao nível de significância desejado, para k tempos e $g = n-1$ (onde n é o número de repetições) graus de liberdade associados a cada s_i^2 .

Neste trabalho usaram-se, como exemplos, conjuntos de dados onde são ajustados o modelo logístico com erro aditivo e sem autocorrelação nos

resíduos (peso de matéria fresca (g) de sementes de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. carioca 80 SH), o modelo logístico com erro aditivo e com autocorrelação nos resíduos (porcentagens do peso de frutos de araribá), o modelo de Gompertz com erro aditivo e sem autocorrelação nos resíduos (peso de frangos *Indian River*) e o modelo de Gompertz com erro aditivo com autocorrelação nos resíduos (peso de ratos *Rattus norvergicus*).

Segundo GLASBEY (1980) quando se trabalha com regressão é usual supor que os erros em cada observação sejam independentes entre si, entretanto, se, num ajuste, os resíduos mostram-se correlacionados, a função em estudo não é apropriada. A estimativa dos parâmetros pelo método dos mínimos quadrados é ineficiente, segundo BERGER (1981a), e se a correlação é positiva, a estimativa da variância, baseada na suposta independência será subestimada. É desejável utilizar métodos que levem em consideração a autocorrelação nos resíduos para o não comprometimento do processo de estimação.

Para verificação da existência ou não de autocorrelação nos resíduos realizou-se o teste de Durbin-Watson:

onde os e_j são os desvios da regressão ajustada pelo método de mínimos quadrados ordinários. A distribuição de d depende do tamanho da amostra, do número de parâmetros estimados e também da matriz X . Porém, existem tabelados, para diferentes valores de n e de p , aos níveis de significância de 1% e 5% (unilaterais), intervalos (d_L, d_U) que contêm o valor crítico, qualquer que seja a matriz X .

De acordo com SCALLON (1985) , para o processo autorregressivo de primeira ordem definido por:

$$y_k - \mu_k = \rho(y_{k-1} - \mu_{k-1}) + a_k$$

onde $|\rho| < 1$ $a_k \sim N(0, \sigma^2)$ e $y_0 \sim N(\mu_0, \sigma^2/(1-\rho^2))$

$\text{cov}(y) = \sigma^2 \Sigma$, onde $\Sigma_{ij} = \rho^{|i-j|} / (1-\rho^2)$, assume-se que a média de y_k , μ_k , relaciona-se com o preditor linear $\eta_k = \beta + \gamma \cdot x$, através da função de ligação $g(\mu_k)$.

Seguindo o argumento de NELDER e WEDDERBURN (1972), para Σ fixado, a estimativa de máxima verossimilhança de θ é dada iterativamente por,

$$= (\mathbf{X}^T \mathbf{F} (\sigma^2 \Sigma)^{-1} \mathbf{F} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{F} (\sigma^2 \Sigma)^{-1} \mathbf{F} \mathbf{Z} \quad (5.5)$$

onde, $\mathbf{F} = \text{diag}[\delta_k^{-1}]$, e

$$\mathbf{Z} = \eta + (y - \mu) \oplus \delta$$

Se $\Sigma = \mathbf{I}_n$, temos o caso de mínimos quadrados ponderados com a matriz iterativa de pesos $\mathbf{F} = \text{diag}[(\sigma^2 \cdot \delta_k^2)^{-1}]$

Como Σ^{-1} é positiva definida, pode-se achar através da decomposição de Cholesky, uma matriz triangular, $\mathbf{U}$, de tal modo que $\Sigma^{-1} = \mathbf{U}^T \mathbf{U}$. Substituindo Σ^{-1} em (5.5) temos,

$$= [(\mathbf{U} \mathbf{F} \mathbf{X})^T \mathbf{G} (\mathbf{U} \mathbf{F} \mathbf{X})]^{-1} (\mathbf{U} \mathbf{F} \mathbf{X})^T \mathbf{G} \mathbf{U} \mathbf{F} \mathbf{Z}, \mathbf{G} = \text{diag}[1/\sigma^2]$$

Assim, pode ser encontrado usando mínimos quadrados ponderados trabalhando-se com a variável independente $\mathbf{X}^* = \mathbf{U} \mathbf{F} \mathbf{X}$ e a variável dependente $\mathbf{Z}^* = \mathbf{U} \mathbf{F} \mathbf{Z}$. Este método é análogo ao que estima ligações compostas, de acordo com THOMPSON e BAKER (1981), que também utilizam uma variável iterativa explicativa. Entretanto, para uma ligação composta, esta é assumida como sendo inerente ao modelo sugerido pelos dados, e, no caso em estudo, esta ligação composta efetivamente surge de uma transformação dos dados originais.

O método pode ser explicado considerando-se uma transformação linear de $y_1, \dots, y_n$ para $w_1, \dots, w_n$, onde $\mathbf{w} = \mathbf{U} \mathbf{y}$, tal que $\text{var}(\mathbf{w}) = \sigma^2 \mathbf{I}_n$. O modelo com $\mathbf{w}$ como variável dependente é ajustado com a ligação composta, $\mathbf{U}$.

Tendo-se estimado θ com Σ fixado, pode-se atualizar o valor de Σ usando-se valores ajustados e assim encontrar estimativas conjuntas de θ e Σ , iterativamente.

Podem-se usar pesos “a priori” para as observações de várias maneiras. Uma generalização seria assumir que o termo do erro independente é $a_k \sim N(0, \sigma^2/w_k)$, onde w_k é algum peso conhecido.

A decomposição ou transformação de Cholesky requerida para o processo autorregressivo de primeira ordem é definida por:

$$\mathbf{U} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ \rho & \sqrt{1-\rho^2} \end{bmatrix}, \quad |\rho| < 1$$

5.2 Estimação de ρ

SOUZA e PINHO (1996) generalizaram os resultados de Cruddas et al. (1989)¹ no que se referia à obtenção dos estimadores de máxima verossimilhança condicional e de perfil do coeficiente autorregressivo de primeira ordem. Consideraram um número qualquer ($r \geq 3$) de condições de avaliação em séries sem tendência. Concluíram que o estimador condicional foi superior ao de perfil em todas as situações.

Neste trabalho utilizou-se, portanto, o estimador de máxima verossimilhança condicional, que é uma raiz, situada no intervalo $(-1,1)$, da seguinte equação:

$$\begin{aligned} & -2(r-2)C_3\rho^4 + [(r+2)C_3 - (r-2)C_2]\rho^3 - r(C_2 + 3C_3)\rho^2 + \\ & + [(r-2)(C_0 + C_1) + 2rC_2]\rho + [(r-4)C_0 + rC_1] = 0 \end{aligned}$$

sendo

¹CRUDDAS, A.M., REID, N., COX, D.R. A time series illustration of approximate conditional likelihood.

5.3 Modelo Logístico

5.3.1 Modelo Logístico com erro aditivo

Seja o modelo de crescimento

$$y_t = \alpha [1 + e^{-(\beta + \gamma X_t)}]^{-1} + \varepsilon_t$$

$t = 1, \dots, n$

onde y_t é a observação no tempo x_t , α é a distância entre as duas assíntotas, β é um parâmetro de posição, γ está relacionado com a taxa de crescimento da função e ε_t são erros independentes, identicamente e normalmente distribuídos. Neste modelo $\alpha > 0$, $\gamma > 0$ e $\beta \in \mathbb{R}$.

Para o cálculo da estimativa de máxima verossimilhança de θ , o modelo acima pode ser escrito em função do preditor linear $\eta_t = \beta + \gamma x_t$.

Considerando-se que o valor esperado de cada observação é representado pela curva logística:

tem-se:

Explicitando-se η_t , tem-se:

e derivando-se parcialmente η_t em relação a μ_t , que será utilizada no cálculo da matriz iterativa de pesos F , utilizada no processo de estimação de θ , tem-se:

5.3.2 Modelo Logístico com erro multiplicativo

Seja o modelo de crescimento

$$y_t = \alpha [1 + e^{-(\beta + \gamma X_t)}]^{-1} \cdot \varepsilon_t$$

$$t = 1, \dots, n$$

onde y_t é a observação no tempo x_t , α é a distância entre as duas assíntotas, β é um parâmetro de posição, γ está relacionado com a taxa de crescimento da função. Tem-se que $\ln(\varepsilon_t)$ são erros independentes, identicamente e normalmente distribuídos. Neste modelo $\alpha > 0$, $\gamma > 0$ e $\beta \in \mathbb{R}$.

Para o cálculo da estimativa de máxima verossimilhança de θ , o modelo acima pode ser escrito em função do preditor linear $\eta_t = \beta + \gamma X_t$.

Considerando-se que o valor esperado de cada observação é representado pela curva logística tem-se:

$$E(y_t)$$

$$E[\ln(y_t) = \mu_t = \ln(\alpha) - \ln[1 + \exp(-\eta_t)]$$

$$\ln(\alpha) - \mu_t = \ln[1 + \exp(-\eta_t)]$$

$$\exp[\ln(\alpha) - \mu_t] = 1 + \exp(-\eta_t)$$

$$\exp(-\eta_t) = \exp[\ln(\alpha) - \mu_t] - 1$$

$$-\eta_t = \ln\{\exp[\ln(\alpha) - \mu_t] - 1\}$$

Explicitando-se η_t , tem-se:

$$\eta_t = -\ln\{\exp[\ln(\alpha) - \mu_t] - 1\}$$

e derivando-se parcialmente η_t em relação a μ_t , que será utilizada no cálculo da matriz iterativa de pesos F , utilizada no processo de estimação de θ , tem-se:

5.3.3 Modelo Logístico com erro aditivo e autocorrelação nos resíduos

Seja o modelo de crescimento

$$y_t = \alpha [1 + e^{-(\beta + \gamma X_t)}]^{-1} + u_t$$

$$t = 1, 2, \dots, n$$

$$u_t = \rho \cdot u_{t-1} + \varepsilon_t$$

onde y_t é a observação no tempo x_t , α é a distância entre as duas assíntotas, β é um parâmetro de posição, γ está relacionado com a taxa de crescimento da função, os u_t são os erros autorregressivos de primeira ordem, ρ é o coeficiente de autocorrelação e ε_t são erros independentes, identicamente e normalmente distribuídos com média zero e variância σ^2 .

Para o cálculo da estimativa de máxima verossimilhança de θ , o modelo acima pode ser escrito em função do preditor linear $\eta_t = \beta + \gamma x_t$. Para tanto, procede-se analogamente ao item 5.3.1, chegando-se à mesma derivada do referido item.

5.3.4 Modelo Logístico com erro multiplicativo e autocorrelação nos resíduos

Seja o modelo de crescimento

$$y_t = \alpha [1 + e^{-(\beta + \gamma \cdot X_t)}]^{-1} \cdot u_t$$

$$t = 1, 2, \dots, n$$

$$u_t = \rho \cdot u_{t-1} + \varepsilon_t$$

onde y_t é a observação no tempo x_t , α é a distância entre as duas assíntotas, β é um parâmetro de posição, γ está relacionado com a taxa de crescimento da função, os u_t são os erros autorregressivos de primeira ordem, ρ é o coeficiente de autocorrelação e ε_t são erros independentes, identicamente e normalmente distribuídos com média zero e variância σ^2 .

Para o cálculo da estimativa de máxima verossimilhança de θ , o modelo acima pode ser escrito em função do preditor linear $\eta_t = \beta + \gamma \cdot x_t$. Para tanto, procede-se analogamente ao item 5.3.2, chegando-se à mesma derivada do referido item.

5.4 Modelo de Gompertz

5.4.1 Modelo de Gompertz com erro aditivo

Seja o modelo de crescimento

$t = 1, 2, \dots, n$

onde y_t é a observação no tempo x_t , α, β e γ , são parâmetros, $\alpha \in \mathbb{R}$, $\beta \in \mathbb{R}$, $\gamma < 0$ e ε_t são erros independentes, identicamente e normalmente distribuídos.

A função de Gompertz é monotonicamente crescente e fica entre duas assíntotas horizontais: o eixo das abscissas e a reta de ordenada e^α .

Para o cálculo da estimativa de máxima verossimilhança de θ , o modelo acima pode ser escrito em função do preditor linear $\eta_t = \beta + \gamma \cdot x_t$.

Considerando-se que a média de cada observação é representada pela curva de Gompertz, tem-se:

$$= \alpha - \ln \mu_t$$

Explicitando-se η_t , tem-se:

$$\eta_t = \ln(\alpha - \ln \mu_t)$$

e derivando-se parcialmente η_k em relação a μ_k , que será utilizada no cálculo da matriz iterativa de pesos F , utilizada no processo de estimação de θ , tem-se:

5.4.2 Modelo de Gompertz com erro multiplicativo

Seja o modelo de crescimento

$t = 1, 2, \dots, n$

onde y_t é a observação no tempo x_t , α, β e γ , são parâmetros, $\alpha \in \mathbb{R}$, $\beta \in \mathbb{R}$, $\gamma < 0$. Tem-se que $\ln(\varepsilon_t)$ são erros independentes, identicamente e normalmente distribuídos.

A função de Gompertz é monotonicamente crescente e fica entre duas assíntotas horizontais: o eixo das abscissas e a reta de ordenada e^α .

Para o cálculo da estimativa de máxima verossimilhança de θ , o modelo acima pode ser escrito em função do preditor linear $\eta_t = \beta + \gamma \cdot x_t$.

Considerando-se que a média de cada observação é representada pela curva de Gompertz, tem-se:

$$E(\ln y_t) = \alpha - e^{(\beta + \gamma \cdot x)}$$

$$E[\ln(y_t)] = \mu_t = \alpha - \exp(\eta_t)$$

Explicitando-se η_t , tem-se:

$$\alpha - \mu_t = \exp(\eta_t)$$

$$\eta_t = \ln(\alpha - \mu_t)$$

e derivando-se parcialmente η_t em relação a μ_t , que será utilizada no cálculo da matriz iterativa de pesos F , utilizada no processo de estimação de θ , tem-se:

5.4.3 Modelo de Gompertz com erro aditivo e autocorrelação nos resíduos

Seja o modelo de crescimento

$$t = 1, 2, \dots, n$$

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$$

onde y_t é a observação no tempo x_t , α, β e γ , são parâmetros, $\alpha \in \mathbb{R}$, $\beta \in \mathbb{R}$, $\gamma < 0$ e u_t são os erros autorregressivos de primeira ordem, ρ é o coeficiente de

autocorrelação e ε_t são erros independentes, identicamente e normalmente distribuídos com média zero e variância σ^2 .

Para o cálculo da estimativa de máxima verossimilhança de θ , o modelo acima pode ser escrito em função do preditor linear $\eta_t = \beta + \gamma \cdot x_t$. Para tanto, procede-se analogamente ao item 5.4.1, chegando-se à mesma derivada do referido item .

5.4.4 Modelo de Gompertz com erro multiplicativo e autocorrelação nos resíduos

$$t = 1, 2, \dots, n$$

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$$

onde y_t é a observação no tempo x_t , α, β e γ , são parâmetros, $\alpha \in \mathbb{R}$, $\beta \in \mathbb{R}$, $\gamma < 0$ e u_t são os erros autorregressivos de primeira ordem, ρ é o coeficiente de autocorrelação e ε_t são erros independentes, identicamente e normalmente distribuídos com média zero e variância σ^2 .

Para o cálculo da estimativa de máxima verossimilhança de θ , o modelo acima pode ser escrito em função do preditor linear $\eta_t = \beta + \gamma \cdot x_t$. Para tanto, procede-se analogamente ao item 5.4.2, chegando-se à mesma derivada do referido item .

5.5 Procedimento para ajuste das funções

Ao se realizarem as análises sem autocorrelação nos resíduos, os modelos não-lineares individuais são ajustados para cada repetição, de maneira a se obter $\hat{\theta}$, e suas variâncias assintóticas.

Nas análises com autocorrelação nos resíduos, os modelos não-lineares individuais são ajustados de maneira a se obter $\hat{\theta}$, e suas variâncias assintóticas. Faz-se o teste de Durbin-Watson para verificar se há autocorrelação nos resíduos. Com os resíduos de cada análise individual é possível calcular a estimativa do coeficiente de autocorrelação pela função de verossimilhança condicional aproximada. As análises individuais são refeitas utilizando-se então o coeficiente de autocorrelação encontrado.

Segundo SOUZA (1986) quando $\hat{\theta}$, o estimador de mínimos quadrados de θ , tem somente um pequeno viés, uma distribuição próxima da normal, e se as variâncias reais são próximas daquelas dadas pela matriz de covariâncias assintóticas, dizemos que $\hat{\theta}$ exibe um comportamento próximo do linear, já que o comportamento desses estimadores se aproxima do comportamento dos estimadores de um modelo linear. Nesse caso, quanto mais próximo do linear for o comportamento de um estimador, mais válidos serão os vários testes e intervalos de confiança que fazem analogia com os modelos lineares.

Ao obterem-se as estimativas de mínimos quadrados e a matriz de covariâncias assintóticas, é importante avaliar mais precisamente a não-linearidade do modelo, através de medidas de não-linearidade.

5.6 Medidas de curvatura de não-linearidade dos parâmetros

Segundo BATES e WATTS (1988) uma importante suposição para a construção de intervalos e regiões de confiança em modelos não lineares usando aproximação linear é que a superfície esperada no espaço paramétrico seja plana de tal modo que o plano tangente dê uma aproximação precisa.

Existem medidas de curvatura relativas de não-linearidade que podem ser utilizadas para indicar a adequacidade da aproximação linear em um caso particular.

Regiões de confiança lineares aproximadas podem ser obtidas por uma aproximação de primeira ordem da série de Taylor para a função esperada avaliada em $\hat{\theta}$. A estimativa por região ao nível de confiança $(1-\alpha)$ é dada por
$$\hat{\theta} \pm \sqrt{F_{\alpha/2, P, N-P} s^2 (X'X)^{-1}}$$
 onde $(X'X)^{-1}$ é a matriz de derivadas avaliada em $\hat{\theta}$, P é o número de parâmetros, s^2 é o quadrado médio do resíduo e N é o número de observações.

Geometricamente, a região de confiança linear aproximada assume que, sobre a região de interesse, a projeção de θ em $\hat{\theta}$ é $\hat{\theta}$. Esta aproximação será boa somente se a superfície esperada for suficientemente plana para ser substituída por um plano tangente, e se retas equiespaçadas e paralelas no espaço paramétrico projetam-se como retas aproximadamente paralelas e equiespaçadas na superfície esperada. Neste caso, assume-se que a região de confiança da superfície esperada é uma esfera de raio $\sqrt{F_{\alpha/2, P, N-P} s^2}$ no plano tangente e sua projeção no plano tangente do espaço paramétrico é linear.

Para determinar quão plana a superfície esperada é, e quão uniformes as linhas dos parâmetros são no plano tangente, usam-se as segundas derivadas da função esperada para se obter medidas de curvatura intrínseca e de efeito de não-linearidade dos parâmetros.

Uma característica fundamental dos modelos lineares é que as derivadas de segunda ou outras ordens mais elevadas da função esperada dos parâmetros são iguais a zero. Portanto, para se medir a não-linearidade de um modelo deve-se investigar as derivadas de segunda ordem da função esperada. Assim, para um modelo não-linear $\eta(\theta)$, a matriz de derivadas $N \times P$ é descrita como sendo:

(1)

e a matriz de segundas derivadas $N \times P \times P$ é descrita como:

(2)

Em (1) e (2), n varia de 1 a N enquanto p e q variam de 1 a P . Na notação matricial

onde cada linha de $\mathbf{D}$ é o gradiente de uma coordenada de $\eta(\theta)$ com respeito a θ . Também

onde cada face de $\mathbf{H}$ é uma matriz de segundas derivadas $P \times P$ ou Hessiana de um elemento $\eta(\theta)$ com respeito a $\eta(\theta)$.

Os vetores $\mathbf{D}$ são chamados vetores velocidade, pois eles fornecem a taxa de mudança de η com respeito a cada parâmetro e os vetores $\mathbf{H}$ são chamados vetores aceleração, desde que forneçam taxas de variação da velocidade com respeito aos parâmetros. Estes vetores fornecem somente informação sobre a superfície esperada, correspondendo às mudanças nos eixos paramétricos no espaço paramétrico, e ainda que sejam indicadores de não-linearidade, não são medidas úteis, pois dependem da escala dos dados e dos parâmetros. Para se contornar o problema, as acelerações são convertidas em curvaturas relativas.

A curvatura C_u na direção de u em um ponto é definida como a razão entre o comprimento do vetor aceleração e o quadrado do comprimento do vetor tangente:

Para os efeitos da curvatura dos parâmetros tem-se:

e para curvatura intrínseca tem-se

A interpretação geométrica da curvatura intrínseca é que ela é a recíproca do raio do círculo que melhor aproxima a superfície esperada na direção de η_u . Assim, se a suposição de planaridade é boa, a curvatura intrínseca será pequena.

Uma apreciação dos termos num vetor curvatura é útil no entendimento da não-linearidade, mas para análise de dados, uma simples medida de não-linearidade pode dar a qualidade de uma aproximação linear em uma particular situação. Para tanto, utiliza-se a raiz do quadrado médio da curvatura que é a raiz quadrada sobre todas as direções da curvatura quadrada. Denotam-se os efeitos de curvatura dos parâmetros por C^θ e os efeitos de curvatura intrínseca por C^i .

As medidas de curvatura serão consideradas pequenas se forem menores que a confiança de 95% do círculo, isto é se $C^\theta < 1.96$ ou se $C^i < 1.96$, onde

$F = F(P, N - P; 0,05)$. Segundo BATES e WATTS (1980) considera-se uma superfície esperada com raio $1/C$ e determina-se o desvio da superfície do plano tangente a uma distância $1/C$ do ponto tangente. Esse desvio, expresso como

uma porcentagem do raio de confiança do círculo é Assim,
 se o desvio da superfície é de 5%, se o desvio é de
 10% e se é de 15%. Assim, a análise é considerada adequada se
 a curvatura for $\leq 0,3$.

5.7 Comparação dos parâmetros

5.7.1 Análise Paramétrica

Para os casos em que os coeficientes de não-linearidade intrínseca e de efeitos dos parâmetros eram inferiores ou estavam em torno de 0,30, realizou-se a análise paramétrica utilizando-se as estimativas dos parâmetros α , β e γ . Neste caso a suposição de normalidade estava assegurada, porém a homocedasticidade de variâncias precisou ser verificada.

5.7.1.1 Teste t de Student

Para comparar os parâmetros α , β e γ no experimento realizado com os ratos *Rattus norvegicus* utilizou-se o teste t de Student, pois o interesse era comparar a função de crescimento dos animais machos com a das fêmeas.

5.7.1.2 Análise de Variância

Para se testar um parâmetro específico nas populações realizaram-se análises de variâncias para o delineamento inteiramente casualizado no esquema fatorial (dados de porcentagem de ganho de peso dos frutos de araribá e dados de aumento de peso da matéria fresca de sementes de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. carioca 80 SH) utilizando as estimativas dos parâmetros α , β e γ .

5.7.1.3 Comparações Múltiplas

Para as comparações múltiplas das médias dos parâmetros utilizou-se o teste de Tukey, onde para o cálculo das diferenças mínimas significativas tem-se:

onde q é o valor da amplitude total estudentizada, k é o número de tratamentos, v é o número de graus de liberdade do resíduo e n_i e n_j são os números de repetições dos tratamentos comparados.

Para as comparações múltiplas no esquema fatorial o cálculo das diferenças mínimas significativas ficou:

- 1) diferença mínima significativa para comparação de médias do fator A:

- 2) diferença mínima significativa para comparação de médias do fator B:

- 3) diferença mínima significativa para comparação de médias do fator A em cada nível do fator B

- 4) diferença mínima significativa para comparação de médias do fator B em cada nível do fator A

onde a e b são os números de níveis dos fatores A e B respectivamente, v é o número de graus de liberdade do resíduo e r é o número de repetições.

Quando há número diferente de repetições para os tratamentos, o teste é aproximado e a diferença mínima significativa fica:

onde s^2 é a estimativa da variância do contraste entre duas médias.

5.7.2 Análise Não-Paramétrica

Para os casos em que os coeficientes de não-linearidade intrínseca eram menores ou estavam em torno de 0,30, porém os de efeito de parâmetros eram muito maiores que 0,30, ao invés de se utilizarem testes paramétricos, utilizaram-se testes não-paramétricos para a comparação dos parâmetros α , β e γ .

Análise Não-Paramétrica em Experimentos com dois Fatores

Analogamente à análise paramétrica em experimentos fatoriais, realizou-se uma análise não-paramétrica em experimentos fatoriais para os parâmetros α , β , e γ relativos aos pesos de frango.

Segundo NEGRILLO (1992) para se testarem hipóteses em experimentos com dois fatores, calcula-se:

com

onde

que é chamada estatística linear de postos, sendo os os coeficientes de regressão definidos como

e $a(R_i)$ é a função escore, avaliada nos postos R_i para todo $i=1,2,\dots, N$,

e

onde

A hipótese nula é rejeitada se

onde

A escolha da função escore é baseada na utilização de dois indicadores, um para medir a simetria da distribuição das observações:

$$\varphi_2 = [\bar{U}(0,05) - \bar{U}(0,5)] / [\bar{U}(0,5) - \bar{U}(0,05)]$$

onde $\bar{U}(0,05)$, $\bar{U}(0,5)$ e $\bar{U}(0,05)$ são as médias aritméticas das maiores, centrais e inferiores estatísticas de ordem de Y , respectivamente, e $[\]$ significa parte inteira.

O outro é um indicador da longitude da cauda da distribuição das observações definido como:

$$\varphi_1 = [\bar{U}(0,05) - \bar{L}(0,05)] / [\bar{U}(0,5) - \bar{L}(0,5)]$$

Para o caso de $k \geq 2$ amostras, para a i -ésima amostra determina-se φ_1 e φ_2 que se denota por $\varphi_{1,i}$ e $\varphi_{2,i}$ respectivamente, para $i=1, \dots, k$ e determinam-se

se

e

1) Se $1/2 \leq \bar{\varphi}_2 \leq 2$ e $\bar{\varphi}_1 < 2$ a distância é considerada simétrica e de cauda curta. Neste caso usam-se escores da distribuição uniforme, dados por:

$$a(R_i) =$$

onde

2) Se $1/2 \leq \bar{\varphi}_2 \leq 2$ e $\bar{\varphi}_1 \in [2,0; 2,92]$ a distribuição é considerada simétrica e de cauda média. Daí, recomenda-se o uso dos escores da distribuição normal dada por :

$a(R_i) =$ onde Φ é a distribuição $N(0,1)$.

3) Se $1/2 \leq \bar{\varphi}_2 \leq 2$ e $\bar{\varphi}_1 \in [2,92; 3,80]$ a distribuição é considerada simétrica e de cauda média. Devem-se então utilizar os escores da distribuição logística dada por:

4) Se $1/2 \leq \bar{\varphi}_2 \leq 2$ e $\bar{\varphi}_1 > 3,8$ a distribuição é de cauda comprida, indicando a utilização de escores da distribuição dupla exponencial dada por:

$a(R_i) =$

5) Se $\bar{\varphi}_2 > 2$ a distribuição será assimétrica à direita, devendo-se utilizar os escores

$a(R_i) =$

6) Se $\bar{\varphi}_2 < 1/2$ a distribuição será assimétrica à esquerda, devendo-se utilizar os escores:

$$a(R_i) =$$

5.8 Diferença entre a assíntota e a função ajustada

Um dos objetivos deste trabalho foi responder uma questão de grande interesse para o pesquisador que é saber até que ponto a diferença entre a assíntota e a função ajustada é significativa. Para tanto, verificando-se as condições de normalidade das variáveis estudadas, utilizou-se a estatística t Student.

Considerando-se , realizou-se o teste t unilateral ao nível de 5% de significância , onde :

, descobrindo-se então o valor da variável independente x, a partir do qual a diferença entre a assíntota e a função estimada não é significativa, ao nível de significância estabelecido. A variância de y^* é uma função de x que começa com valores pequenos e vai aumentando gradativamente até atingir um máximo, decrescendo então aos poucos. Utilizou-se neste estudo o valor da variância máxima de y^* .

5.8.1 Diferença entre a assíntota e a função Logística

Para a função Logística tem-se que:

Para o cálculo da $\text{var}(y^*)$ utilizou-se a relação aproximada através da aplicação da série de Taylor, segundo HOFFMANN e VIEIRA (1983).

Seja θ um vetor-coluna com k parâmetros $(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)$ cujas estimativas constituem o vetor-coluna $\hat{\theta}$. Se $\hat{\theta}$ tem distribuição k -dimensional assintoticamente normal com vetor de médias θ e matriz de variâncias e covariâncias τ , e se ϕ é uma função com derivadas de segunda ordem contínuas numa vizinhança de θ , então $\hat{\beta} = \phi(\hat{\theta})$ é um estimador consistente de

$\beta = \phi(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)$ com distribuição assintoticamente normal de média β e variância

$$V(\beta) = \phi' \tau \phi$$

onde ϕ é o vetor-coluna cujos elementos são os valores de

$$\phi_i = \frac{\partial \phi}{\partial \theta_i} \quad \text{com } i = 1, 2, \dots, k$$

Portanto,

+

+

Fazendo-se $\hat{\theta} = w$

Para se encontrar o valor máximo da função $\text{var}(y^*)$, determinou-se a derivada desta função, obtendo-se o seguinte:

$$\begin{aligned}
 & + \\
 & + \qquad \qquad \qquad + \\
 & + \\
 & + \qquad \qquad \qquad + \\
 & + \\
 & - \qquad \qquad \qquad +
 \end{aligned}$$

O valor máximo da $\text{var}(y^*)$ foi determinado numericamente.

$\Rightarrow$

onde k = numerador da estimativa da $\text{var}(y^*)$.

Portanto, achando-se a raiz desta equação tem-se a questão resolvida.

5.8.2 Diferença entre a assíntota e a função de Gompertz

Para a função de Gompertz tem-se que:

e

+

+

+

+

Fazendo-se

$= w \Rightarrow$

$= 1-w \Rightarrow$

$= -\ln(1-w)$

+

$$= k$$

Para se determinar o valor máximo da função $\text{var}(y^*)$, determinou-se a derivada desta função, obtendo-se o seguinte:

$$\begin{aligned}
 & + \\
 & + \qquad \qquad \qquad + \\
 & + \qquad \qquad \qquad + \\
 & + [\text{cov}(\hat{\alpha}, \hat{\beta}) + x \text{cov}(\hat{\alpha}, \hat{\gamma})][2e^{\hat{\alpha}}\hat{\gamma}(1-w)^2 \ln^2(1-w) - 2e^{\hat{\alpha}}\hat{\gamma}w(1-w)^2 \ln^2(1-w) - \\
 & - 2e^{\hat{\alpha}}\hat{\gamma}w(w-1)\ln(1-w)] \\
 & - 2e^{\hat{\alpha}}w(1-w)\ln(1-w)\text{cov}(\hat{\alpha}, \hat{\gamma})
 \end{aligned}$$

Portanto deve-se resolver a equação:

$$e^{\hat{\alpha}}w - T.\sqrt{K} = 0$$

6. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A escolha da função utilizada para cada conjunto de dados foi baseada na análise dos gráficos de cada repetição, nos valores dos coeficientes de determinação e também na convergência de todas elas. A presença ou ausência de autocorrelação nos resíduos foi detectada pelo teste de Durbin-Watson realizado para cada repetição, sendo que os erros foram considerados aditivos face aos resultados obtidos pelo teste de Cochran.

Neste trabalho foram desenvolvidos programas que permitem a realização de ajustes das funções Logística e de Gompertz com erros aditivos e multiplicativos, com ou sem autocorrelação nos resíduos, utilizando-se o pacote computacional GLIM.

Foram também desenvolvidos programas em Linguagem Fortran que permitem a realização do teste de Durbin-Watson conjuntamente com o cálculo do coeficiente de autocorrelação de Theil e também o cálculo do coeficiente de autocorrelação de verossimilhança condicional aproximada. Os programas foram apresentados no apêndice II.

Foram calculados os coeficientes de não-linearidade intrínseca e de efeitos de parâmetros para cada repetição. Estes cálculos foram realizados através de um programa feito no SAS desenvolvido por TORNERO (1996). Para os conjuntos de dados em que os coeficientes tiveram valores inferiores ou em torno de 0,30, utilizou-se a estatística paramétrica, caso contrário foi utilizada a estatística não-paramétrica.

A análise fatorial não-paramétrica foi feita utilizando-se um programa computacional desenvolvido por NEGRILLO et al. (1992) denominado Sistema para Análise Estatística Não-Paramétrica - SENP.

6.1 Resultados referentes ao peso de matéria fresca (g) de sementes de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. carioca 80 SH

Ajustadas as equações, utilizando-se a função logística com erro aditivo e sem a presença da autocorrelação nos resíduos, aos dados de aumento de matéria fresca (g) de sementes de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. carioca 80 SH, embebidas em diferentes potenciais de água induzidos com diversas soluções, foram obtidas estimativas dos parâmetros e seus respectivos desvios-padrão.

Para cada parcela (ijk) o modelo utilizado foi:

$$y_t = \alpha[1 + e^{-(\beta + \gamma X_t)}]^{-1} + \varepsilon_t, \quad \alpha > 0, \beta \in \mathbb{R}, \gamma > 0, t = 1, \dots, n$$

onde x_t = tempo

Para cada repetição foram calculados os coeficientes de determinação, que na sua maioria estiveram entre 0,98 e 0,99, sendo que os menores foram de 0,92. Foram calculados os coeficientes de não-linearidade intrínseca e de efeito dos parâmetros. Como os resultados foram menores ou em torno de 0,30, foi possível realizar análises de variância para a comparação dos α_i , β_i e γ_i seguidas do teste de Tukey para as comparações múltiplas.

Nas tabelas 1 a 4 apresentaram-se as estimativas dos parâmetros com seus respectivos desvios-padrão, média, coeficiente de não-linearidade intrínseca e de efeitos dos parâmetros. Nas tabelas 5 a 13 apresentaram-se as análises de variância referentes aos parâmetros α , β e γ e resultados do teste de Tukey para comparação de soluções dentro de potenciais e potenciais dentro de soluções.

Os gráficos 1 a 8 mostraram as relações entre peso e tempo de embebição em cada um dos tratamentos estudados (soluções x potenciais).

Tabela 1 - Estimativa dos parâmetros e desvios-padrão, média, coeficiente de não-linearidade intrínseca ($C^i \sqrt{F}$) e coeficiente de efeito dos parâmetros ($C^\theta \sqrt{F}$), para os dados de matéria fresca (g) de sementes de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. carioca 80 SH, embebidas na solução de NaCl em diferentes potenciais.

continua

Potencial	Repetição	Parâmetro	Estimativa	D.P	Média	($C^i \sqrt{F}$)	($C^\theta \sqrt{F}$)
0	1	Beta	-0,0878	0,0783	-0,1555	0,0469	0,1628
		Gama	0,3334	0,0310	0,3523		
		Alfa	2,0197	0,0292	2,0159		
0	2	Beta	-0,2233	0,0654		0,0384	0,1278
		Gama	0,3713	0,0260			
		Alfa	2,0122	0,0220			
3	1	Beta	-0,1758	0,0880	-0,1670	0,0524	0,1691
		Gama	0,3652	0,0353	0,3659		
		Alfa	1,9791	0,0294	1,9763		
3	2	Beta	-0,1582	0,0801		0,0476	0,1547
		Gama	0,3668	0,0324			
		Alfa	1,9735	0,0264			
6	1	Beta	-0,1680	0,0767	-0,1549	0,0457	0,1484
		Gama	0,3617	0,0307	0,3561		
		Alfa	1,9644	0,0257	1,9677		
6	2	Beta	-0,1419	0,0702		0,0419	0,1392
		Gama	0,3506	0,0280			
		Alfa	1,9711	0,0244			
9	1	Beta	-0,0888	0,0785	-0,1235	0,0471	0,1622
		Gama	0,3382	0,0313	0,3410		
		Alfa	1,9511	0,0278	1,9487		
9	2	Beta	-0,1584	0,0599		0,0356	0,1264
		Gama	0,3439	0,0235			
		Alfa	1,9465	0,0212			

Tabela 1 - Estimativa dos parâmetros e desvios-padrão, média, coeficiente de não-linearidade intrínseca ($C^i \sqrt{F}$) e coeficiente de efeito dos parâmetros ($C^\theta \sqrt{F}$), para os dados de matéria fresca (g) de sementes de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. carioca 80 SH, embebidas na solução de NaCl em diferentes potenciais.

Potencial	Repetição	Parâmetro	Estimativa	D.P	Média	conclusão	
						($C^i \sqrt{F}$)	($C^\theta \sqrt{F}$)
12	1	Beta	-0,0873	0,0520	-0,1150	0,0313	0,1042
		Gama	0,3209	0,0202	0,3194		
		Alfa	1,9435	0,0197	1,9504		
12	2	Beta	-0,1428	0,0408		0,0244	0,0853
		Gama	0,3181	0,0154			
		Alfa	1,9574	0,0160			
15	1	Beta	-0,1736	0,0530	-0,1068	0,0316	0,1074
		Gama	0,3282	0,0201	0,3099		
		Alfa	1,9283	0,0198	1,9332		
15	2	Beta	-0,0401	0,0407		0,0241	0,0936
		Gama	0,2917	0,0153			
		Alfa	1,9382	0,0172			
18	1	Beta	-0,1013	0,0351	-0,0995	0,0208	0,0782
		Gama	0,2953	0,0130	0,2956		
		Alfa	1,9238	0,0148	1,9272		
18	2	Beta	-0,0978	0,0414		0,0244	0,0920
		Gama	0,2960	0,0153			
		Alfa	1,9306	0,0174			
21	1	Beta	-0,0932	0,0391	-0,1096	0,0230	0,0885
		Gama	0,2893	0,0143	0,2974		
		Alfa	1,9125	0,0168	1,9060		
21	2	Beta	-0,1261	0,0592		0,0352	0,1275
		Gama	0,3056	0,0221			
		Alfa	1,8995	0,0237			

Tabela 2 - Estimativa dos parâmetros e desvios-padrão, média, coeficiente de não-linearidade intrínseca ($C^i \sqrt{F}$) e coeficiente de efeito dos parâmetros ($C^\theta \sqrt{F}$), para os dados de matéria fresca (g) de sementes de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. carioca 80 SH, embebidas na solução de manitol em diferentes potenciais.

continua							
Potencial	Repetição	Parâmetro	Estimativa	D.P	Média	($C^i \sqrt{F}$)	($C^\theta \sqrt{F}$)
0	1	Beta	-0,1971	0,0944	-0,1709	0,0559	0,1773
		Gama	0,3791	0,0383	0,3636		
		Alfa	2,0182	0,0308	2,0234		
0	2	Beta	-0,1448	0,0794		0,0474	0,1578
		Gama	0,3482	0,0315			
		Alfa	2,0287	0,0286			
3	1	Beta	-0,1448	0,0654	-0,1454	0,0391	0,1346
		Gama	0,3263	0,0251	0,3282		
		Alfa	2,0149	0,0256	2,0140		
3	2	Beta	-0,1460	0,0647		0,0387	0,1322
		Gama	0,3303	0,0250			
		Alfa	2,0132	0,0249			
6	1	Beta	-0,1922	0,0782	-0,1970	0,0465	0,1492
		Gama	0,3654	0,0312	0,3679		
		Alfa	1,9703	0,0261	1,9570		
6	2	Beta	-0,2019	0,0636		0,0378	0,1202
		Gama	0,3706	0,0255			
		Alfa	1,9437	0,0206			
9	1	Beta	-0,1330	0,0801	-0,1258	0,0479	0,1635
		Gama	0,3336	0,0312	0,3311		
		Alfa	1,9520	0,0293	1,9520		
9	2	Beta	-0,1187	0,0523		0,0313	0,1083
		Gama	0,3287	0,0203			
		Alfa	1,9521	0,0195			

Tabela 2 - Estimativa dos parâmetros e desvios-padrão, média, coeficiente de não-linearidade intrínseca ($C^i \sqrt{F}$) e coeficiente de efeito dos parâmetros ($C^\theta \sqrt{F}$), para os dados de matéria fresca (g) de sementes de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. carioca 80 SH, embebidas na solução de manitol em diferentes potenciais.

Potencial	Repetição	Parâmetro	Estimativa	D.P	Média	conclusão	
						$(C^i \sqrt{F})$	$(C^\theta \sqrt{F})$
12	1	Beta	-0,0981	0,0452	-0,0906	0,0269	0,0986
		Gama	0,3055	0,0171	0,3215		
		Alfa	1,9392	0,0183	1,9249		
12	2	Beta	-0,0832	0,0869		0,0520	0,1797
		Gama	0,3376	0,0347			
		Alfa	1,9107	0,0302			
15	1	Beta	-0,1237	0,0789	-0,0982	0,0472	0,1605
		Gama	0,3380	0,0311	0,3235		
		Alfa	1,9018	0,0276	1,9048		
15	2	Beta	-0,0727	0,0798		0,0476	0,1745
		Gama	0,3090	0,0306			
		Alfa	1,9078	0,0311			
18	1	Beta	-0,0854	0,0630	-0,0791	0,0377	0,1303
		Gama	0,3367	0,0251	0,3276		
		Alfa	1,8547	0,0213	1,8609		
18	2	Beta	-0,0729	0,0579		0,0347	0,1242
		Gama	0,3186	0,0226			
		Alfa	1,8673	0,0212			
21	1	Beta	-0,1235	0,0726	-0,1127	0,0435	0,1481
		Gama	0,3366	0,0285	0,3277		
		Alfa	1,8445	0,0248	1,8440		
21	2	Beta	-0,1019	0,0693		0,0415	0,1470
		Gama	0,3189	0,0267			
		Alfa	1,8436	0,0252			

Tabela 3 - Estimativa dos parâmetros e desvios-padrão, média, coeficiente de não-linearidade intrínseca ($C^i \sqrt{F}$) e coeficiente de efeito dos parâmetros ($C^\theta \sqrt{F}$), para os dados de matéria fresca (g) de sementes de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. carioca 80 SH, embebidas na solução de 04-14-08 F em diferentes potenciais.

continua							
Potencial	Repetição	Parâmetro	Estimativa	D.P	Média	($C^i \sqrt{F}$)	($C^\theta \sqrt{F}$)
0	1	Beta	0,2427	0,0904	0,2368	0,0548	0,2247
		Gama	0,3071	0,0388	0,3039		
		Alfa	2,0569	0,0339	2,0655		
0	2	Beta	0,2311	0,0745		0,0451	0,1868
		Gama	0,3008	0,0316			
		Alfa	2,0741	0,0291			
3	1	Beta	0,2975	0,1348	0,3031	0,0815	0,3594
		Gama	0,2859	0,0573	0,2828		
		Alfa	2,0212	0,0536	2,0225		
3	2	Beta	0,3088	0,1339		0,0807	0,3641
		Gama	0,2798	0,0566			
		Alfa	2,0239	0,0547			
6	1	Beta	0,2578	0,1421	0,2556	0,0860	0,3638
		Gama	0,2963	0,0605	0,2944		
		Alfa	2,0070	0,0543	2,0099		
6	2	Beta	0,2534	0,1421		0,0859	0,3663
		Gama	0,2926	0,0601			
		Alfa	2,0128	0,0555			
9	1	Beta	0,2355	0,1394	0,2429	0,0844	0,3516
		Gama	0,2991	0,0591	0,2992		
		Alfa	1,9871	0,0525	1,9843		
9	2	Beta	0,2504	0,1391		0,0843	0,3525
		Gama	0,2995	0,0593			
		Alfa	1,9816	0,0518			

Tabela 3 - Estimativa dos parâmetros e desvios-padrão, média, coeficiente de não-linearidade intrínseca ($C^i \sqrt{F}$) e coeficiente de efeito dos parâmetros ($C^\theta \sqrt{F}$), para os dados de matéria fresca (g) de sementes de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. carioca 80 SH, embebidas na solução de 04-14-08 F em diferentes potenciais.

Potencial	Repetição	Parâmetro	Estimativa	D.P	Média	conclusão	
						($C^i \sqrt{F}$)	($C^\theta \sqrt{F}$)
12	1	Beta	0,1674	0,1260	0,1772	0,0761	0,3069
		Gama	0,3033	0,0524	0,3044		
		Alfa	1,9722	0,0476	1,9665		
12	2	Beta	0,1871	0,1308		0,0792	0,3196
		Gama	0,3056	0,0550			
		Alfa	1,9608	0,0482			
15	1	Beta	0,1450	0,1379	0,1472	0,0829	0,3374
		Gama	0,2971	0,0565	0,2945		
		Alfa	1,9663	0,0539	1,9680		
15	2	Beta	0,1495	0,1478		0,0888	0,3667
		Gama	0,2920	0,0602			
		Alfa	1,9699	0,0593			
18	1	Beta	0,1410	0,0933	0,1136	0,0544	0,2458
		Gama	0,2656	0,0360	0,2806		
		Alfa	1,9682	0,0427	1,9669		
18	2	Beta	0,0863	0,1191		0,0713	0,2855
		Gama	0,2957	0,0476			
		Alfa	1,9657	0,0480			
21	1	Beta	0,0383	0,1133	0,1189	0,0673	0,2714
		Gama	0,2878	0,0439	0,2749		
		Alfa	1,9578	0,0481	1,9537		
21	2	Beta	0,1997	0,1140		0,0666	0,3104
		Gama	0,2621	0,0448			
		Alfa	1,9496	0,0515			

Tabela 4 - Estimativa dos parâmetros e desvios-padrão, média, coeficiente de não-linearidade intrínseca ($C^i \sqrt{F}$) e coeficiente de efeito dos parâmetros ($C^\theta \sqrt{F}$), para os dados de matéria fresca (g) de sementes de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. carioca 80 SH, embebidas na solução de 04-14-08 C em diferentes potenciais.

continua							
Potencial	Repetição	Parâmetro	Estimativa	D.P	Média	($C^i \sqrt{F}$)	($C^\theta \sqrt{F}$)
0	1	Beta	0,2181	0,0718	0,2685	0,0425	0,1572
		Gama	0,3845	0,0337	0,3530		
		Alfa	1,9887	0,0192	1,9965		
0	2	Beta	0,3189	0,1079		0,0656	0,2679
		Gama	0,3216	0,0483			
		Alfa	2,0044	0,0355			
3	1	Beta	0,2552	0,1433	0,2537	0,0865	0,3769
		Gama	0,2881	0,0603	0,2862		
		Alfa	2,0112	0,0572	2,0136		
3	2	Beta	0,2523	0,1446		0,0861	0,3760
		Gama	0,2845	0,0604			
		Alfa	2,0160	0,0590			
6	1	Beta	0,2525	0,1450	0,2553	0,0875	0,3765
		Gama	0,2894	0,0610	0,2866		
		Alfa	2,0038	0,0573	2,0067		
6	2	Beta	0,2581	0,1492		0,0898	0,3935
		Gama	0,2839	0,0624			
		Alfa	2,0098	0,0606			
9	1	Beta	0,2508	0,1417	0,2471	0,0858	0,3594
		Gama	0,2992	0,0604	0,2939		
		Alfa	1,9750	0,0527	1,9834		
9	2	Beta	0,2436	0,1363		0,0823	0,3539
		Gama	0,2887	0,0570			
		Alfa	1,9919	0,0540			

Tabela 4 - Estimativa dos parâmetros e desvios-padrão, média, coeficiente de não-linearidade intrínseca ($C^i \sqrt{F}$) e coeficiente de efeito dos parâmetros ($C^\theta \sqrt{F}$), para os dados de matéria fresca (g) de sementes de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. carioca 80 SH, embebidas na solução de 04-14-08 C em diferentes potenciais.

Potencial	Repetição	Parâmetro	Estimativa	D.P	Média	conclusão	
						($C^i \sqrt{F}$)	($C^\theta \sqrt{F}$)
12	1	Beta	0,2082	0,1358	0,2254	0,0822	0,3231
		Gama	0,3226	0,0589	0,3262		
		Alfa	1,9446	0,0455	1,9412		
12	2	Beta	0,2426	0,1475		0,08929	0,3507
		Gama	0,3298	0,0652			
		Alfa	1,9380	0,0470			
15	1	Beta	0,2055	0,1380	0,2088	0,0836	0,3354
		Gama	0,3112	0,0588	0,3106		
		Alfa	1,9418	0,0487	1,9406		
15	2	Beta	0,2122	0,1410		0,0854	0,3442
		Gama	0,3101	0,0602			
		Alfa	1,9394	0,0497			
18	1	Beta	0,2096	0,1063	0,2082	0,0639	0,2716
		Gama	0,2891	0,0440	0,2897		
		Alfa	1,9346	0,0414	1,9347		
18	2	Beta	0,2069	0,1078		0,0649	0,2744
		Gama	0,2904	0,0447			
		Alfa	1,9348	0,0418			
21	1	Beta	0,1864	0,0835	0,1563	0,0499	0,2136
		Gama	0,2845	0,0341	0,2802		
		Alfa	1,9265	0,0335	1,9328		
21	2	Beta	0,1263	0,0858		0,0507	0,2190
		Gama	0,2760	0,0337			
		Alfa	1,9392	0,0369			

Tabela 5 - Análise de variância referente ao parâmetro alfa.

Causas de Variação	G. L.	S.Q.	Q.M.	F	N.M.S.
Potenciais	7	0,0946903	0,0135272	223,742	0,0000
Soluções	3	0,0280718	0,0093573	154,771	0,0000
Pot x Soluções	21	0,0174894	0,0008328	13,775	0,0000
Resíduo	32	0,0019347	0,0000604		
Total	63	0,1421862			

CV = 0,40%

Tabela 6 - Análise de variância referente ao parâmetro beta.

Causas de Variação	G. L.	S.Q.	Q.M.	F	N.M.S.
Potenciais	7	0,0131	0,0019	1,2280	0,3168
Soluções	3	1,8776	0,6259	409,9430	0,0000
Pot x Soluções	21	0,1072	0,0051	3,3450	0,0010
Resíduo	32	0,0488	0,0015		
Total	63	2,0468			

CV = 90,64%

O cv neste caso foi alto pelo fato de que para as soluções NaCl e manitol os valores dos β_i foram todos negativos e para 04-14-08 F e 04-14-08 C foram todos positivos, levando a uma média dos β_i bem baixa.

Tabela 7 - Análise de variância referente ao parâmetro gama.

Causas de Variação	G. L.	S.Q.	Q.M.	F	N.M.S.
Potenciais	7	0,0131	0,0019	9,4440	0,0000
Soluções	3	0,0215	0,0072	36,2880	0,0000
Pot x Soluções	21	0,0129	0,0006	3,1140	0,0019
Resíduo	32	0,0063	0,0002		
Total	63	0,0538			

CV = 4,46%

Para os parâmetros α e γ houve efeito significativo para potenciais, soluções e interação potenciais x soluções, para o β , somente para soluções e interação, significando que existe diferença entre soluções, potenciais e também na interação desses fatores. Estudou-se portanto o efeito de um fator em cada nível do outro como se vê a seguir.

Tabela 8 - Resultados do teste de Tukey para comparação de médias do parâmetro α relativos às soluções em cada potencial.

Comparação	Valor do contraste	Comparação	Valor do contraste
Sol. d. de potenciais		Sol. d. de potenciais	
Sol. d. do pot. 0		Sol. d. do pot. 12	
α_{NaCl} vs α_{manitol}	-0,0075 ns	α_{NaCl} vs α_{manitol}	0,0254 *
α_{NaCl} vs $\alpha_{04-14-08 \text{ F}}$	-0,0495 *	α_{NaCl} vs $\alpha_{04-14-08 \text{ F}}$	-0,0161 ns
α_{NaCl} vs $\alpha_{04-14-08 \text{ C}}$	0,0194 ns	α_{NaCl} vs $\alpha_{04-14-08 \text{ C}}$	0,0091 ns
α_{manitol} vs $\alpha_{04-14-08 \text{ F}}$	-0,0420 *	α_{manitol} vs $\alpha_{04-14-08 \text{ F}}$	-0,0416 *
α_{manitol} vs $\alpha_{04-14-08 \text{ C}}$	0,0269 *	α_{manitol} vs $\alpha_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,0163 ns
$\alpha_{04-14-08 \text{ F}}$ vs $\alpha_{04-14-08 \text{ C}}$	0,0691 *	$\alpha_{04-14-08 \text{ F}}$ vs $\alpha_{04-14-08 \text{ C}}$	0,0253 *
Sol. d. do pot. 3		Sol. d. do pot. 15	
α_{NaCl} vs α_{manitol}	-0,0378 *	α_{NaCl} vs α_{manitol}	0,0285 *
α_{NaCl} vs $\alpha_{04-14-08 \text{ F}}$	-0,0463 *	α_{NaCl} vs $\alpha_{04-14-08 \text{ F}}$	-0,0348 *
α_{NaCl} vs $\alpha_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,0373 *	α_{NaCl} vs $\alpha_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,0074 ns
α_{manitol} vs $\alpha_{04-14-08 \text{ F}}$	-0,0085 ns	α_{manitol} vs $\alpha_{04-14-08 \text{ F}}$	-0,0633 *
α_{manitol} vs $\alpha_{04-14-08 \text{ C}}$	0,0004 ns	α_{manitol} vs $\alpha_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,0358 *
$\alpha_{04-14-08 \text{ F}}$ vs $\alpha_{04-14-08 \text{ C}}$	0,0090 ns	$\alpha_{04-14-08 \text{ F}}$ vs $\alpha_{04-14-08 \text{ C}}$	0,0275 *
Sol. d. do pot. 6		Sol. d. do pot. 18	
α_{NaCl} vs α_{manitol}	0,0107 ns	α_{NaCl} vs α_{manitol}	0,0662 *
α_{NaCl} vs $\alpha_{04-14-08 \text{ F}}$	-0,0422 *	α_{NaCl} vs $\alpha_{04-14-08 \text{ F}}$	-0,0398 *
α_{NaCl} vs $\alpha_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,0391 *	α_{NaCl} vs $\alpha_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,0075 ns
α_{manitol} vs $\alpha_{04-14-08 \text{ F}}$	-0,0529 *	α_{manitol} vs $\alpha_{04-14-08 \text{ F}}$	-0,1060 *
α_{manitol} vs $\alpha_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,0498 *	α_{manitol} vs $\alpha_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,0737 *
$\alpha_{04-14-08 \text{ F}}$ vs $\alpha_{04-14-08 \text{ C}}$	0,0031 ns	$\alpha_{04-14-08 \text{ F}}$ vs $\alpha_{04-14-08 \text{ C}}$	0,0322 *
Sol. d. do pot. 9		Sol. d. do pot. 21	
α_{NaCl} vs α_{manitol}	-0,0032 ns	α_{NaCl} vs α_{manitol}	0,0619 *
α_{NaCl} vs $\alpha_{04-14-08 \text{ F}}$	-0,0356 *	α_{NaCl} vs $\alpha_{04-14-08 \text{ F}}$	-0,0477 *
α_{NaCl} vs $\alpha_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,0346 *	α_{NaCl} vs $\alpha_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,0268 *
α_{manitol} vs $\alpha_{04-14-08 \text{ F}}$	-0,0323 *	α_{manitol} vs $\alpha_{04-14-08 \text{ F}}$	-0,1097 *
α_{manitol} vs $\alpha_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,0314 *	α_{manitol} vs $\alpha_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,0888 *
$\alpha_{04-14-08 \text{ F}}$ vs $\alpha_{04-14-08 \text{ C}}$	0,0009 ns	$\alpha_{04-14-08 \text{ F}}$ vs $\alpha_{04-14-08 \text{ C}}$	0,0209 ns

$$\Delta_{(\alpha=0,05)} = 0,021085$$

Tabela 9 - Resultados do teste de Tukey para comparação de médias do parâmetro α , relativos aos potenciais em cada solução.

continua

Comparação Pot. d. de soluções	Valor do contraste	Comparação Pot. d. de soluções	Valor do contraste
Pot. d. de NaCl		Pot. d. de manitol	
$\alpha_{\text{NaCl } 0} \text{ VS } \alpha_{\text{NaCl } 3}$	0,0397 *	$\alpha_{\text{mani } 0} \text{ VS } \alpha_{\text{mani } 3}$	0,0094 ns
$\alpha_{\text{NaCl } 0} \text{ VS } \alpha_{\text{NaCl } 6}$	0,0482 *	$\alpha_{\text{mani } 0} \text{ VS } \alpha_{\text{mani } 6}$	0,0665 *
$\alpha_{\text{NaCl } 0} \text{ VS } \alpha_{\text{NaCl } 9}$	0,0672 *	$\alpha_{\text{mani } 0} \text{ VS } \alpha_{\text{mani } 9}$	0,0714 *
$\alpha_{\text{NaCl } 0} \text{ VS } \alpha_{\text{NaCl } 12}$	0,0656 *	$\alpha_{\text{mani } 0} \text{ VS } \alpha_{\text{mani } 12}$	0,0985 *
$\alpha_{\text{NaCl } 0} \text{ VS } \alpha_{\text{NaCl } 15}$	0,0827 *	$\alpha_{\text{mani } 0} \text{ VS } \alpha_{\text{mani } 15}$	0,1187 *
$\alpha_{\text{NaCl } 0} \text{ VS } \alpha_{\text{NaCl } 18}$	0,0888 *	$\alpha_{\text{mani } 0} \text{ VS } \alpha_{\text{mani } 18}$	0,1625 *
$\alpha_{\text{NaCl } 0} \text{ VS } \alpha_{\text{NaCl } 21}$	0,1099 *	$\alpha_{\text{mani } 0} \text{ VS } \alpha_{\text{mani } 21}$	0,1794 *
$\alpha_{\text{NaCl } 3} \text{ VS } \alpha_{\text{NaCl } 6}$	0,0086 ns	$\alpha_{\text{mani } 3} \text{ VS } \alpha_{\text{mani } 6}$	0,0571 *
$\alpha_{\text{NaCl } 3} \text{ VS } \alpha_{\text{NaCl } 9}$	0,0275 *	$\alpha_{\text{mani } 3} \text{ VS } \alpha_{\text{mani } 9}$	0,0620 *
$\alpha_{\text{NaCl } 3} \text{ VS } \alpha_{\text{NaCl } 12}$	0,0259 *	$\alpha_{\text{mani } 3} \text{ VS } \alpha_{\text{mani } 12}$	0,0891 *
$\alpha_{\text{NaCl } 3} \text{ VS } \alpha_{\text{NaCl } 15}$	0,0430 *	$\alpha_{\text{mani } 3} \text{ VS } \alpha_{\text{mani } 15}$	0,1093 *
$\alpha_{\text{NaCl } 3} \text{ VS } \alpha_{\text{NaCl } 18}$	0,0491 *	$\alpha_{\text{mani } 3} \text{ VS } \alpha_{\text{mani } 18}$	0,1531 *
$\alpha_{\text{NaCl } 3} \text{ VS } \alpha_{\text{NaCl } 21}$	0,0702 *	$\alpha_{\text{mani } 3} \text{ VS } \alpha_{\text{mani } 21}$	0,1699 *
$\alpha_{\text{NaCl } 6} \text{ VS } \alpha_{\text{NaCl } 9}$	0,0189 ns	$\alpha_{\text{mani } 6} \text{ VS } \alpha_{\text{mani } 9}$	0,0049 *
$\alpha_{\text{NaCl } 6} \text{ VS } \alpha_{\text{NaCl } 12}$	0,0173 ns	$\alpha_{\text{mani } 6} \text{ VS } \alpha_{\text{mani } 12}$	0,0320 *
$\alpha_{\text{NaCl } 6} \text{ VS } \alpha_{\text{NaCl } 15}$	0,0173 ns	$\alpha_{\text{mani } 6} \text{ VS } \alpha_{\text{mani } 15}$	0,0522 *
$\alpha_{\text{NaCl } 6} \text{ VS } \alpha_{\text{NaCl } 18}$	0,0344 *	$\alpha_{\text{mani } 6} \text{ VS } \alpha_{\text{mani } 18}$	0,0960 *
$\alpha_{\text{NaCl } 6} \text{ VS } \alpha_{\text{NaCl } 21}$	0,0405 *	$\alpha_{\text{mani } 6} \text{ VS } \alpha_{\text{mani } 21}$	0,1129 *
$\alpha_{\text{NaCl } 9} \text{ VS } \alpha_{\text{NaCl } 12}$	0,0617 *	$\alpha_{\text{mani } 9} \text{ VS } \alpha_{\text{mani } 12}$	0,0271 *
$\alpha_{\text{NaCl } 9} \text{ VS } \alpha_{\text{NaCl } 15}$	-0,0016 ns	$\alpha_{\text{mani } 9} \text{ VS } \alpha_{\text{mani } 15}$	0,0472 *
$\alpha_{\text{NaCl } 9} \text{ VS } \alpha_{\text{NaCl } 18}$	0,0155 ns	$\alpha_{\text{mani } 9} \text{ VS } \alpha_{\text{mani } 18}$	0,0910 *
$\alpha_{\text{NaCl } 9} \text{ VS } \alpha_{\text{NaCl } 21}$	0,0216 ns	$\alpha_{\text{mani } 9} \text{ VS } \alpha_{\text{mani } 21}$	0,1079 *
$\alpha_{\text{NaCl } 12} \text{ VS } \alpha_{\text{NaCl } 15}$	0,0427 *	$\alpha_{\text{mani } 12} \text{ VS } \alpha_{\text{mani } 15}$	0,0202 ns
$\alpha_{\text{NaCl } 12} \text{ VS } \alpha_{\text{NaCl } 18}$	0,0171 ns	$\alpha_{\text{mani } 12} \text{ VS } \alpha_{\text{mani } 18}$	0,0639 *
$\alpha_{\text{NaCl } 12} \text{ VS } \alpha_{\text{NaCl } 21}$	0,0232 ns	$\alpha_{\text{mani } 12} \text{ VS } \alpha_{\text{mani } 21}$	0,0809 *
$\alpha_{\text{NaCl } 15} \text{ VS } \alpha_{\text{NaCl } 18}$	0,0061 ns	$\alpha_{\text{mani } 15} \text{ VS } \alpha_{\text{mani } 18}$	0,0438 *
$\alpha_{\text{NaCl } 15} \text{ VS } \alpha_{\text{NaCl } 21}$	0,0273 *	$\alpha_{\text{mani } 15} \text{ VS } \alpha_{\text{mani } 21}$	0,0607 *
$\alpha_{\text{NaCl } 18} \text{ VS } \alpha_{\text{NaCl } 21}$	0,0212 ns	$\alpha_{\text{mani } 18} \text{ VS } \alpha_{\text{mani } 21}$	0,0169 ns

$\Delta_{(\alpha=0,05)} = 0,0252$

Tabela 9 - Resultados do teste de Tukey para comparação de médias do parâmetro α , relativos aos potenciais em cada solução.

		conclusão	
Comparação	Valor do contraste	Comparação	Valor do
Pot. d. de soluções		Pot. d. de soluções	contraste
Pot. d. de 04-14-08 F		Pot. d. de 04-14-08 C	
$\alpha_{04-14-08 F 0}$ VS $\alpha_{04-14-08 F 3}$	0,0429 *	$\alpha_{04-14-08 C 0}$ VS $\alpha_{04-14-08 C 3}$	-0,0171 ns
$\alpha_{04-14-08 F 0}$ VS $\alpha_{04-14-08 F 6}$	0,0556 *	$\alpha_{04-14-08 C 0}$ VS $\alpha_{04-14-08 C 6}$	-0,0103 ns
$\alpha_{04-14-08 F 0}$ VS $\alpha_{04-14-08 F 9}$	0,0811 *	$\alpha_{04-14-08 C 0}$ VS $\alpha_{04-14-08 C 9}$	0,0131 ns
$\alpha_{04-14-08 F 0}$ VS $\alpha_{04-14-08 F 12}$	0,0990 *	$\alpha_{04-14-08 C 0}$ VS $\alpha_{04-14-08 C 12}$	0,0552 *
$\alpha_{04-14-08 F 0}$ VS $\alpha_{04-14-08 F 15}$	0,0974 *	$\alpha_{04-14-08 C 0}$ VS $\alpha_{04-14-08 C 15}$	0,0559 *
$\alpha_{04-14-08 F 0}$ VS $\alpha_{04-14-08 F 18}$	0,0985 *	$\alpha_{04-14-08 C 0}$ VS $\alpha_{04-14-08 C 18}$	0,0618 *
$\alpha_{04-14-08 F 0}$ VS $\alpha_{04-14-08 F 21}$	0,1118 *	$\alpha_{04-14-08 C 0}$ VS $\alpha_{04-14-08 C 21}$	0,0636 *
$\alpha_{04-14-08 F 3}$ VS $\alpha_{04-14-08 F 6}$	0,0127 ns	$\alpha_{04-14-08 C 3}$ VS $\alpha_{04-14-08 C 6}$	0,0068 ns
$\alpha_{04-14-08 F 3}$ VS $\alpha_{04-14-08 F 9}$	0,0382 *	$\alpha_{04-14-08 C 3}$ VS $\alpha_{04-14-08 C 9}$	0,0302 *
$\alpha_{04-14-08 F 3}$ VS $\alpha_{04-14-08 F 12}$	0,0560 *	$\alpha_{04-14-08 C 3}$ VS $\alpha_{04-14-08 C 12}$	0,0723 *
$\alpha_{04-14-08 F 3}$ VS $\alpha_{04-14-08 F 15}$	0,0545 *	$\alpha_{04-14-08 C 3}$ VS $\alpha_{04-14-08 C 15}$	0,0730 *
$\alpha_{04-14-08 F 3}$ VS $\alpha_{04-14-08 F 18}$	0,0556 *	$\alpha_{04-14-08 C 3}$ VS $\alpha_{04-14-08 C 18}$	0,0789 *
$\alpha_{04-14-08 F 3}$ VS $\alpha_{04-14-08 F 21}$	0,0688 *	$\alpha_{04-14-08 C 3}$ VS $\alpha_{04-14-08 C 21}$	0,0807 *
$\alpha_{04-14-08 F 6}$ VS $\alpha_{04-14-08 F 9}$	0,0255 *	$\alpha_{04-14-08 C 6}$ VS $\alpha_{04-14-08 C 9}$	0,0233 ns
$\alpha_{04-14-08 F 6}$ VS $\alpha_{04-14-08 F 12}$	0,0433 *	$\alpha_{04-14-08 C 6}$ VS $\alpha_{04-14-08 C 12}$	0,0656 *
$\alpha_{04-14-08 F 6}$ VS $\alpha_{04-14-08 F 15}$	0,0418 *	$\alpha_{04-14-08 C 6}$ VS $\alpha_{04-14-08 C 15}$	0,0662 *
$\alpha_{04-14-08 F 6}$ VS $\alpha_{04-14-08 F 18}$	0,0429 *	$\alpha_{04-14-08 C 6}$ VS $\alpha_{04-14-08 C 18}$	0,0721 *
$\alpha_{04-14-08 F 6}$ VS $\alpha_{04-14-08 F 21}$	0,0562 *	$\alpha_{04-14-08 C 6}$ VS $\alpha_{04-14-08 C 21}$	0,0739 *
$\alpha_{04-14-08 F 9}$ VS $\alpha_{04-14-08 F 12}$	0,0178 ns	$\alpha_{04-14-08 C 9}$ VS $\alpha_{04-14-08 C 12}$	0,0421 *
$\alpha_{04-14-08 F 9}$ VS $\alpha_{04-14-08 F 15}$	0,0163 ns	$\alpha_{04-14-08 C 9}$ VS $\alpha_{04-14-08 C 15}$	0,0428 *
$\alpha_{04-14-08 F 9}$ VS $\alpha_{04-14-08 F 18}$	0,0174 ns	$\alpha_{04-14-08 C 9}$ VS $\alpha_{04-14-08 C 18}$	0,0487 *
$\alpha_{04-14-08 F 9}$ VS $\alpha_{04-14-08 F 21}$	0,0306 ns	$\alpha_{04-14-08 C 9}$ VS $\alpha_{04-14-08 C 21}$	0,0506 *
$\alpha_{04-14-08 F 12}$ VS $\alpha_{04-14-08 F 15}$	-0,0016 ns	$\alpha_{04-14-08 C 12}$ VS $\alpha_{04-14-08 C 15}$	0,0006 ns
$\alpha_{04-14-08 F 12}$ VS $\alpha_{04-14-08 F 18}$	-0,0004 ns	$\alpha_{04-14-08 C 12}$ VS $\alpha_{04-14-08 C 18}$	0,0066 ns
$\alpha_{04-14-08 F 12}$ VS $\alpha_{04-14-08 F 21}$	0,0128 ns	$\alpha_{04-14-08 C 12}$ VS $\alpha_{04-14-08 C 21}$	0,0084 ns
$\alpha_{04-14-08 F 15}$ VS $\alpha_{04-14-08 F 18}$	0,0011 ns	$\alpha_{04-14-08 C 15}$ VS $\alpha_{04-14-08 C 18}$	0,0059 ns
$\alpha_{04-14-08 F 15}$ VS $\alpha_{04-14-08 F 21}$	0,0144 ns	$\alpha_{04-14-08 C 15}$ VS $\alpha_{04-14-08 C 21}$	0,0078 ns
$\alpha_{04-14-08 F 18}$ VS $\alpha_{04-14-08 F 21}$	0,0132 ns	$\alpha_{04-14-08 C 18}$ VS $\alpha_{04-14-08 C 21}$	0,0018 ns
$\Delta_{(\alpha=0,05)} = 0,0252$			

Tabela 10 - Resultados do teste de Tukey para comparação de médias do parâmetro β relativos às soluções em cada potencial.

Comparação	Valor do contraste	Comparação	Valor do contraste
Sol. d. de potenciais		Sol. d. de potenciais	
Sol. d. do pot. 0		Sol. d. do pot. 12	
β_{NaCl} vs β_{manitol}	0,0148 ns	β_{NaCl} vs β_{manitol}	-0,0273 ns
β_{NaCl} vs $\beta_{04-14-08 \text{ F}}$	-0,3924 *	β_{NaCl} vs $\beta_{04-14-08 \text{ F}}$	-0,2922 *
β_{NaCl} vs $\beta_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,4284 *	β_{NaCl} vs $\beta_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,3405 *
β_{manitol} vs $\beta_{04-14-08 \text{ F}}$	-0,4072 *	β_{manitol} vs $\beta_{04-14-08 \text{ F}}$	-0,2648 *
β_{manitol} vs $\beta_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,4432 *	β_{manitol} vs $\beta_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,3132 *
$\beta_{04-14-08 \text{ F}}$ vs $\beta_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,0359 ns	$\beta_{04-14-08 \text{ F}}$ vs $\beta_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,0484 ns
Sol. d. do pot. 3		Sol. d. do pot. 15	
β_{NaCl} vs β_{manitol}	-0,0182 ns	β_{NaCl} vs β_{manitol}	-0,1340 *
β_{NaCl} vs $\beta_{04-14-08 \text{ F}}$	-0,4667 *	β_{NaCl} vs $\beta_{04-14-08 \text{ F}}$	-0,2527 *
β_{NaCl} vs $\beta_{04-14-08 \text{ C}}$	0,4189 *	β_{NaCl} vs $\beta_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,3151 *
β_{manitol} vs $\beta_{04-14-08 \text{ F}}$	-0,4485 *	β_{manitol} vs $\beta_{04-14-08 \text{ F}}$	-0,1187 *
β_{manitol} vs $\beta_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,4007 *	β_{manitol} vs $\beta_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,1811 *
$\beta_{04-14-08 \text{ F}}$ vs $\beta_{04-14-08 \text{ C}}$	0,0478 ns	$\beta_{04-14-08 \text{ F}}$ vs $\beta_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,0624 ns
Sol. d. do pot. 6		Sol. d. do pot. 18	
β_{NaCl} vs β_{manitol}	0,0424 ns	β_{NaCl} vs β_{manitol}	-0,0206 ns
β_{NaCl} vs $\beta_{04-14-08 \text{ F}}$	-0,4158 *	β_{NaCl} vs $\beta_{04-14-08 \text{ F}}$	-0,2118 *
β_{NaCl} vs $\beta_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,4103 *	β_{NaCl} vs $\beta_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,3074 *
β_{manitol} vs $\beta_{04-14-08 \text{ F}}$	-0,4582 *	β_{manitol} vs $\beta_{04-14-08 \text{ F}}$	-0,1912 *
β_{manitol} vs $\beta_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,4527 *	β_{manitol} vs $\beta_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,2868 *
$\beta_{04-14-08 \text{ F}}$ vs $\beta_{04-14-08 \text{ C}}$	0,0055 ns	$\beta_{04-14-08 \text{ F}}$ vs $\beta_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,0956 ns
Sol. d. do pot. 9		Sol. d. do pot. 21	
β_{NaCl} vs β_{manitol}	0,0022 ns	β_{NaCl} vs β_{manitol}	0,0032 ns
β_{NaCl} vs $\beta_{04-14-08 \text{ F}}$	-0,3664 *	β_{NaCl} vs $\beta_{04-14-08 \text{ F}}$	-0,2278 *
β_{NaCl} vs $\beta_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,3711 *	β_{NaCl} vs $\beta_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,2660 *
β_{manitol} vs $\beta_{04-14-08 \text{ F}}$	-0,3687 *	β_{manitol} vs $\beta_{04-14-08 \text{ F}}$	-0,2309 *
β_{manitol} vs $\beta_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,3733 *	β_{manitol} vs $\beta_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,2692 *
$\beta_{04-14-08 \text{ F}}$ vs $\beta_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,0047 ns	$\beta_{04-14-08 \text{ F}}$ vs $\beta_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,0382 ns

$\Delta_{(\alpha=0,05)} = 0,1060$

Tabela 11 - Resultados do teste de Tukey para comparação de médias do parâmetro β , relativos aos potenciais em cada solução.

		continua	
Comparação	Valor do contraste	Comparação	Valor do
Pot. d. de soluções		Pot. d. de soluções	contraste
Pot. d. de NaCl		Pot. d. de manitol	
$\beta_{\text{NaCl } 0} \text{ vs } \beta_{\text{NaCl } 3}$	0,0082 ns	$\beta_{\text{manitol } 0} \text{ vs } \beta_{\text{manitol } 3}$	-0,0248 ns
$\beta_{\text{NaCl } 0} \text{ vs } \beta_{\text{NaCl } 6}$	-0,0004 ns	$\beta_{\text{manitol } 0} \text{ vs } \beta_{\text{manitol } 6}$	0,0272 ns
$\beta_{\text{NaCl } 0} \text{ vs } \beta_{\text{NaCl } 9}$	-0,0317 ns	$\beta_{\text{manitol } 0} \text{ vs } \beta_{\text{manitol } 9}$	-0,0443 ns
$\beta_{\text{NaCl } 0} \text{ vs } \beta_{\text{NaCl } 12}$	-0,0403 ns	$\beta_{\text{manitol } 0} \text{ vs } \beta_{\text{manitol } 12}$	-0,0825 ns
$\beta_{\text{NaCl } 0} \text{ vs } \beta_{\text{NaCl } 15}$	-0,0490 ns	$\beta_{\text{manitol } 0} \text{ vs } \beta_{\text{manitol } 15}$	-0,1978 *
$\beta_{\text{NaCl } 0} \text{ vs } \beta_{\text{NaCl } 18}$	-0,0558 ns	$\beta_{\text{manitol } 0} \text{ vs } \beta_{\text{manitol } 18}$	-0,0912 ns
$\beta_{\text{NaCl } 0} \text{ vs } \beta_{\text{NaCl } 21}$	-0,0461 ns	$\beta_{\text{manitol } 0} \text{ vs } \beta_{\text{manitol } 21}$	-0,0578 ns
$\beta_{\text{NaCl } 3} \text{ vs } \beta_{\text{NaCl } 6}$	-0,0086 ns	$\beta_{\text{manitol } 3} \text{ vs } \beta_{\text{manitol } 6}$	0,0519 ns
$\beta_{\text{NaCl } 3} \text{ vs } \beta_{\text{NaCl } 9}$	-0,0399 ns	$\beta_{\text{manitol } 3} \text{ vs } \beta_{\text{manitol } 9}$	-0,0196 ns
$\beta_{\text{NaCl } 3} \text{ vs } \beta_{\text{NaCl } 12}$	-0,0486 ns	$\beta_{\text{manitol } 3} \text{ vs } \beta_{\text{manitol } 12}$	-0,0578 ns
$\beta_{\text{NaCl } 3} \text{ vs } \beta_{\text{NaCl } 15}$	-0,0572 ns	$\beta_{\text{manitol } 3} \text{ vs } \beta_{\text{manitol } 15}$	-0,1730 *
$\beta_{\text{NaCl } 3} \text{ vs } \beta_{\text{NaCl } 18}$	-0,0640 ns	$\beta_{\text{manitol } 3} \text{ vs } \beta_{\text{manitol } 18}$	-0,0665 ns
$\beta_{\text{NaCl } 3} \text{ vs } \beta_{\text{NaCl } 21}$	-0,0543 ns	$\beta_{\text{manitol } 3} \text{ vs } \beta_{\text{manitol } 21}$	-0,0330 ns
$\beta_{\text{NaCl } 6} \text{ vs } \beta_{\text{NaCl } 9}$	-0,0314 ns	$\beta_{\text{manitol } 6} \text{ vs } \beta_{\text{manitol } 9}$	-0,0716 ns
$\beta_{\text{NaCl } 6} \text{ vs } \beta_{\text{NaCl } 12}$	-0,0399 ns	$\beta_{\text{manitol } 6} \text{ vs } \beta_{\text{manitol } 12}$	-0,1097 ns
$\beta_{\text{NaCl } 6} \text{ vs } \beta_{\text{NaCl } 15}$	-0,0486 ns	$\beta_{\text{manitol } 6} \text{ vs } \beta_{\text{manitol } 15}$	-0,2250 *
$\beta_{\text{NaCl } 6} \text{ vs } \beta_{\text{NaCl } 18}$	-0,0555 ns	$\beta_{\text{manitol } 6} \text{ vs } \beta_{\text{manitol } 18}$	-0,1185 ns
$\beta_{\text{NaCl } 6} \text{ vs } \beta_{\text{NaCl } 21}$	-0,0458 ns	$\beta_{\text{manitol } 6} \text{ vs } \beta_{\text{manitol } 21}$	-0,0849 ns
$\beta_{\text{NaCl } 9} \text{ vs } \beta_{\text{NaCl } 12}$	-0,0086 ns	$\beta_{\text{manitol } 9} \text{ vs } \beta_{\text{manitol } 12}$	-0,0382 ns
$\beta_{\text{NaCl } 9} \text{ vs } \beta_{\text{NaCl } 15}$	-0,0173 ns	$\beta_{\text{manitol } 9} \text{ vs } \beta_{\text{manitol } 15}$	-0,1535 *
$\beta_{\text{NaCl } 9} \text{ vs } \beta_{\text{NaCl } 18}$	-0,0241 ns	$\beta_{\text{manitol } 9} \text{ vs } \beta_{\text{manitol } 18}$	-0,0469 ns
$\beta_{\text{NaCl } 9} \text{ vs } \beta_{\text{NaCl } 21}$	-0,0144 ns	$\beta_{\text{manitol } 9} \text{ vs } \beta_{\text{manitol } 21}$	-0,0134 ns
$\beta_{\text{NaCl } 12} \text{ vs } \beta_{\text{NaCl } 15}$	-0,0087 ns	$\beta_{\text{manitol } 12} \text{ vs } \beta_{\text{manitol } 15}$	-0,1153 ns
$\beta_{\text{NaCl } 12} \text{ vs } \beta_{\text{NaCl } 18}$	-0,0155 ns	$\beta_{\text{manitol } 12} \text{ vs } \beta_{\text{manitol } 18}$	-0,0088 ns
$\beta_{\text{NaCl } 12} \text{ vs } \beta_{\text{NaCl } 21}$	-0,0058 ns	$\beta_{\text{manitol } 12} \text{ vs } \beta_{\text{manitol } 21}$	0,0248 ns
$\beta_{\text{NaCl } 15} \text{ vs } \beta_{\text{NaCl } 18}$	-0,0068 ns	$\beta_{\text{manitol } 15} \text{ vs } \beta_{\text{manitol } 18}$	0,1065 ns
$\beta_{\text{NaCl } 15} \text{ vs } \beta_{\text{NaCl } 21}$	0,0029 ns	$\beta_{\text{manitol } 15} \text{ vs } \beta_{\text{manitol } 21}$	0,1400 *
$\beta_{\text{NaCl } 18} \text{ vs } \beta_{\text{NaCl } 21}$	0,0097 ns	$\beta_{\text{manitol } 18} \text{ vs } \beta_{\text{manitol } 21}$	0,0335 ns
D.M.S _($\alpha=0,05$) = 0,1265			

Tabela 11 - Resultados do teste de Tukey para comparação de médias do parâmetro β , relativos aos potenciais em cada solução.

		conclusão	
Comparação	Valor do contraste	Comparação	Valor do
Pot. d. soluções		Pot. d. de soluções	contraste
Pot. d. de 04-14-08 F		Pot. d. de 04-14-08 C	
$\beta_{04-14-08 F 0}$ vs $\beta_{04-14-08 F 3}$	-0,0660 ns	$\beta_{04-14-08 C 0}$ vs $\beta_{04-14-08 C 3}$	0,0177 ns
$\beta_{04-14-08 F 0}$ vs $\beta_{04-14-08 F 6}$	-0,0237 ns	$\beta_{04-14-08 C 0}$ vs $\beta_{04-14-08 C 6}$	0,0177 ns
$\beta_{04-14-08 F 0}$ vs $\beta_{04-14-08 F 9}$	-0,0058 ns	$\beta_{04-14-08 C 0}$ vs $\beta_{04-14-08 C 9}$	0,0255 ns
$\beta_{04-14-08 F 0}$ vs $\beta_{04-14-08 F 12}$	0,0599 ns	$\beta_{04-14-08 C 0}$ vs $\beta_{04-14-08 C 12}$	0,0475 ns
$\beta_{04-14-08 F 0}$ vs $\beta_{04-14-08 F 15}$	0,0907 ns	$\beta_{04-14-08 C 0}$ vs $\beta_{04-14-08 C 15}$	0,0643 ns
$\beta_{04-14-08 F 0}$ vs $\beta_{04-14-08 F 18}$	0,1248 ns	$\beta_{04-14-08 C 0}$ vs $\beta_{04-14-08 C 18}$	0,0651 ns
$\beta_{04-14-08 F 0}$ vs $\beta_{04-14-08 F 21}$	0,1185 ns	$\beta_{04-14-08 C 0}$ vs $\beta_{04-14-08 C 21}$	0,1162 ns
$\beta_{04-14-08 F 3}$ vs $\beta_{04-14-08 F 6}$	0,0423 ns	$\beta_{04-14-08 C 3}$ vs $\beta_{04-14-08 C 6}$	0,0000 ns
$\beta_{04-14-08 F 3}$ vs $\beta_{04-14-08 F 9}$	0,0603 ns	$\beta_{04-14-08 C 3}$ vs $\beta_{04-14-08 C 9}$	0,0078 ns
$\beta_{04-14-08 F 3}$ vs $\beta_{04-14-08 F 12}$	0,1259 ns	$\beta_{04-14-08 C 3}$ vs $\beta_{04-14-08 C 12}$	0,0298 ns
$\beta_{04-14-08 F 3}$ vs $\beta_{04-14-08 F 15}$	0,1568 *	$\beta_{04-14-08 C 3}$ vs $\beta_{04-14-08 C 15}$	0,0465 ns
$\beta_{04-14-08 F 3}$ vs $\beta_{04-14-08 F 18}$	0,1908 *	$\beta_{04-14-08 C 3}$ vs $\beta_{04-14-08 C 18}$	0,0474 ns
$\beta_{04-14-08 F 3}$ vs $\beta_{04-14-08 F 21}$	0,1846 *	$\beta_{04-14-08 C 3}$ vs $\beta_{04-14-08 C 21}$	0,0984 ns
$\beta_{04-14-08 F 6}$ vs $\beta_{04-14-08 F 9}$	0,0179 ns	$\beta_{04-14-08 C 6}$ vs $\beta_{04-14-08 C 9}$	0,0077 ns
$\beta_{04-14-08 F 6}$ vs $\beta_{04-14-08 F 12}$	0,0836 ns	$\beta_{04-14-08 C 6}$ vs $\beta_{04-14-08 C 12}$	0,0297 ns
$\beta_{04-14-08 F 6}$ vs $\beta_{04-14-08 F 15}$	0,1144 ns	$\beta_{04-14-08 C 6}$ vs $\beta_{04-14-08 C 15}$	0,0465 ns
$\beta_{04-14-08 F 6}$ vs $\beta_{04-14-08 F 18}$	0,1484 *	$\beta_{04-14-08 C 6}$ vs $\beta_{04-14-08 C 18}$	0,0474 ns
$\beta_{04-14-08 F 6}$ vs $\beta_{04-14-08 F 21}$	0,1422 *	$\beta_{04-14-08 C 6}$ vs $\beta_{04-14-08 C 21}$	0,0985 ns
$\beta_{04-14-08 F 9}$ vs $\beta_{04-14-08 F 12}$	0,0657 ns	$\beta_{04-14-08 C 9}$ vs $\beta_{04-14-08 C 12}$	0,0219 ns
$\beta_{04-14-08 F 9}$ vs $\beta_{04-14-08 F 15}$	0,0965 ns	$\beta_{04-14-08 C 9}$ vs $\beta_{04-14-08 C 15}$	0,0388 ns
$\beta_{04-14-08 F 9}$ vs $\beta_{04-14-08 F 18}$	0,1305 *	$\beta_{04-14-08 C 9}$ vs $\beta_{04-14-08 C 18}$	0,0396 ns
$\beta_{04-14-08 F 9}$ vs $\beta_{04-14-08 F 21}$	0,1243 ns	$\beta_{04-14-08 C 9}$ vs $\beta_{04-14-08 C 21}$	0,0907 ns
$\beta_{04-14-08 F 12}$ vs $\beta_{04-14-08 F 15}$	0,0307 ns	$\beta_{04-14-08 C 12}$ vs $\beta_{04-14-08 C 15}$	0,0168 ns
$\beta_{04-14-08 F 12}$ vs $\beta_{04-14-08 F 18}$	0,0648 ns	$\beta_{04-14-08 C 12}$ vs $\beta_{04-14-08 C 18}$	0,0176 ns
$\beta_{04-14-08 F 12}$ vs $\beta_{04-14-08 F 21}$	0,0586 ns	$\beta_{04-14-08 C 12}$ vs $\beta_{04-14-08 C 21}$	0,0687 ns
$\beta_{04-14-08 F 15}$ vs $\beta_{04-14-08 F 18}$	0,0340 ns	$\beta_{04-14-08 C 15}$ vs $\beta_{04-14-08 C 18}$	0,0009 ns
$\beta_{04-14-08 F 15}$ vs $\beta_{04-14-08 F 21}$	0,0278 ns	$\beta_{04-14-08 C 15}$ vs $\beta_{04-14-08 C 21}$	0,0519 ns
$\beta_{04-14-08 F 18}$ vs $\beta_{04-14-08 F 21}$	-0,0062 ns	$\beta_{04-14-08 C 18}$ vs $\beta_{04-14-08 C 21}$	0,0511 ns

$$\Delta_{(\alpha=0,05)} = 0,1265$$

Tabela 12 - Resultados do teste de Tukey para comparação de médias do parâmetro γ relativos às soluções em cada potencial.

Comparação	Valor do contraste	Comparação	Valor do contraste
Sol. d. de potenciais		Sol. d. de potenciais	
Sol. d. do pot. 0		Sol. d. do pot. 12	
γ_{NaCl} VS γ_{manitol}	-0,0113 ns	γ_{NaCl} VS γ_{manitol}	-0,0020 ns
γ_{NaCl} VS $\gamma_{04-14-08 \text{ F}}$	0,0484 *	γ_{NaCl} VS $\gamma_{04-14-08 \text{ F}}$	0,0150 ns
γ_{NaCl} VS $\gamma_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,0007 ns	γ_{NaCl} VS $\gamma_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,0068 ns
γ_{manitol} VS $\gamma_{04-14-08 \text{ F}}$	0,0597 *	γ_{manitol} VS $\gamma_{04-14-08 \text{ F}}$	0,0171 ns
γ_{manitol} VS $\gamma_{04-14-08 \text{ C}}$	0,0106 ns	γ_{manitol} VS $\gamma_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,0047 ns
$\gamma_{04-14-08 \text{ F}}$ VS $\gamma_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,0491 *	$\gamma_{04-14-08 \text{ F}}$ VS $\gamma_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,0218 ns
Sol. d. do pot. 3		Sol. d. do pot. 15	
γ_{NaCl} VS γ_{manitol}	0,0377 ns	γ_{NaCl} VS γ_{manitol}	-0,0136 ns
γ_{NaCl} VS $\gamma_{04-14-08 \text{ F}}$	0,0831 *	γ_{NaCl} VS $\gamma_{04-14-08 \text{ F}}$	0,0154 ns
γ_{NaCl} VS $\gamma_{04-14-08 \text{ C}}$	0,0455 *	γ_{NaCl} VS $\gamma_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,0007 ns
γ_{manitol} VS $\gamma_{04-14-08 \text{ F}}$	0,0420 *	γ_{manitol} VS $\gamma_{04-14-08 \text{ F}}$	0,0289 ns
γ_{manitol} VS $\gamma_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,0035 ns	γ_{manitol} VS $\gamma_{04-14-08 \text{ C}}$	0,0129 ns
$\gamma_{04-14-08 \text{ F}}$ VS $\gamma_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,4412 ns	$\gamma_{04-14-08 \text{ F}}$ VS $\gamma_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,0161 ns
Sol. d. do pot. 6		Sol. d. do pot. 18	
γ_{NaCl} VS γ_{manitol}	-0,0118 ns	γ_{NaCl} VS γ_{manitol}	-0,0320 ns
γ_{NaCl} VS $\gamma_{04-14-08 \text{ F}}$	0,0617 *	γ_{NaCl} VS $\gamma_{04-14-08 \text{ F}}$	0,0149 ns
γ_{NaCl} VS $\gamma_{04-14-08 \text{ C}}$	0,0695 *	γ_{NaCl} VS $\gamma_{04-14-08 \text{ C}}$	0,0059 ns
γ_{manitol} VS $\gamma_{04-14-08 \text{ F}}$	0,0735 *	γ_{manitol} VS $\gamma_{04-14-08 \text{ F}}$	0,0469 *
γ_{manitol} VS $\gamma_{04-14-08 \text{ C}}$	0,0813 *	γ_{manitol} VS $\gamma_{04-14-08 \text{ C}}$	0,0379 ns
$\gamma_{04-14-08 \text{ F}}$ VS $\gamma_{04-14-08 \text{ C}}$	0,0078 ns	$\gamma_{04-14-08 \text{ F}}$ VS $\gamma_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,0091 ns
Sol. d. do pot. 9		Sol. d. do pot. 21	
γ_{NaCl} VS γ_{manitol}	0,0098 ns	γ_{NaCl} VS γ_{manitol}	-0,0303 ns
γ_{NaCl} VS $\gamma_{04-14-08 \text{ F}}$	0,0417 *	γ_{NaCl} VS $\gamma_{04-14-08 \text{ F}}$	0,0225 ns
γ_{NaCl} VS $\gamma_{04-14-08 \text{ C}}$	0,0471 *	γ_{NaCl} VS $\gamma_{04-14-08 \text{ C}}$	0,0172 ns
γ_{manitol} VS $\gamma_{04-14-08 \text{ F}}$	0,0319 ns	γ_{manitol} VS $\gamma_{04-14-08 \text{ F}}$	0,0528 *
γ_{manitol} VS $\gamma_{04-14-08 \text{ C}}$	0,0372 ns	γ_{manitol} VS $\gamma_{04-14-08 \text{ C}}$	0,0475 *
$\gamma_{04-14-08 \text{ F}}$ VS $\gamma_{04-14-08 \text{ C}}$	0,0053 ns	$\gamma_{04-14-08 \text{ F}}$ VS $\gamma_{04-14-08 \text{ C}}$	-0,0053 ns

$\Delta_{(\alpha=0,05)} = 0,0381$

Tabela 13 - Resultados do teste de Tukey para comparação de médias do parâmetro γ , relativos aos potenciais em cada solução.

continua

Comparação Pot. d. de soluções	Valor do contraste	Comparação Pot. d. de soluções	Valor do contraste
Pot. d. de NaCl		Pot. d. de manitol	
$\gamma_{\text{NaCl } 0}$ VS $\gamma_{\text{NaCl } 3}$	-0,0136 ns	$\gamma_{\text{manitol } 0}$ VS $\gamma_{\text{manitol } 3}$	0,0353 ns
$\gamma_{\text{NaCl } 0}$ VS $\gamma_{\text{NaCl } 6}$	-0,0038ns	$\gamma_{\text{manitol } 0}$ VS $\gamma_{\text{manitol } 6}$	-0,0043 ns
$\gamma_{\text{NaCl } 0}$ VS $\gamma_{\text{NaCl } 9}$	0,0114 ns	$\gamma_{\text{manitol } 0}$ VS $\gamma_{\text{manitol } 9}$	0,0325 ns
$\gamma_{\text{NaCl } 0}$ VS $\gamma_{\text{NaCl } 12}$	0,0329 ns	$\gamma_{\text{manitol } 0}$ VS $\gamma_{\text{manitol } 12}$	0,0421 ns
$\gamma_{\text{NaCl } 0}$ VS $\gamma_{\text{NaCl } 15}$	0,0424 ns	$\gamma_{\text{manitol } 0}$ VS $\gamma_{\text{manitol } 15}$	0,0401 ns
$\gamma_{\text{NaCl } 0}$ VS $\gamma_{\text{NaCl } 18}$	0,0567 *	$\gamma_{\text{manitol } 0}$ VS $\gamma_{\text{manitol } 18}$	0,0360 ns
$\gamma_{\text{NaCl } 0}$ VS $\gamma_{\text{NaCl } 21}$	0,0549 *	$\gamma_{\text{manitol } 0}$ VS $\gamma_{\text{manitol } 21}$	0,0360 ns
$\gamma_{\text{NaCl } 3}$ VS $\alpha_{\text{NaCl } 6}$	0,0098 ns	$\gamma_{\text{manitol } 3}$ VS $\alpha_{\text{manitol } 6}$	-0,0397 ns
$\gamma_{\text{NaCl } 3}$ VS $\gamma_{\text{NaCl } 9}$	0,0249 ns	$\alpha_{\text{manitol } 3}$ VS $\gamma_{\text{manitol } 9}$	-0,0028 ns
$\gamma_{\text{NaCl } 3}$ VS $\gamma_{\text{NaCl } 12}$	0,0465 *	$\gamma_{\text{manitol } 3}$ VS $\gamma_{\text{manitol } 12}$	0,0068 ns
$\gamma_{\text{NaCl } 3}$ VS $\gamma_{\text{NaCl } 15}$	0,0560 *	$\gamma_{\text{manitol } 3}$ VS $\gamma_{\text{manitol } 15}$	0,0048 ns
$\gamma_{\text{NaCl } 3}$ VS $\gamma_{\text{NaCl } 18}$	0,0703 *	$\gamma_{\text{manitol } 3}$ VS $\gamma_{\text{manitol } 18}$	0,0006 ns
$\gamma_{\text{NaCl } 3}$ VS $\gamma_{\text{NaCl } 21}$	0,0685 *	$\gamma_{\text{manitol } 3}$ VS $\gamma_{\text{manitol } 21}$	0,0005 ns
$\gamma_{\text{NaCl } 6}$ VS $\gamma_{\text{NaCl } 9}$	0,0151 ns	$\gamma_{\text{manitol } 6}$ VS $\gamma_{\text{manitol } 9}$	0,0368 ns
$\gamma_{\text{NaCl } 6}$ VS $\gamma_{\text{NaCl } 12}$	0,0367 ns	$\gamma_{\text{manitol } 6}$ VS $\gamma_{\text{manitol } 12}$	0,0464 *
$\gamma_{\text{NaCl } 6}$ VS $\gamma_{\text{NaCl } 15}$	0,0462 *	$\gamma_{\text{manitol } 6}$ VS $\gamma_{\text{manitol } 15}$	0,0444 ns
$\gamma_{\text{NaCl } 6}$ VS $\gamma_{\text{NaCl } 18}$	0,0605 *	$\gamma_{\text{manitol } 6}$ VS $\gamma_{\text{manitol } 18}$	0,0403 ns
$\gamma_{\text{NaCl } 6}$ VS $\gamma_{\text{NaCl } 21}$	0,0605 *	$\gamma_{\text{manitol } 6}$ VS $\gamma_{\text{manitol } 21}$	0,0402 ns
$\gamma_{\text{NaCl } 9}$ VS $\gamma_{\text{NaCl } 12}$	0,0215 ns	$\gamma_{\text{manitol } 9}$ VS $\gamma_{\text{manitol } 12}$	0,0096 ns
$\gamma_{\text{NaCl } 9}$ VS $\gamma_{\text{NaCl } 15}$	0,0311 ns	$\gamma_{\text{manitol } 9}$ VS $\gamma_{\text{manitol } 15}$	0,0076 ns
$\gamma_{\text{NaCl } 9}$ VS $\gamma_{\text{NaCl } 18}$	0,0454 ns	$\gamma_{\text{manitol } 9}$ VS $\gamma_{\text{manitol } 18}$	0,0035 ns
$\gamma_{\text{NaCl } 9}$ VS $\gamma_{\text{NaCl } 21}$	0,0436 ns	$\gamma_{\text{manitol } 9}$ VS $\gamma_{\text{manitol } 21}$	0,0033 ns
$\gamma_{\text{NaCl } 12}$ VS $\gamma_{\text{NaCl } 15}$	0,0095 ns	$\gamma_{\text{manitol } 12}$ VS $\gamma_{\text{manitol } 15}$	-0,0020 ns
$\gamma_{\text{NaCl } 12}$ VS $\gamma_{\text{NaCl } 18}$	0,0238 ns	$\gamma_{\text{manitol } 12}$ VS $\gamma_{\text{manitol } 18}$	-0,0061 ns
$\gamma_{\text{NaCl } 12}$ VS $\gamma_{\text{NaCl } 21}$	0,0220 ns	$\gamma_{\text{manitol } 12}$ VS $\gamma_{\text{manitol } 21}$	-0,0062 ns
$\gamma_{\text{NaCl } 15}$ VS $\gamma_{\text{NaCl } 18}$	0,0143 ns	$\gamma_{\text{manitol } 15}$ VS $\gamma_{\text{manitol } 18}$	-0,0041 ns
$\gamma_{\text{NaCl } 15}$ VS $\gamma_{\text{NaCl } 21}$	0,0125 ns	$\gamma_{\text{manitol } 15}$ VS $\gamma_{\text{manitol } 21}$	-0,0042 ns
$\gamma_{\text{NaCl } 18}$ VS $\gamma_{\text{NaCl } 21}$	-0,0018 ns	$\gamma_{\text{manitol } 18}$ VS $\gamma_{\text{manitol } 21}$	-0,0001 ns

$\Delta_{(\alpha=0,05)} = 0,0456$

Tabela 13 - Resultados do teste de Tukey para comparação de médias do parâmetro γ , relativos aos potenciais em cada solução.

Comparação	Valor do contraste	Comparação	conclusão
Pot. d. de soluções		Pot. d. de soluções	Valor do contraste
Pot. d. de 04-14-08 F		Pot. d. de 04-14-08 C	
$\gamma_{04-14-08 F 0}$ VS $\gamma_{04-14-08 F 3}$	0,0211 ns	$\gamma_{04-14-08 C 0}$ VS $\gamma_{04-14-08 C 3}$	0,0667 ns
$\gamma_{04-14-08 F 0}$ VS $\gamma_{04-14-08 F 6}$	0,0095 ns	$\gamma_{04-14-08 C 0}$ VS $\gamma_{04-14-08 C 6}$	0,0664 ns
$\gamma_{04-14-08 F 0}$ VS $\gamma_{04-14-08 F 9}$	0,0046 ns	$\gamma_{04-14-08 C 0}$ VS $\gamma_{04-14-08 C 9}$	0,0591 ns
$\gamma_{04-14-08 F 0}$ VS $\gamma_{04-14-08 F 12}$	-0,0005 ns	$\gamma_{04-14-08 C 0}$ VS $\gamma_{04-14-08 C 12}$	0,0268 ns
$\gamma_{04-14-08 F 0}$ VS $\gamma_{04-14-08 F 15}$	0,0094 ns	$\gamma_{04-14-08 C 0}$ VS $\gamma_{04-14-08 C 15}$	0,0424 ns
$\gamma_{04-14-08 F 0}$ VS $\gamma_{04-14-08 F 18}$	0,0233 ns	$\gamma_{04-14-08 C 0}$ VS $\gamma_{04-14-08 C 18}$	0,0633 *
$\gamma_{04-14-08 F 0}$ VS $\gamma_{04-14-08 F 21}$	0,0290 ns	$\gamma_{04-14-08 C 0}$ VS $\gamma_{04-14-08 C 21}$	0,0728 *
$\gamma_{04-14-08 F 3}$ VS $\alpha_{04-14-08 F 6}$	-0,0117 ns	$\gamma_{04-14-08 C 3}$ VS $\alpha_{04-14-08 C 6}$	-0,0004 ns
$\gamma_{04-14-08 F 3}$ VS $\gamma_{04-14-08 F 9}$	-0,0165 ns	$\alpha_{04-14-08 C 3}$ VS $\gamma_{04-14-08 C 9}$	-0,0076 ns
$\gamma_{04-14-08 F 3}$ VS $\gamma_{04-14-08 F 12}$	-0,0216 ns	$\gamma_{04-14-08 C 3}$ VS $\gamma_{04-14-08 C 12}$	-0,0399 ns
$\gamma_{04-14-08 F 3}$ VS $\gamma_{04-14-08 F 15}$	-0,0118 ns	$\gamma_{04-14-08 C 3}$ VS $\gamma_{04-14-08 C 15}$	-0,0244 ns
$\gamma_{04-14-08 F 3}$ VS $\gamma_{04-14-08 F 18}$	0,0222 ns	$\gamma_{04-14-08 C 3}$ VS $\gamma_{04-14-08 C 18}$	-0,0034 ns
$\gamma_{04-14-08 F 3}$ VS $\gamma_{04-14-08 F 21}$	0,0079 ns	$\gamma_{04-14-08 C 3}$ VS $\gamma_{04-14-08 C 21}$	0,0060 ns
$\gamma_{04-14-08 F 6}$ VS $\gamma_{04-14-08 F 9}$	-0,0048 ns	$\gamma_{04-14-08 C 6}$ VS $\gamma_{04-14-08 C 9}$	-0,0073 ns
$\gamma_{04-14-08 F 6}$ VS $\gamma_{04-14-08 F 12}$	-0,0099 ns	$\gamma_{04-14-08 C 6}$ VS $\gamma_{04-14-08 C 12}$	-0,0396 ns
$\gamma_{04-14-08 F 6}$ VS $\gamma_{04-14-08 F 15}$	-0,0001 ns	$\gamma_{04-14-08 C 6}$ VS $\gamma_{04-14-08 C 15}$	-0,0239 ns
$\gamma_{04-14-08 F 6}$ VS $\gamma_{04-14-08 F 18}$	0,0138 ns	$\gamma_{04-14-08 C 6}$ VS $\gamma_{04-14-08 C 18}$	-0,0031 ns
$\gamma_{04-14-08 F 6}$ VS $\gamma_{04-14-08 F 21}$	0,0195 ns	$\gamma_{04-14-08 C 6}$ VS $\gamma_{04-14-08 C 21}$	0,0064 ns
$\gamma_{04-14-08 F 9}$ VS $\gamma_{04-14-08 F 12}$	-0,0052 ns	$\gamma_{04-14-08 C 9}$ VS $\gamma_{04-14-08 C 12}$	-0,0323 ns
$\gamma_{04-14-08 F 9}$ VS $\gamma_{04-14-08 F 15}$	0,0047 ns	$\gamma_{04-14-08 C 9}$ VS $\gamma_{04-14-08 C 15}$	-0,0167 ns
$\gamma_{04-14-08 F 9}$ VS $\gamma_{04-14-08 F 18}$	0,0186 ns	$\gamma_{04-14-08 C 9}$ VS $\gamma_{04-14-08 C 18}$	0,0042 ns
$\gamma_{04-14-08 F 9}$ VS $\gamma_{04-14-08 F 21}$	0,0243 ns	$\gamma_{04-14-08 C 9}$ VS $\gamma_{04-14-08 C 21}$	0,0137 ns
$\gamma_{04-14-08 F 12}$ VS $\gamma_{04-14-08 F 15}$	0,0098 ns	$\gamma_{04-14-08 C 12}$ VS $\gamma_{04-14-08 C 15}$	0,0156 ns
$\gamma_{04-14-08 F 12}$ VS $\gamma_{04-14-08 F 18}$	0,0238 ns	$\gamma_{04-14-08 C 12}$ VS $\gamma_{04-14-08 C 18}$	0,0365 ns
$\gamma_{04-14-08 F 12}$ VS $\gamma_{04-14-08 F 21}$	0,0295 ns	$\gamma_{04-14-08 C 12}$ VS $\gamma_{04-14-08 C 21}$	0,0459 *
$\gamma_{04-14-08 F 15}$ VS $\gamma_{04-14-08 F 18}$	0,0139 ns	$\gamma_{04-14-08 C 15}$ VS $\gamma_{04-14-08 C 18}$	0,0209 ns
$\gamma_{04-14-08 F 15}$ VS $\gamma_{04-14-08 F 21}$	0,0196 ns	$\gamma_{04-14-08 C 15}$ VS $\gamma_{04-14-08 C 21}$	0,0304 ns
$\gamma_{04-14-08 F 18}$ VS $\gamma_{04-14-08 F 21}$	0,0057 ns	$\gamma_{04-14-08 C 18}$ VS $\gamma_{04-14-08 C 21}$	0,0095 ns

$$\Delta_{(\alpha=0,05)} = 0,0456$$

Observa-se que houve várias diferenças significativas nas comparações dos parâmetros α , β , e γ tanto para potenciais em cada solução quanto para soluções em cada potencial, revelando diferenças entre os fatores estudados.

A seguir são mostrados os gráficos referentes às soluções em cada potencial.

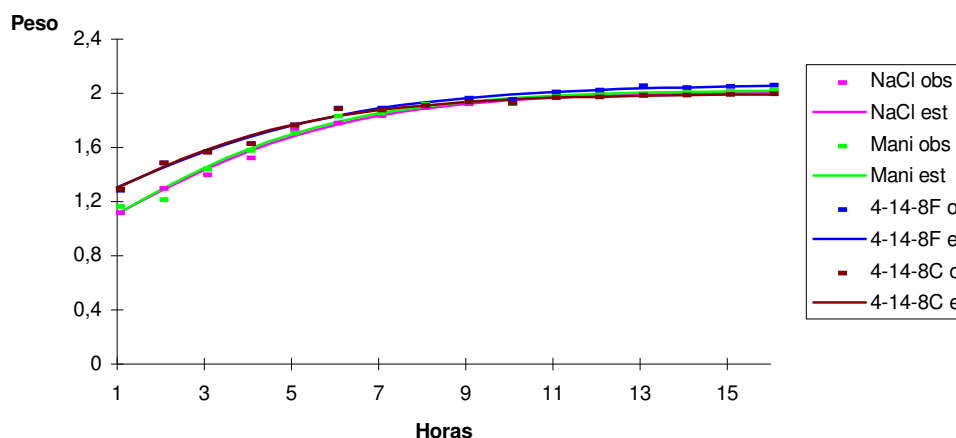


Gráfico 1 - Média dos valores observados e funções de crescimento médias ajustadas para o peso de matéria fresca de sementes (g) de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. carioca 80 SH para soluções dentro do potencial 0.

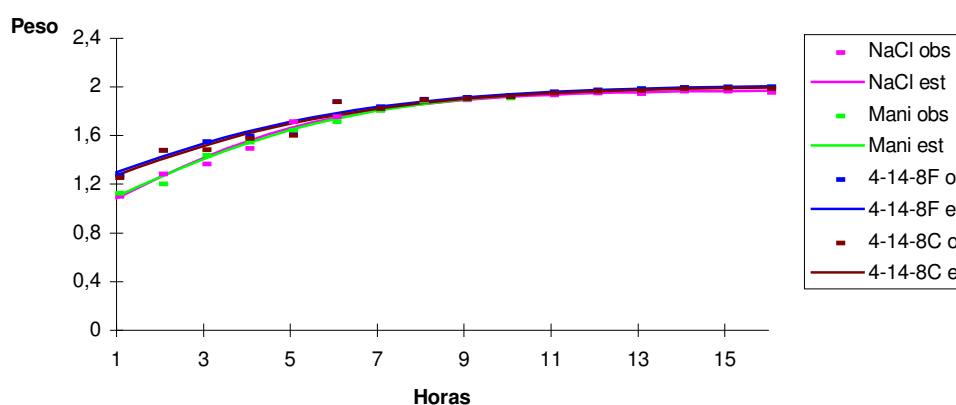


Gráfico 2 - Média dos valores observados e funções de crescimento médias ajustadas para o peso de matéria fresca de sementes (g) de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. carioca 80 SH para soluções dentro do potencial 3.

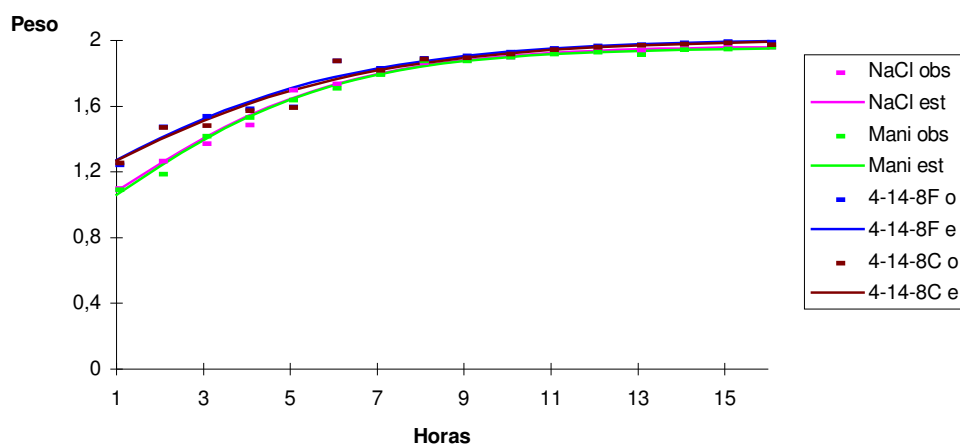


Gráfico 3 - Média dos valores observados e funções de crescimento médias ajustadas para o peso de matéria fresca de sementes (g) de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. Carioca 80 SH para soluções dentro do potencial 6.

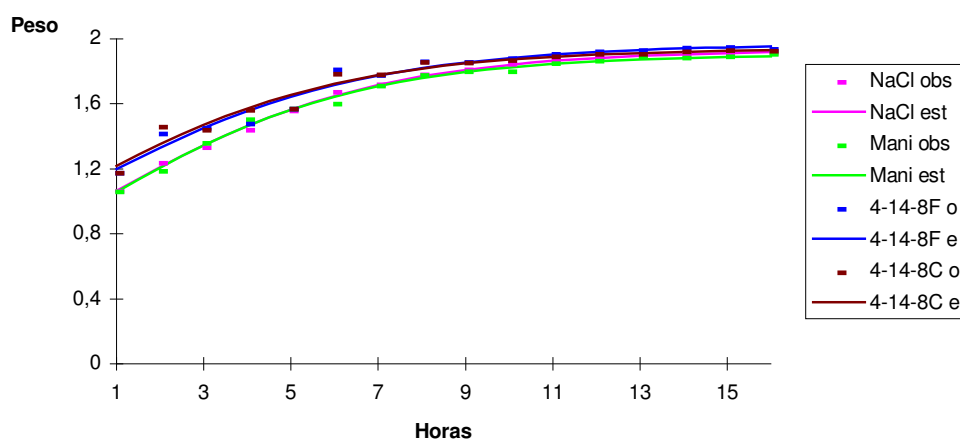


Gráfico 4 - Média dos valores observados e funções de crescimento médias ajustadas para o peso de matéria fresca de sementes (g) de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. Carioca 80 SH para soluções dentro do potencial 9.

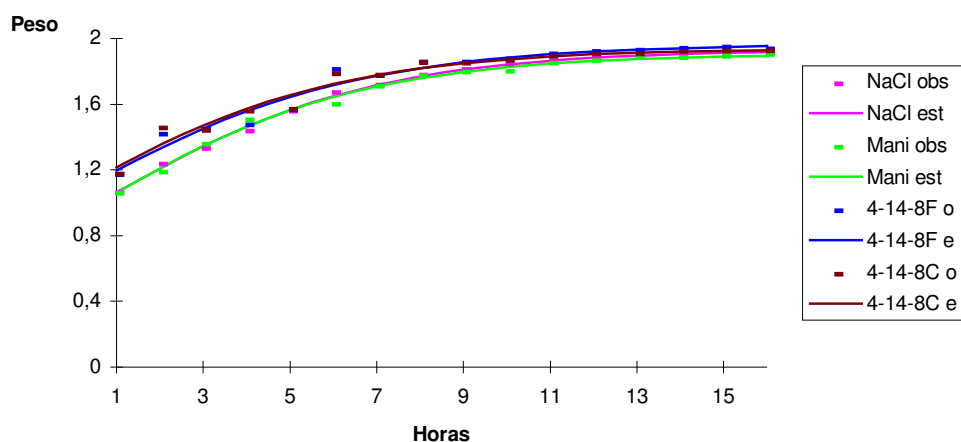


Gráfico 5 - Média dos valores observados e funções de crescimento médias ajustadas para o peso de matéria fresca de sementes (g) de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. Carioca 80 SH para soluções dentro do potencial 12.

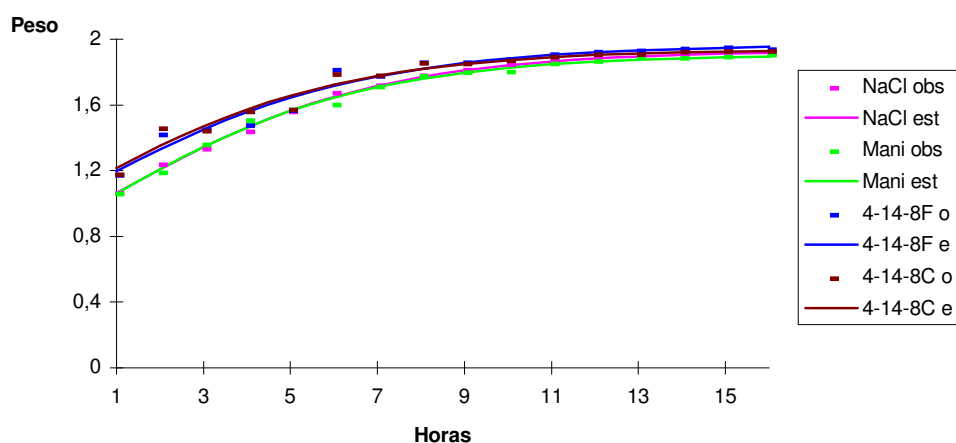


Gráfico 6 - Média dos valores observados e funções de crescimento médias ajustadas para o peso de matéria fresca de sementes (g) de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. Carioca 80 SH para soluções dentro do potencial 15.

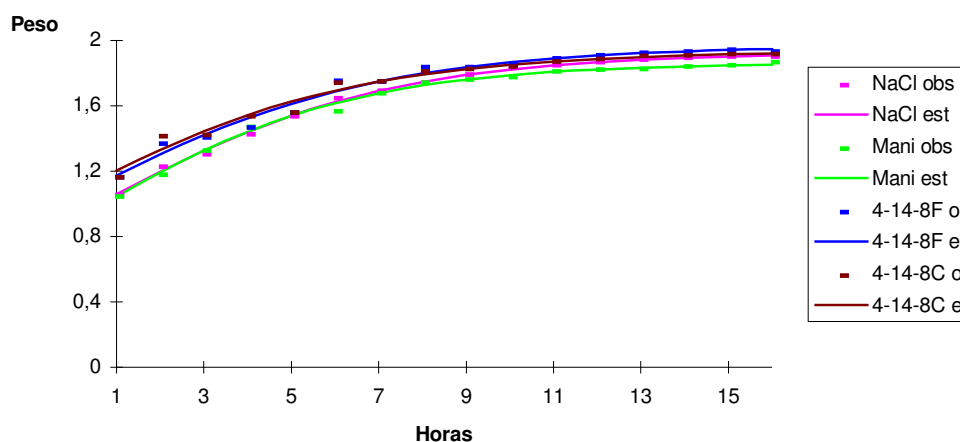


Gráfico 7 - Média dos valores observados e funções de crescimento médias ajustadas para o peso de matéria fresca de sementes (g) de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. Carioca 80 SH para soluções dentro do potencial 18.

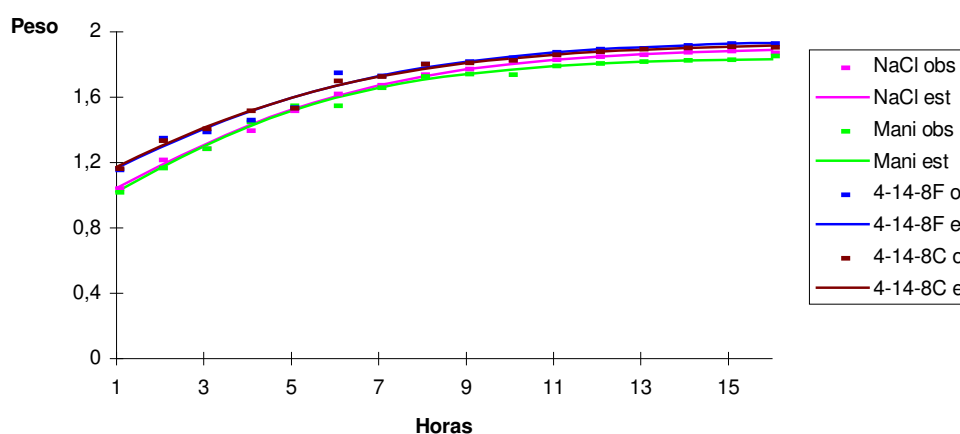


Gráfico 8 - Média dos valores observados e funções de crescimento médias ajustadas para o peso de matéria fresca de sementes (g) de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. Carioca 80 SH para soluções dentro do potencial 21.

Observa-se que o comportamento das funções de crescimento ajustadas neste caso foram semelhantes para os potenciais estudados, sendo que os pontos de inflexão de todas estas curvas ajustadas foram localizados para $x < 1$. As soluções 04-14-08 F e 04-14-08 C superaram as soluções NaCl e manitol nas primeiras horas de embebição, para todos os potenciais estudados, tendendo a um comportamento assintótico semelhante nas últimas horas.

6.2 Resultados referentes à porcentagem de peso dos frutos de araribá

Para os dados de porcentagens de ganho de peso dos frutos de araribá, embebidos em água destilada e previamente escarificados com ácido sulfúrico, ajustou-se a função logística com erro aditivo e autocorrelação nos resíduos. Para cada parcela (ijk) o modelo utilizado foi:

$$y_t = \alpha[1 + e^{-(\beta + \gamma X_t)}]^{-1} + u_t \quad \alpha > 0, \beta \in R, \gamma > 0, t = 1, \dots, n$$

$$u_t = \rho \cdot u_{t-1} + \varepsilon_t$$

onde x_t = tempo

Os coeficientes de determinação estiveram na sua maioria entre 0,98 e 0,99. Como os coeficientes de não-linearidade intrínseca e de efeito dos parâmetros foram inferiores ou em torno de 0,30, prosseguiu-se a comparação das médias dos parâmetros α_i , β_i e γ_i utilizando-se análises de variância no delineamento inteiramente casualizado no esquema fatorial.

Nas tabelas 14 a 21 apresentaram-se as estimativas dos parâmetros com seus respectivos desvios-padrão, seguidos do coeficiente de não-linearidade intrínseca, de efeito dos parâmetros e de autocorrelação dos resíduos para as testemunhas e tratamentos dentro das coletas 1 e 2. Na tabela 22 apresentaram-se as médias das estimativas dos parâmetros. Nas tabelas 23 a 28 apresentaram-se as análises de variância referentes aos parâmetros α , β e γ , seguidos do teste de Tukey para comparação dos tratamentos em cada coleta e de coletas em cada tratamento.

Os gráficos 9 e 10 mostraram as relações entre peso e tempo de embebição em cada um dos tratamentos estudados nas coletas 1 e 2.

Tabela 14 - Estimativa dos parâmetros e desvios-padrão, coeficiente de não-linearidade intrínseca ($C^i \sqrt{F}$) e coeficiente de efeito dos parâmetros ($C^\theta \sqrt{F}$) para os dados de peso dos frutos de araribá para a Testemunha na coleta 1. Coef. de autocorrelação dos resíduos $\hat{\rho} = 0,364$.

continua											
Rep		Estimati va	D.P	$(C^i\sqrt{F})$	$(C^\theta\sqrt{F})$	Rep	Estimati va	D.P	$(C^i\sqrt{F})$	$(C^\theta\sqrt{F})$	
1	Beta	-1,3621	0,1343	0,0630	0,1635	10	Beta	-1,2600	0,1690	0,0790	0,2089
	Gama	0,0928	0,0071				Gama	0,0915	0,0093		
	Alfa	71,3865	1,0638				Alfa	74,7723	1,4321		
2	Beta	-1,4023	0,1380	0,0646	0,1691	11	Beta	-1,3497	0,1299	0,0605	0,1587
	Gama	0,0886	0,0069				Gama	0,08990	0,0068		
	Alfa	72,1613	1,1474				Alfa	69,5253	1,0241		
3	Beta	-1,3915	0,1391	0,0648	0,1737	12	Beta	-1,4080	0,1171	0,0548	0,1411
	Gama	0,0842	0,0067				Gama	0,0936	0,0061		
	Alfa	71,5467	1,2090				Alfa	74,0424	0,9426		
4	Beta	-1,6351	0,1435	0,0679	0,1676	13	Beta	-0,9093	0,0843	0,0387	0,1190
	Gama	0,1023	0,0074				Gama	0,0759	0,0047		
	Alfa	73,6616	1,0246				Alfa	89,8441	1,0466		
5	Beta	-1,4540	0,1560	0,0737	0,1863	14	Beta	-2,1883	0,2368	0,1179	0,2854
	Gama	0,0989	0,0084				Gama	0,10871	0,0103		
	Alfa	81,749	1,3278				Alfa	55,7625	1,1013		
6	Beta	-1,4425	0,1370	0,0644	0,1678	15	Beta	-1,2102	0,1435	0,0667	0,1847
	Gama	0,0887	0,0068				Gama	0,0828	0,0075		
	Alfa	75,408	1,1895				Alfa	75,8541	1,3746		
7	Beta	-1,3437	0,1203	0,0563	0,1487	16	Beta	-1,2562	0,2618	0,1225	0,3279
	Gama	0,0882	0,0062				Gama	0,0882	0,0140		
	Alfa	80,490	1,1312				Alfa	74,1671	2,2963		
8	Beta	-1,4365	0,1125	0,0528	0,1340	17	Beta	-1,3857	0,1288	0,0603	0,1616
	Gama	0,0979	0,0061				Gama	0,0844	0,0063		
	Alfa	75,5367	0,8832				Alfa	75,2396	1,1869		
9	Beta	-1,8517	0,2999	0,1428	0,3488	18	Beta	-1,2750	0,2221	0,1042	0,2747
	Gama	0,1148	0,0157				Gama	0,0914	0,0122		
	Alfa	72,1173	1,8400				Alfa	70,3885	1,7816		

Tabela 14 - Estimativa dos parâmetros e desvios-padrão, coeficiente de não-linearidade intrínseca ($C^i \sqrt{F}$) e coeficiente de efeito dos parâmetros ($C^\theta \sqrt{F}$) para os dados de peso dos frutos de araribá para a Testemunha na coleta 1. Coef. de autocorrelação dos resíduos $\hat{\rho} = 0,364$.

						conclusão			
Rep		Estimativa	D.P	$(C^i \sqrt{F})$	$(C^\theta \sqrt{F})$	Rep	Estimativa	D.P	$(C^i \sqrt{F})$ $(C^\theta \sqrt{F})$
19	Beta	-1,2724	0,2057	0,0958	0,2649	23	-1,3189	0,1414	0,0661 0,1760
	Gama	0,0817	0,0103				0,0874	0,0073	
	Alfa	68,8050	1,8179				71,9210	1,2037	
20	Beta	-1,2835	0,1614	0,0757	0,1974	24	-1,5144	0,1608	0,0755 0,1959
	Gama	0,0946	0,0090				0,08811	0,0076	
	Alfa	78,0600	1,3825				75,6929	1,3899	
21	Beta	-1,3743	0,1550	0,0723	0,1908	25	-1,1416	0,1258	0,0578 0,1706
	Gama	0,0877	0,0078				0,0758	0,0063	
	Alfa	69,2901	1,2489				70,2728	1,2380	
22	Beta	-1,1799	0,1366	0,0636	0,1757				
	Gama	0,0842	0,0073						
	Alfa	70,5945	1,2003						

Tabela 15 - Estimativa dos parâmetros e desvios-padrão, coeficiente de não-linearidade intrínseca ($C^i \sqrt{F}$) e coeficiente de efeito dos parâmetros ($C^e \sqrt{F}$) para os dados de peso dos frutos de araribá com dez minutos de escarificação na coleta 1. Coef. de autocorrelação dos resíduos $\hat{\rho} = -0,251$.

continua										
Rep		Estimati va	D.P	$(C^i\sqrt{F})$	$(C^e\sqrt{F})$	Rep	Estimati va	D.P	$(C^i\sqrt{F})$	$(C^e\sqrt{F})$
1	Beta	-1,2137	0,0769	0,0549	0,2121	10	-1,1604	0,1036	0,0377	0,2309
	Gama	0,0566	0,0031				0,0420	0,0022		
	Alfa	48,9906	0,8459				54,1532	1,5568		
2	Beta	-1,1369	0,1472	0,0538	0,3317	11	-1,4773	0,0824	0,0569	0,2178
	Gama	0,0419	0,0032				0,0560	0,0027		
	Alfa	63,1127	2,6001				59,5644	1,0893		
3	Beta	-1,1125	0,1164	0,0494	0,2847	12	-1,5197	0,0554	0,0310	0,1369
	Gama	0,0435	0,0030				0,0506	0,0014		
	Alfa	52,5490	1,7273				62,7616	0,8248		
4	Beta	-1,3702	0,0981	0,0500	0,2409	13	-1,5425	0,0662	0,0482	0,1734
	Gama	0,0479	0,0024				0,0587	0,0022		
	Alfa	61,4226	1,5314				62,5733	0,8618		
5	Beta	-1,0097	0,0876	0,0554	0,2585	14	-1,2745	0,1857	0,0332	0,3174
	Gama	0,0501	0,0035				0,0369	0,0021		
	Alfa	55,0794	1,2794				59,3314	2,7789		
6	Beta	-1,3899	0,0674	0,0397	0,1745	15	-1,3965	0,0735	0,0472	0,1948
	Gama	0,0509	0,0019				0,0532	0,0023		
	Alfa	56,4287	0,9353				61,5745	1,0716		
7	Beta	-1,3587	0,1044	0,0485	0,2465	16	-1,2562	0,1930	0,0859	0,4596
	Gama	0,0464	0,0024				0,0451	0,0046		
	Alfa	65,0139	1,7430				60,8956	3,1442		
8	Beta	-0,7707	0,1039	0,0467	0,2894	17	-1,1992	0,1240	0,0927	0,3268
	Gama	0,0406	0,0033				0,0614	0,0055		
	Alfa	74,9024	2,4405				52,7042	1,2837		
9	Beta	-1,3544	0,1612	0,0465	0,3077	18	-1,0854	0,1889	0,0554	0,3903
	Gama	0,0411	0,0024				0,0393	0,0036		
	Alfa	63,9529	2,6089				59,1660	3,1554		

Tabela 15 - Estimativa dos parâmetros e desvios-padrão, coeficiente de não-linearidade intrínseca ($C^i \sqrt{F}$) e coeficiente de efeito dos parâmetros ($C^\theta \sqrt{F}$) para os dados de peso dos frutos de araribá com dez minutos de escarificação na coleta 1. Coef. de autocorrelação dos resíduos $\hat{\rho} = -0,251$.

						conclusão			
Rep		Estimativa	D.P	$(C^i \sqrt{F})$	$(C^\theta \sqrt{F})$	Rep	Estimativa	D.P	$(C^i \sqrt{F})$ $(C^\theta \sqrt{F})$
19	Beta	-1,2051	0,1995	0,0472	0,3656	23	-1,1966	0,0842	0,0609 0,2310
	Gama	0,0384	0,0029				0,0576	0,0035	
	Alfa	67,5969	3,5798				54,7889	1,0080	
20	Beta	-1,1159	0,0799	0,0550	0,2278	24	-1,2792	0,0707	0,0505 0,1923
	Gama	0,0541	0,0033				0,0570	0,0027	
	Alfa	61,7981	1,1838				54,2424	0,8505	
21	Beta	-1,3634	0,0540	0,0388	0,1448	25	-0,8782	0,1416	0,0712 0,4113
	Gama	0,0576	0,0020				0,0441	0,0049	
	Alfa	57,8474	0,6801				48,3993	2,0476	
22	Beta	-1,3248	0,0843	0,0641	0,2167				
	Gama	0,0629	0,0036						
	Alfa	53,9048	0,8626						

Tabela 16 - Estimativa dos parâmetros e desvios-padrão, coeficiente de não-linearidade intrínseca ($C^i \sqrt{F}$) e coeficiente de efeito dos parâmetros ($C^e \sqrt{F}$) para os dados de peso dos frutos de araribá, com quinze minutos de escarificação na coleta 1. Coef. de autocorrelação dos resíduos $\hat{\rho} = -0,036$.

continua										
Rep		Estimati va	D.P	$(C^i\sqrt{F})$	$(C^e\sqrt{F})$	Rep	Estimati va	D.P	$(C^i\sqrt{F})$	$(C^e\sqrt{F})$
1	Beta	-1,4988	0,0799	0,0505	0,1765	10	-1,3283	0,0992	0,0459	0,2151
	Gama	0,0603	0,0028				0,0488	0,0027		
	Alfa	64,5140	1,0152				57,6043	1,4231		
2	Beta	-1,6038	0,0702	0,0429	0,1548	11	-1,3086	0,1399	0,0660	0,3074
	Gama	0,0585	0,0022				0,0491	0,0039		
	Alfa	59,9795	0,8492				64,5369	2,2537		
3	Beta	-1,5702	0,0781	0,0519	0,1662	12	-1,3517	0,0856	0,0511	0,1954
	Gama	0,0650	0,0029				0,0565	0,0030		
	Alfa	66,9072	0,9187				46,8332	0,8735		
4	Beta	-1,5098	0,0776	0,0514	0,1646	13	-1,6142	0,0707	0,0483	0,1387
	Gama	0,0653	0,0030				0,0732	0,0029		
	Alfa	56,4215	0,7664				62,3005	0,6416		
5	Beta	-1,5650	0,0697	0,0422	0,1544	14	-1,2288	0,1052	0,0673	0,2347
	Gama	0,0579	0,0022				0,0617	0,0045		
	Alfa	59,4048	0,8506				51,1213	1,0342		
6	Beta	-1,5339	0,0868	0,0548	0,1912	15	-1,7311	0,1104	0,0755	0,2305
	Gama	0,0603	0,0030				0,0680	0,0039		
	Alfa	61,3651	1,0442				60,9173	1,0914		
7	Beta	-1,4615	0,0904	0,0464	0,1972	16	-1,6947	0,0610	0,0401	0,1320
	Gama	0,0519	0,0025				0,0632	0,0020		
	Alfa	57,3169	1,1999				59,6985	0,6578		
8	Beta	-1,4770	0,0873	0,0468	0,1922	17	-1,4598	0,0823	0,0493	0,1847
	Gama	0,0532	0,0025				0,0571	0,0027		
	Alfa	60,4809	1,1966				61,0408	1,0674		
9	Beta	-1,4089	0,0879	0,0538	0,1979	18	-1,6088	0,0823	0,0538	0,1781
	Gama	0,0580	0,0031				0,0630	0,0029		
	Alfa	59,0257	1,0847				55,9016	0,8438		

Tabela 16 - Estimativa dos parâmetros e desvios-padrão, coeficiente de não-linearidade intrínseca ($C^i \sqrt{F}$) e coeficiente de efeito dos parâmetros ($C^\theta \sqrt{F}$) para os dados de peso dos frutos de araribá, com quinze minutos de escarificação na coleta 1. Coef. de autocorrelação dos resíduos $\hat{\rho} = -0,036$.

conclusão									
Rep		Estimativa	D.P	$(C^i \sqrt{F})$	$(C^\theta \sqrt{F})$	Rep	Estimativa	D.P	$(C^i \sqrt{F})$ $(C^\theta \sqrt{F})$
19	Beta	-1,4810	0,0784	0,0477	0,1752	23	-1,2762	0,0673	0,0396 0,1563
	Gama	0,0579	0,0026				0,0553	0,0024	
	Alfa	60,6680	0,9894				54,8550	0,8340	
20	Beta	-1,3207	0,0398	0,0244	0,0907	24	-1,4687	0,1066	0,0698 0,2294
	Gama	0,0579	0,0015				0,0639	0,0041	
	Alfa	65,4155	0,5504				59,9192	1,1608	
21	Beta	-1,5350	0,1385	0,0917	0,2942	25	-1,2763	0,0963	0,0496 0,2197
	Gama	0,0651	0,0052				0,0509	0,0030	
	Alfa	56,3053	1,3699				54,0695	1,2781	
22	Beta	-1,5156	0,0769	0,0406	0,1676				
	Gama	0,0530	0,0021						
	Alfa	62,1970	1,0768						

Tabela 17 - Estimativa dos parâmetros e desvios-padrão, coeficiente de não-linearidade intrínseca ($C^i \sqrt{F}$) e coeficiente de efeito dos parâmetros ($C^\theta \sqrt{F}$) para os dados de peso dos frutos de araribá, com vinte minutos de escarificação na coleta 1. Coef. de autocorrelação dos resíduos $\hat{\rho} = 0,619$.

continua											
Rep		Estimati va	D.P	$(C^i\sqrt{F})$	$(C^\theta\sqrt{F})$	Rep		Estimati va	D.P	$(C^i\sqrt{F})$	$(C^\theta\sqrt{F})$
1	Beta	-1,5586	0,1022	0,0652	0,1972	10	Beta	-1,9812	0,1043	0,0611	0,1979
	Gama	0,0794	0,0076				Gama	0,0807	0,0071		
	Alfa	55,7585	1,8576				Alfa	54,3533	2,1901		
2	Beta	-1,7787	0,0805	0,0575	0,1629	11	Beta	-1,2907	0,0520	0,0343	0,1226
	Gama	0,0834	0,0058				Gama	0,0625	0,0038		
	Alfa	56,0446	1,5030				Alfa	77,9947	1,7966		
3	Beta	-1,7000	0,1008	0,0625	0,1997	12	Beta	-1,8794	0,0864	0,0546	0,1742
	Gama	0,0769	0,0072				Gama	0,0735	0,0058		
	Alfa	59,2433	2,2117				Alfa	53,7068	2,0239		
4	Beta	-1,6579	0,0928	0,0666	0,1904	13	Beta	-1,7486	0,0805	0,0553	0,1689
	Gama	0,0833	0,0069				Gama	0,0774	0,0057		
	Alfa	57,2609	1,6761				Alfa	56,3252	1,6973		
5	Beta	-1,7658	0,1027	0,0652	0,2196	14	Beta	-1,8003	0,0930	0,0643	0,2105
	Gama	0,0689	0,0070				Gama	0,0735	0,0064		
	Alfa	55,7452	2,6791				Alfa	55,3922	2,1708		
6	Beta	-2,2525	0,1578	0,0955	0,2640	15	Beta	-1,8509	0,0938	0,0564	0,1876
	Gama	0,1032	0,0116				Gama	0,0720	0,0063		
	Alfa	45,6237	2,0974				Alfa	55,9059	2,3493		
7	Beta	-1,8209	0,0933	0,0922	0,2628	16	Beta	-1,6909	0,0930	0,0606	0,1871
	Gama	0,0823	0,0067				Gama	0,0763	0,0066		
	Alfa	52,5272	1,7058				Alfa	53,3307	1,8522		
8	Beta	-1,6087	0,1034	0,0641	0,2183	17	Beta	-1,8374	0,0765	0,0544	0,1473
	Gama	0,0730	0,0074				Gama	0,0889	0,0057		
	Alfa	47,0416	1,8974				Alfa	55,1745	1,3015		
9	Beta	-1,7701	0,1060	0,0645	0,2175	18	Beta	-1,7118	0,1162	0,0731	0,2254
	Gama	0,0733	0,0073				Gama	0,0816	0,0085		
	Alfa	52,5611	2,3294				Alfa	49,3822	1,9285		

Tabela 17 - Estimativa dos parâmetros e desvios-padrão, coeficiente de não-linearidade intrínseca ($C^i \sqrt{F}$) e coeficiente de efeito dos parâmetros ($C^\theta \sqrt{F}$) para os dados de peso dos frutos de araribá, com vinte minutos de escarificação na coleta 1. Coef. de autocorrelação dos resíduos $\hat{\rho} = 0,619$.

conclusão											
Rep		Estimati va	D.P	$(C^i\sqrt{F})$	$(C^\theta\sqrt{F})$	Rep		Estimati va	D.P	$(C^i\sqrt{F})$	$(C^\theta\sqrt{F})$
19	Beta	-1,8402	0,0784	0,0485	0,1714	23	Beta	-1,7901	0,0822	0,0546	0,1598
	Gama	0,0662	0,0052				Gama	0,0796	0,0058		
	Alfa	56,7957	2,3469				Alfa	58,7070	1,7530		
20	Beta	-1,7005	0,0949	0,0632	0,1979	24	Beta	-1,5450	0,0932	0,0595	0,1986
	Gama	0,0757	0,0067				Gama	0,0731	0,0067		
	Alfa	54,3230	1,9617				Alfa	54,0185	1,8938		
21	Beta	-1,5992	0,0882	0,0597	0,1904	25	Beta	-1,6500	0,0884	0,0575	0,1768
	Gama	0,0756	0,0064				Gama	0,0760	0,0063		
	Alfa	55,9991	1,7956				Alfa	58,6505	1,9095		
22	Beta	-1,5922	0,0747	0,0484	0,1574		Beta				
	Gama	0,0717	0,0053				Gama				
	Alfa	53,1307	1,5801				Alfa				

Tabela 18 - Estimativa dos parâmetros e desvios-padrão, coeficiente de não-linearidade intrínseca ($C^i \sqrt{F}$) e coeficiente de efeito dos parâmetros ($C^e \sqrt{F}$) para os dados de peso dos frutos de araribá para a Testemunha na coleta 2. Coef. de autocorrelação dos resíduos $\hat{\rho} = 0,198$.

continua										
Rep		Estimati va	D.P	$(C^i\sqrt{F})$	$(C^e\sqrt{F})$	Rep	Estimati va	D.P	$(C^i\sqrt{F})$	$(C^e\sqrt{F})$
1	Beta	-1,1747	0,0644	0,0484	0,1460	10	-1,1299	0,0554	0,0394	0,1142
	Gama	0,0833	0,0053				0,0879	0,0047		
	Alfa	77,2093	1,2292				78,6199	0,9655		
2	Beta	-1,1968	0,0728	0,0504	0,1518	11	-1,1277	0,0780	0,0545	0,1726
	Gama	0,0850	0,0060				0,0826	0,0064		
	Alfa	78,3239	1,3778				74,8447	1,4248		
3	Beta	-1,2914	0,0757	0,0556	0,1533	12	-1,0818	0,0757	0,0537	0,1674
	Gama	0,0982	0,0065				0,0837	0,0063		
	Alfa	84,4520	1,3020				77,6446	1,3672		
4	Beta	-1,0378	0,0676	0,0474	0,1470	13	-1,1923	0,0551	0,0400	0,1143
	Gama	0,0820	0,0056				0,0880	0,0046		
	Alfa	82,3728	1,3095				80,8235	1,0181		
5	Beta	-1,2031	0,0593	0,0459	0,1349	14	-1,0512	0,0639	0,0448	0,1359
	Gama	0,0855	0,0049				0,0844	0,0054		
	Alfa	79,8345	1,1429				78,1493	1,1315		
6	Beta	-1,1151	0,0762	0,0578	0,1643	15	-1,3991	0,0568	0,0584	0,1644
	Gama	0,0973	0,0068				0,0799	0,0044		
	Alfa	78,7056	1,1288				99,2483	1,6839		
7	Beta	-1,1632	0,0641	0,0463	0,1379	16	-1,1771	0,0691	0,0528	0,1571
	Gama	0,0838	0,0053				0,0870	0,0057		
	Alfa	80,4407	1,2535				77,6326	1,2397		
8	Beta	-1,2215	0,0728	0,0519	0,1667	17	-1,2103	0,0788	0,0582	0,1733
	Gama	0,0779	0,0057				0,0885	0,0066		
	Alfa	81,4351	1,6783				78,9507	1,4200		
9	Beta	-1,0543	0,0635	0,0437	0,1242	18	-1,1390	0,0659	0,0439	0,1375
	Gama	0,0949	0,0056				0,0801	0,0053		
	Alfa	79,6912	0,9569				80,5619	1,3710		

Tabela 18 - Estimativa dos parâmetros e desvios-padrão, coeficiente de não-linearidade intrínseca ($C^i \sqrt{F}$) e coeficiente de efeito dos parâmetros ($C^\theta \sqrt{F}$) para os dados de peso dos frutos de araribá para a Testemunha na coleta 2. Coef. de autocorrelação dos resíduos $\hat{\rho} = 0,198$.

						conclusão					
Rep		Estimati va	D.P	$(C^i\sqrt{F})$	$(C^\theta\sqrt{F})$	Rep		Estimati va	D.P	$(C^i\sqrt{F})$	$(C^\theta\sqrt{F})$
19	Beta	-0,9993	0,0688	0,0471	0,1565	23	-1,1821	0,0720	0,0519	0,1574	
	Gama	0,0776	0,0056				0,0880	0,0060			
	Alfa	80,6052	1,3960				80,4749	1,3168			
20	Beta	-1,2196	0,0607	0,0511	0,1428	24	-1,0626	0,0638	0,0428	0,1360	
	Gama	0,0933	0,0052				0,0792	0,0052			
	Alfa	77,3428	0,9964				81,5877	1,3126			
21	Beta	-1,1530	0,0671	0,0484	0,1428	25	-1,0951	0,0837	0,0530	0,1834	
	Gama	0,0875	0,0056				0,0748	0,0067			
	Alfa	78,5857	1,1895				83,5732	1,9812			
22	Beta	-1,1173	0,0703	0,0513	0,1572						
	Gama	0,0840	0,0058								
	Alfa	80,7311	1,3416								

Tabela 19 - Estimativa dos parâmetros e desvios-padrão, coeficiente de não-linearidade intrínseca ($C^i \sqrt{F}$) e coeficiente de efeito dos parâmetros ($C^\theta \sqrt{F}$) para os dados de peso dos frutos de araribá, com dez minutos de escarificação na coleta 2. Coef. de autocorrelação dos resíduos $\hat{\rho} = 0,454$.

continua										
Rep		Estimati va	D.P	$(C^i\sqrt{F})$	$(C^\theta\sqrt{F})$	Rep	Estimati va	D.P	$(C^i\sqrt{F})$	$(C^\theta\sqrt{F})$
1	Beta	-1,4132	0,1157	0,0416	0,1568	10	-1,3850	0,0954	0,03387	0,1290
	Gama	0,0593	0,0038				0,0565	0,0030		
	Alfa	55,5937	1,1775				57,8712	1,0728		
2	Beta	-1,6217	0,1038	0,0415	0,1320	11	-1,3947	0,0922	0,0359	0,1204
	Gama	0,0655	0,0034				0,0631	0,0033		
	Alfa	60,7254	1,0049				54,8287	0,8632		
3	Beta	-1,4497	0,1165	0,0458	0,1504	12	-1,5511	0,0761	0,3058	0,0958
	Gama	0,0640	0,0041				0,0667	0,0026		
	Alfa	58,2050	1,1303				62,0046	0,7400		
4	Beta	-1,3551	0,1298	0,0508	0,1698	13	-1,6093	0,1386	0,0563	0,1727
	Gama	0,0635	0,0048				0,0679	0,0048		
	Alfa	52,0201	1,1499				63,5150	1,3411		
5	Beta	-1,4635	0,1034	0,0378	0,1376	14	-1,4034	0,0693	0,0256	0,0928
	Gama	0,0583	0,0032				0,0587	0,0022		
	Alfa	54,0052	1,0346				53,1343	0,6828		
6	Beta	-1,4876	0,1032	0,0343	0,1368	15	-1,2876	0,1106	0,0430	0,1479
	Gama	0,0543	0,0028				0,0622	0,0041		
	Alfa	57,4374	1,1739				50,0982	0,9848		
7	Beta	-1,4900	0,0947	0,0350	0,1248	16	-1,3834	0,2265	0,0940	0,2743
	Gama	0,0608	0,0030				0,0735	0,0095		
	Alfa	55,0175	0,9187				55,3461	1,8003		
8	Beta	-1,5123	0,0896	0,0363	0,1125	17	-1,2338	0,0887	0,0336	0,1217
	Gama	0,0674	0,0032				0,0596	0,0033		
	Alfa	60,8376	0,8524				49,6081	0,8245		
9	Beta	-1,4319	0,1253	0,0472	0,1660	18	-1,1461	0,0975	0,0370	0,1362
	Gama	0,0602	0,0041				0,0594	0,0038		
	Alfa	55,1393	1,2421				59,5004	1,0934		

Tabela 19 - Estimativa dos parâmetros e desvios-padrão, coeficiente de não-linearidade intrínseca ($C^i \sqrt{F}$) e coeficiente de efeito dos parâmetros ($C^\theta \sqrt{F}$) para os dados de peso dos frutos de araribá, com dez minutos de escarificação na coleta 2. Coef. de autocorrelação dos resíduos $\hat{\rho} = 0,454$.

conclusão									
Rep		Estimativa	D.P	$(C^i \sqrt{F})$	$(C^\theta \sqrt{F})$	Rep	Estimativa	D.P	$(C^i \sqrt{F})$ $(C^\theta \sqrt{F})$
19	Beta	-1,4073	0,1523	0,0579	0,2017	23	-1,5677	0,2147	0,0745 0,2827
	Gama	0,0608	0,0051				0,0563	0,0058	
	Alfa	53,8440	1,4651				67,3077	2,7153	
20	Beta	-1,3979	0,1111	0,0442	0,1426	24	-1,2349	0,2071	0,0598 0,2823
	Gama	0,0655	0,0041				0,0488	0,0056	
	Alfa	58,3363	1,0586				52,1953	2,4646	
21	Beta	-1,4447	0,0954	0,0349	0,1271	25	-1,4028	0,1202	0,0457 0,1593
	Gama	0,0584	0,0030				0,0608	0,0041	
	Alfa	61,8881	1,0939				55,9613	1,1994	
22	Beta	-1,5153	0,1156	0,0487	0,1696				
	Gama	0,0604	0,0036						
	Alfa	61,1898	1,2583						

Tabela 20 - Estimativa dos parâmetros e desvios-padrão, coeficiente de não-linearidade intrínseca ($C^i \sqrt{F}$) e coeficiente de efeito dos parâmetros ($C^\theta \sqrt{F}$) para os dados de peso dos frutos de araribá, com quinze minutos de escarificação na coleta 2. Coef. de autocorrelação dos resíduos $\hat{\rho} = 0,53$.

continua									
Rep		Estimativa	D.P	$(C^i \sqrt{F})$	$(C^\theta \sqrt{F})$	Rep	Estimativa	D.P	$(C^i \sqrt{F})$ $(C^\theta \sqrt{F})$
1	Beta	-1,6460	0,1202	0,0452	0,1302	10	-1,5411	0,1512	0,0509 0,1782
	Gama	0,0727	0,0042				0,0602	0,0045	
	Alfa	62,6036	1,0323				59,9717	1,5560	
2	Beta	-1,7582	0,1208	0,0423	0,1393	11	-1,4810	0,1164	0,0407 0,1421
	Gama	0,0631	0,0034				0,0604	0,0036	
	Alfa	64,8632	1,2210				60,5801	1,2182	
3	Beta	-1,6564	0,1279	0,0467	0,1434	12	-1,5434	0,1293	0,0433 0,1530
	Gama	0,0677	0,0041				0,0596	0,0038	
	Alfa	65,0413	1,2297				61,4383	1,3912	
4	Beta	-1,6028	0,1356	0,0498	0,1509	13	-1,6008	0,1100	0,0406 0,1229
	Gama	0,0688	0,0046				0,0688	0,0037	
	Alfa	61,8999	1,2314				59,5990	0,9692	
5	Beta	-1,5465	0,1246	0,0432	0,1459	14	-1,5890	0,1085	0,0396 0,1215
	Gama	0,0619	0,0038				0,0680	0,0037	
	Alfa	59,7554	1,2525				61,7005	0,9973	
6	Beta	-1,3129	0,1449	0,0486	0,1769	15	-1,5380	0,1390	0,0507 0,1584
	Gama	0,0590	0,0048				0,0668	0,0047	
	Alfa	52,4856	1,3877				59,0876	1,2801	
7	Beta	-1,5045	0,1284	0,0444	0,1511	16	-1,6506	0,1379	0,0512 0,1515
	Gama	0,0617	0,0040				0,0707	0,0047	
	Alfa	61,1071	1,3347				58,4744	1,1390	
8	Beta	-1,4771	0,1045	0,0383	0,1179	17	-1,6089	0,1254	0,0431 0,1460
	Gama	0,0682	0,0038				0,0617	0,0037	
	Alfa	57,4566	0,9157				55,1557	1,1397	
9	Beta	-1,5346	0,1302	0,0492	0,1554	18	-1,6250	0,0978	0,0366 0,1077
	Gama	0,0661	0,0044				0,0710	0,0034	
	Alfa	61,4357	1,2577				59,0789	0,8236	

Tabela 21 - Estimativa dos parâmetros e desvios-padrão, coeficiente de não-linearidade intrínseca ($C^i \sqrt{F}$) e coeficiente de efeito dos parâmetros ($C^\theta \sqrt{F}$) para os dados de peso dos frutos de araribá, com vinte minutos de escarificação na coleta 2. Coef. de autocorrelação dos resíduos $\hat{\rho} = 0,713$.

continua									
Rep		Estimativa	D.P	$(C^i \sqrt{F})$	$(C^\theta \sqrt{F})$	Rep	Estimativa	D.P	$(C^i \sqrt{F})$ $(C^\theta \sqrt{F})$
1	Beta	-1,6355	0,1973	0,0542	0,1644	10	-1,6057	0,1759	0,0477 0,1480
	Gama	0,0686	0,0059				0,0674	0,0053	
	Alfa	59,9446	1,6561				61,8913	1,5571	
2	Beta	-1,7009	0,1894	0,0538	0,1580	11	-1,4573	0,2050	0,0581 0,1706
	Gama	0,0709	0,0057				0,0722	0,0071	
	Alfa	61,9359	1,6268				61,1191	1,7768	
3	Beta	-1,5135	0,2162	0,0586	0,1830	12	-1,5745	0,1582	0,0441 0,1329
	Gama	0,0670	0,0067				0,0694	0,0050	
	Alfa	59,7619	1,8995				59,4819	1,3563	
4	Beta	-1,7411	0,1654	0,0467	0,1356	13	-1,5702	0,1681	0,0471 0,1389
	Gama	0,0720	0,0050				0,0710	0,0054	
	Alfa	62,3265	1,3600				59,1563	1,3838	
5	Beta	-1,6613	0,1592	0,0427	0,1343	14	-1,6174	0,2194	0,0595 0,1846
	Gama	0,0614	0,0045				0,0673	0,0065	
	Alfa	62,9234	1,4312				65,5424	2,0532	
6	Beta	-1,7121	0,1794	0,0506	0,1497	15	-1,5046	0,1854	0,0482 0,1602
	Gama	0,0705	0,0054				0,0631	0,0054	
	Alfa	62,1211	1,5384				54,9704	1,5692	
7	Beta	-1,7092	0,1659	0,0457	0,1396	16	-1,5978	0,1607	0,0439 0,1363
	Gama	0,0681	0,0048				0,0673	0,0048	
	Alfa	58,7164	1,3677				55,7861	1,3067	
8	Beta	-1,7425	0,1744	0,0460	0,1492	17	-1,5709	0,1472	0,0410 0,1230
	Gama	0,0648	0,0047				0,0697	0,0046	
	Alfa	57,5570	1,4256				54,4455	1,1420	
9	Beta	-1,7123	0,2094	0,0613	0,1677	18	-1,5056	0,1436	0,0388 0,1218
	Gama	0,0779	0,0070				0,0667	0,0044	
	Alfa	60,1407	1,5956				57,4620	1,2184	

Tabela 22 - Médias aritméticas das estimativas dos parâmetros referentes à testemunha e aos tratamentos dez, quinze e vinte minutos de escarificação nas coletas 1 e 2.

Tratamento	Parâmetro	Média aritmética
Coleta 1		
Testemunha	Gama	0,0905
	Beta	-1,3859
	Alfa	73,5317
Dez minutos	Gama	0,0494
	Beta	-1,2396
	Alfa	58,9101
Quinze minutos	Gama	0,0590
	Beta	-1,4731
	Alfa	59,1520
Vinte minutos	Gama	0,07211
	Beta	-1,6018
	Alfa	57,079
Coleta 2		
Testemunha	Gama	0,0763
	Beta	-1,0402
	Alfa	81,5806
Dez minutos	Gama	0,06128
	Beta	-1,4236
	Alfa	57,0244
Quinze minutos	Gama	0,0651
	Beta	-1,5470
	Alfa	58,5997
Vinte minutos	Gama	0,0681
	Beta	-1,6067
	Alfa	59,5740

Tabela 23 - Análise de variância referente ao parâmetro alfa.

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F	N.M.S.
Coletas	1	203,5480	203,5484	8,7220	0,0035
Tratamentos	3	13 805,5170	4 601,8391	197,1770	0,0000
Col x Trat	3	734,0017	244,6672	10,4830	0,0000
Resíduo	204	4 481,0052	23,3386		
Total	211	19 224,0730			

CV = 7,65%

Tabela 24 - Análise de variância referente ao parâmetro beta.

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F	N.M.S.
Coletas	1	0,0215	0,0215	1,0090	0,3164
Tratamentos	3	4,6288	1,5429	72,4310	0,0000
Col x Trat	3	1,9640	0,6547	30,7330	0,0000
Resíduo	204	4,0810	0,0213		
Total	211	10,7043			

CV = 10,32%

Tabela 25 - Análise de variância referente ao parâmetro gama.

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F	N.M.S.
Coletas	1	0,00007	$6,96 \times 10^{-3}$	1,8040	0,1808
Tratamentos	3	0,0215	0,0072	186,2990	0,0000
Col x Trat	3	0,0047	0,0016	40,6200	0,0000
Resíduo	204	0,0074	$3,86 \times 10^{-5}$		
Total	211	0,0337			

CV = 9,25%

Para o parâmetro alfa, houve diferenças significativas para coletas, tratamentos e coletas x tratamentos, já para os parâmetros beta e gama somente tratamentos e a interação mostraram diferenças significativas. Prosseguiu-se então a comparação dos parâmetros analisando-se um fator em cada nível do outro.

Tabela 26 - Resultados do teste de Tukey para comparação de médias dos α_i .

Comparação	Valor do contraste	Diferença mínima significativa
Trat dentro da coleta 1		
α_{Tes} VS α_{10}	14,6215 *	3,5073
α_{Tes} VS α_{15}	14,3797 *	
α_{Tes} VS α_{20}	16,4525 *	
α_{10} VS α_{15}	-0,2418 ns	
α_{10} VS α_{20}	1,8310 ns	
α_{15} VS α_{20}	2,0728 ns	
Trat dentro da coleta 2		
α_{Tes} VS α_{10}	24,5562 *	3,5073
α_{Tes} VS α_{15}	22,9809 *	
α_{Tes} VS α_{20}	22,0066 *	
α_{10} VS α_{15}	-1,5752 ns	
α_{10} VS α_{20}	-2,5496 ns	
α_{15} VS α_{20}	-0,9743 ns	
Coleta dentro do trat 1		
$\alpha_{Tes\ 1}$ VS $\alpha_{Tes\ 2}$	-8,0489 *	2,6764
Coleta dentro do trat 2		
$\alpha_{10\ 1}$ VS $\alpha_{10\ 2}$	1,8858 ns	2,6764
Coleta dentro do trat 3		
$\alpha_{15\ 1}$ VS $\alpha_{15\ 2}$	0,5523 ns	2,6764
Coleta dentro do trat 4		
$\alpha_{20\ 1}$ VS $\alpha_{20\ 2}$	-2,4949 ns	2,6764

Comparando-se tratamentos dentro de coletas, verifica-se diferença entre a testemunha e os demais tratamentos, tanto na coleta 1 quanto na coleta 2. Para a comparação de coletas dentro de tratamentos somente dentro da testemunha a coleta 1 diferiu da coleta 2.

Tabela 27 - Resultados do teste de Tukey para comparação de médias dos β_i .

Comparação	Resultado do Método	Diferença mínima significativa
Trat dentro da coleta 1		
β_{Tes} vs β_{10}	-0,1462 *	0,1060
β_{Tes} vs β_{15}	0,0872 ns	
β_{Tes} vs β_{20}	0,2158 *	
β_{10} vs β_{15}	0,2334 *	
β_{10} vs β_{20}	0,3621 *	
β_{15} vs β_{20}	0,1286 *	
Trat dentro da coleta 2		
β_{Tes} vs β_{10}	0,4179 *	0,1060
β_{Tes} vs β_{15}	0,5275 *	
β_{Tes} vs β_{20}	0,5660 *	
β_{10} vs β_{15}	0,1096 *	
β_{10} vs β_{20}	0,1482 *	
β_{15} vs β_{20}	0,03851 ns	
Coleta dentro do trat 1		
$\beta_{Tes\ 1}$ vs $\beta_{Tes\ 2}$	-0,3457 *	0,0808
Coleta dentro do trat 2		
$\beta_{10\ 1}$ vs $\beta_{10\ 2}$	0,1839 *	0,0808
Coleta dentro do trat 3		
$\beta_{15\ 1}$ vs $\beta_{15\ 2}$	0,0739 ns	0,0808
Coleta dentro do trat 4		
$\beta_{20\ 1}$ vs $\beta_{20\ 2}$	0,0049 ns	0,0808

Observando tratamentos dentro de coletas, verifica-se que para a coleta 1 somente a testemunha não diferiu do tratamento 15 minutos de escarificação, já na coleta 2 somente o tratamento 15 não diferiu de 20 minutos de escarificação. Analisando coletas dentro de tratamentos verifica-se que nos tratamentos 15 e 20 minutos de escarificação as coletas não diferiram.

Tabela 28 - Resultados do teste de Tukey para comparação de médias dos γ_i .

Comparação	Resultado do Método	Diferença mínima significativa
Trat dentro da coleta 1		
γ_{Tes} VS γ_{10}	0,0411 *	0,0045
γ_{Tes} VS γ_{15}	0,0315 *	
γ_{Tes} VS γ_{20}	0,0233 *	
γ_{10} VS γ_{15}	-0,0096 *	
γ_{10} VS γ_{20}	-0,0178 *	
γ_{15} VS γ_{20}	-0,0082 *	
Trat dentro da coleta 2		
γ_{Tes} VS γ_{10}	0,0150 *	0,0045
γ_{Tes} VS γ_{15}	0,0112 *	
γ_{Tes} VS γ_{20}	0,0082 *	
γ_{10} VS γ_{15}	-0,0038 ns	
γ_{10} VS γ_{20}	0,0068 *	
γ_{15} VS γ_{20}	-0,0031 ns	
Coleta dentro do trat 1		
$\gamma_{Tes\ 1}$ VS $\gamma_{Tes\ 2}$	0,0142 *	0,0034
Coleta dentro do trat 2		
$\gamma_{10\ 1}$ VS $\gamma_{10\ 2}$	-0,0119 *	0,0034
Coleta dentro do trat 3		
$\gamma_{15\ 1}$ VS $\gamma_{15\ 2}$	-0,0061 *	0,0034
Coleta dentro do trat 4		
$\gamma_{20\ 1}$ VS $\gamma_{20\ 2}$	-0,0009 ns	0,0034

Analisando os resultados referentes ao parâmetro gama observa-se que para tratamentos dentro da coleta 1 todos os tratamentos diferiram , já na coleta 2 o tratamento 10 não diferiu do tratamento 15 minutos de escarificação e 15 minutos não diferiu de 20 minutos. Comparando coletas dentro de tratamentos somente no tratamento 20 minutos de escarificação as coletas não diferiram.

Os gráficos referentes aos tratamentos em cada coleta estão a seguir.

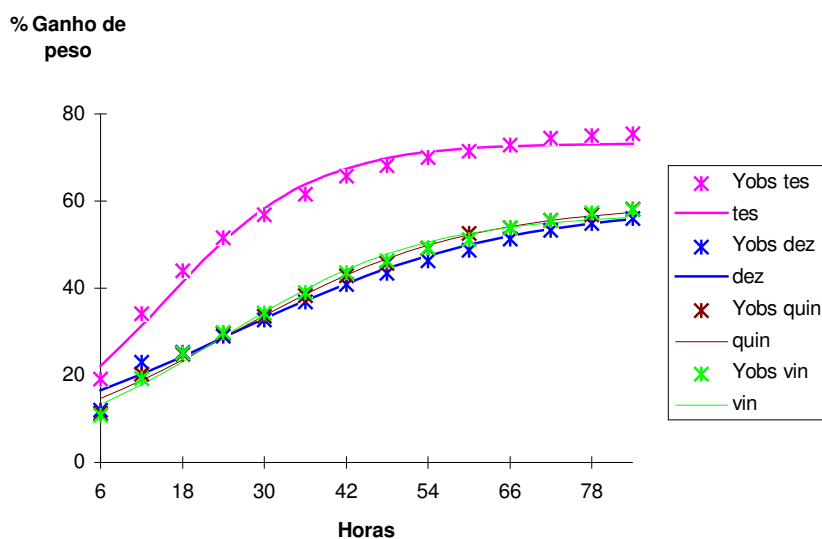


Gráfico 9 - Média dos valores observados e funções de crescimento médias ajustadas para a porcentagem de ganho de peso de frutos de araribá para a testemunha, dez, quinze e vinte minutos de escarificação, na coleta 1.

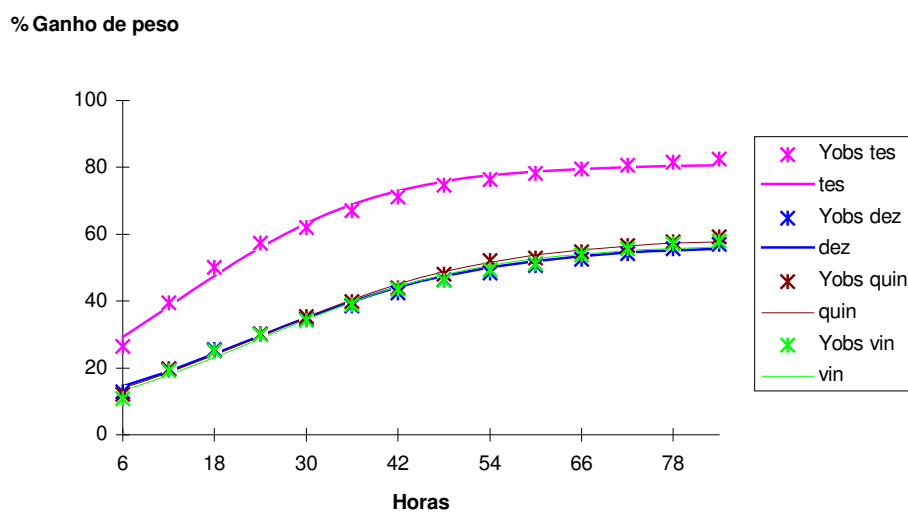


Gráfico 10 - Média dos valores observados e funções de crescimento médias ajustadas para a porcentagem de ganho de peso de frutos de araribá para a testemunha, dez, quinze e vinte minutos de escarificação, na coleta 2.

ROCHA (1993) efetuou ajustes com as médias das repetições para cada tratamento dentro de cada coleta. Observou que para as testemunhas os valores de cada coleta eram superiores aos demais tratamentos. O presente trabalho veio dar subsídios para que suas conclusões fossem confirmadas e também permitiu detectar diferenças existentes entre os demais tratamentos.

6.3 Resultados referentes ao peso dos frangos *Indian River*

Os resultados referentes aos ajustes da Gompertz, erro aditivo, sem autocorrelação nos resíduos, feitos com os pesos dos frangos *Indian River*, seguiram o modelo para cada parcela (ijk):

$$t = 1, 2, \dots, n$$

onde y_t é a observação no tempo x_t , α , β e γ , são parâmetros, $\alpha \in R$, $\beta \in R$, $\gamma < 0$.

Os coeficientes de determinação ficaram em torno de 0,99. Como os coeficientes de não-linearidade intrínseca foram baixos, porém os de efeito de parâmetros não o foram, optou-se pela estatística não-paramétrica para a comparação dos parâmetros.

Na tabela 29 apresentaram-se as estimativas dos parâmetros com seus respectivos desvios-padrão, média e os coeficientes de não-linearidade intrínseca e de efeitos dos parâmetros. Na tabela 30 apresentaram-se os resultados dos testes não-paramétricos realizados nas comparações de α , β , e γ , onde as funções escores utilizadas foram a normal para α e γ e para β , a função 6 descrita na metodologia, caracterizando para este parâmetro uma assimetria à esquerda.

Os gráficos 11 a 13 mostraram as relações entre peso e tempo em semanas referentes a rações para cada sexo.

Tabela 29 - Estimativa dos parâmetros e desvios-padrão, média, coeficiente de não-linearidade intrínseca ($C^i\sqrt{F}$) e coeficiente de efeito dos parâmetros ($C^\theta\sqrt{F}$), para os dados de pesos de frangos *Indian River*, segundo ração e sexo.

Ração	Sexo	Rep		Estimativa	D.P.	Média	continua	
							$(C^i\sqrt{F})$	$(C^\theta\sqrt{F})$
I	Masc	1	Beta	1,4776	0,0340	1,5016	0,0215	0,2967
			Gama	-0,1751	0,0021	-0,1915		
			E^alfa*	45,3025	0,3324	41,7552		
I	Masc	2	Beta	1,5257	0,0477		0,0357	0,4909
			Gama	-0,2079	0,0040			
			E^alfa	38,2079	0,4073			
I	Misto	1	Beta	1,4231	0,0330	1,4533	0,0217	0,3435
			Gama	-0,1609	0,0018	-0,1724		
			E^alfa	42,2143	0,3153	41,9963		
I	Misto	2	Beta	1,4835	0,0422		0,031	0,4433
			Gama	-0,1839	0,0028			
			E^alfa	41,7784	0,3897			
I	Fem	1	Beta	1,4791	0,0648	1,4503	0,0477	0,6643
			Gama	-0,1917	0,0047	-0,1880		
			E^alfa	35,6047	0,5238	36,5009		
I	Fem	2	Beta	1,4214	0,0440		0,0309	0,4310
			Gama	-0,1842	0,0030			
			E^alfa	37,3971	0,3945			
II	Masc	1	Beta	1,5351	0,0333	1,5328	0,0254	0,3719
			Gama	-0,1847	0,0022	-0,1849		
			E^alfa	46,4975	0,3236	46,7441		
II	Masc	2	Beta	1,5304	0,0288		0,0219	0,3190
			Gama	-0,1851	0,0019			
			E^alfa	46,9907	0,2855			
II	Misto	1	Beta	1,4963	0,0353	1,4340	0,0261	0,3803
			Gama	-0,1799	0,0023	-0,1715		
			E^alfa	41,6329	0,3176	38,3858		
II	Misto	2	Beta	1,3718	0,0524		0,0335	0,5196
			Gama	-0,1630	0,0028			
			E^alfa	35,1386	0,4682			
II	Fem	1	Beta	1,4106	0,0204	1,4088	0,0132	0,2064
			Gama	-0,1626	0,0011	-0,1688		
			E^alfa	38,1600	0,1747	37,7816		
II	Fem	2	Beta	1,4069	0,0711		0,0453	0,6570
			Gama	-0,1750	0,0043			
			E^alfa	37,4032	0,6320			

*E^alfa = assíntota

Tabela 29 - Estimativa dos parâmetros e desvios-padrão, média, coeficiente de não-linearidade intrínseca ($C^i \sqrt{F}$) e coeficiente de efeito dos parâmetros ($C^\theta \sqrt{F}$), para os dados de pesos de frangos *Indian River*, segundo ração e sexo.

Ração	Sexo	Rep		Estimativa	D.P.	Média	conclusão	
							$(C^i \sqrt{F})$	$(C^\theta \sqrt{F})$
III	Masc	1	Beta	1,5277	0,0429	1,5327	0,0298	0,4925
			Gama	-0,1555	0,0024	-0,1599		
			E^alfa	50,2325	0,4166	49,4251		
III	Masc	2	Beta	1,5378	0,0308		0,0219	0,3452
			Gama	-0,1642	0,0018			
			E^alfa	48,6176	0,2875			
III	Misto	1	Beta	1,4693	0,0626	1,4998	0,0394	0,6588
			Gama	-0,1537	0,0034	-0,1636		
			E^alfa	43,0698	0,5370	39,0003		
III	Misto	2	Beta	1,5304	0,0877		0,0627	0,9482
			Gama	-0,1735	0,0055			
			E^alfa	34,9308	0,6108			
III	Fem	1	Beta	1,4730	0,0447	1,5034	0,0292	0,4643
			Gama	-0,1606	0,0025	-0,1794		
			E^alfa	35,7192	0,3271	33,5248		
III	Fem	2	Beta	1,5338	0,0912		0,0652	0,9201
			Gama	-0,1983	0,0068			
			E^alfa	31,3304	0,6299			

*E^alfa = assíntota

Tabela 30 - Resultados do teste não-paramétrico para comparação dos α , β e γ .

Comparação			
Ração dentro de sexo			
Macho			
ração I vs ração II	-0,8487 ns	-0,1184 ns	0,3328 ns
ração I vs ração III	-2,2619 *	0,0000 ns	-0,8933 ns
ração II vs ração III	-1,4132 ns	0,1184 ns	-1,2262 ns
Misto			
ração I vs ração II	1,3448 ns	-0,2500 ns	0,9446 ns
ração I vs ração III	0,6939 ns	0,0395 ns	0,9037 ns
ração II vs ração III	-0,6509 ns	0,2895 ns	-0,0408 ns
Fêmea			
ração I vs ração II	-0,0608 ns	0,2632 ns	-0,7917 ns
ração I vs ração III	0,8593 ns	0,1052 ns	0,3605 ns
ração II vs ração III	0,9201 ns	-0,1589 ns	1,1522 ns
Sexo dentro de ração			
Ração I			
Macho vs Misto	-1,8681 ns	-0,0395 ns	-0,8657 ns
Macho vs Fêmea	-1,1898 ns	-0,2632 ns	-0,0912 ns
Misto vs Fêmea	0,6782 ns	-0,2237 ns	0,7745 ns
Ração II			
Macho vs Misto	0,3254 ns	-0,1710 ns	-0,2539 ns
Macho vs Fêmea	-0,4020 ns	0,1184 ns	-1,2156 ns
Misto vs Fêmea	-0,7275 ns	0,2894 ns	-0,9618 ns
Ração III			
Macho vs Misto	1,0877 ns	0,0000 ns	0,9314 ns
Macho vs Fêmea	1,9313 ns	-0,1579 ns	1,1627 ns
Misto vs Fêmea	0,8436 ns	-0,1579 ns	0,2313 ns
CV	13,30%	3,58%	8,67%

(1) contraste de médias da estatística linear de postos

Nota: Valor crítico_($\alpha=0,05$) = 2,1114

Comparando ração dentro de sexo para os α_i , verifica-se que para os machos houve diferenças entre ração I e III, para o grupo misto e para as fêmeas não houve diferenças significativas. Comparando sexo dentro de ração: não houve diferenças significativas. Com relação aos β_i e γ_i não se detectou diferenças significativas.

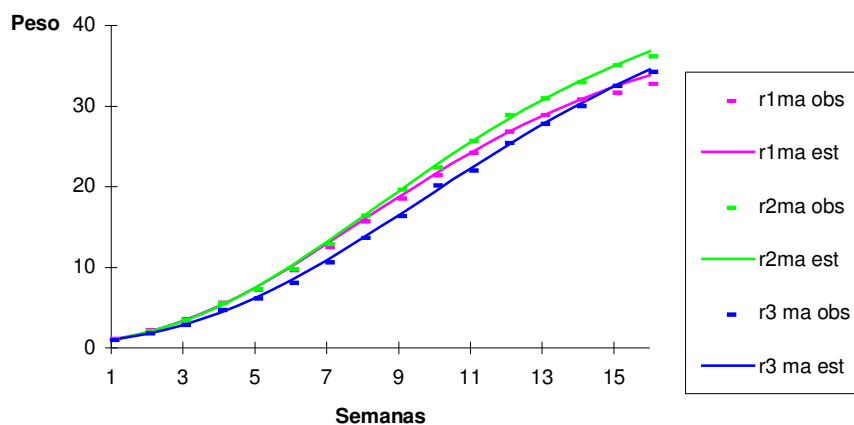


Gráfico 11 - Média dos valores observados e funções de crescimento médias ajustadas para os pesos dos frangos *Indian River* para ração dentro do grupo de machos.

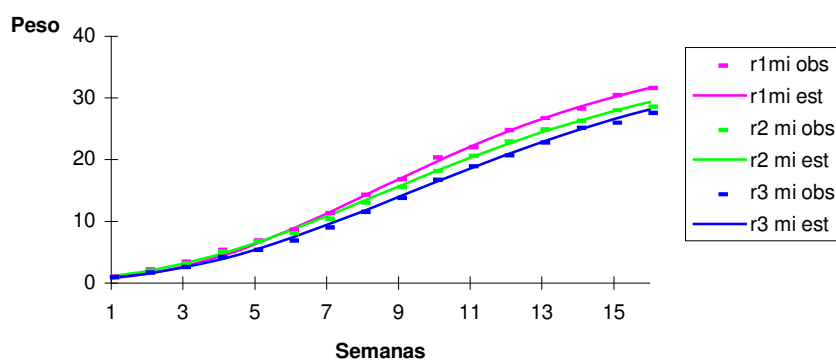


Gráfico 12 - Média dos valores observados e funções de crescimento médias ajustadas para os pesos dos frangos *Indian River* para ração dentro do grupo misto.

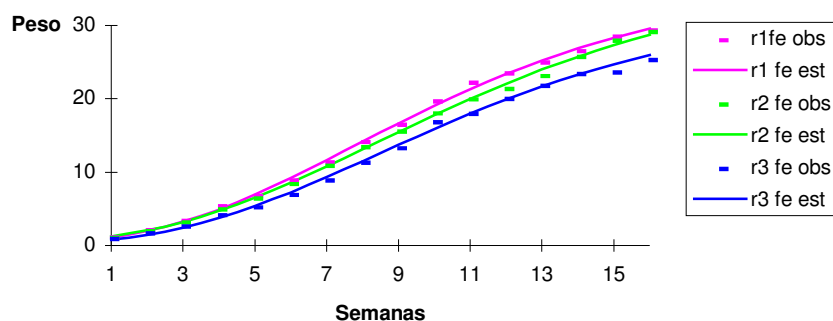


Gráfico 13 - Média dos valores observados e funções de crescimento médias ajustadas para os pesos dos frangos *Indian River* para ração dentro do grupo de fêmeas.

Para o grupo misto e de fêmeas as funções de crescimento relativas às rações tiveram um comportamento semelhante, diferindo do grupo de machos. Para este grupo, a ração 2 teve um comportamento melhor.

6.4 Resultados referentes aos pesos dos ratos *Rattus norvergicus*

Para os pesos dos ratos, onde ajustou-se a função de Gompertz com autocorrelação nos resíduos, o modelo utilizado para cada parcela (ijk) foi:

$$\boxed{\quad} \quad t = 1, 2, \dots, n$$

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$$

onde y_t é a observação no tempo x_t , α , β e γ , são parâmetros, $\alpha \in R$, $\beta \in R$, $\gamma < 0$.

Os resultados dos ajustes mostraram coeficientes de determinação em torno de 0,99. Como os coeficientes de não-linearidade intrínseca e de efeito dos parâmetros deram valores abaixo de 0,30, foram realizados testes paramétricos para a comparação das médias dos parâmetros α_i , β_i e γ_i .

Na tabela 31 apresentaram-se as estimativas dos parâmetros com seus desvios-padrão, média, coeficiente de não-linearidade intrínseca, de efeito dos parâmetros e de autocorrelação dos resíduos. Na tabela 32 apresentaram-se os resultados dos testes para os parâmetros α , β e γ .

O gráfico 14 mostrou as relações entre peso e tempo em semanas para os ratos machos e fêmeas.

Tabela 31 - Estimativa dos parâmetros e desvios-padrão, média, coeficiente de não-linearidade intrínseca ($\square$), coeficiente de efeito dos parâmetros ($\square$) e coeficiente de autocorrelação do resíduo, dos pesos dos ratos *Rattus norvegicus*, segundo sexo.

Sexo	Rep		Estimativa	D.P.	Média	($\square$)	($\square$)	($\square$)
Masc	1	Beta	1,6756	0,0587	1,5662	0,0078	0,1256	0,659
		Gama	-0,2572	0,0077	-0,2283			
		E^alfa	471,9706	3,3652	458,3444			
	2	Beta	1,5141	0,0536		0,0099	0,1189	
		Gama	-0,2187	0,0064				
		E^alfa	452,4881	3,5939				
	3	Beta	1,4668	0,0489		0,0101	0,1140	
		Gama	-0,2031	0,0055				
		E^alfa	465,8603	3,7057				
	4	Beta	1,6175	0,0741		0,0112	0,1585	
		Gama	-0,2435	0,0094				
		E^alfa	451,7925	4,3231				
	5	Beta	1,5658	0,0788		0,0137	0,1770	
		Gama	-0,2247	0,0095				
		E^alfa	476,5073	5,3518				
	6	Beta	1,5572	0,0762		0,0150	0,1918	
		Gama	-0,2227	0,0094				
		E^alfa	431,4475	5,4064				
Fem	1	Beta	1,3512	0,0760	1,4578	0,0167	0,1581	0,612
		Gama	-0,2348	0,0105	-0,2434			
		E^alfa	290,8181	3,3404	302,3301			
	2	Beta	1,5084	0,0651		0,0119	0,1404	
		Gama	-0,2462	0,0088				
		E^alfa	320,2327	2,7808				
	3	Beta	1,5881	0,0900		0,0141	0,1902	
		Gama	-0,2797	0,0133				
		E^alfa	296,0092	3,1679				
	4	Beta	1,4539	0,0667		0,0074	0,1393	
		Gama	-0,2449	0,0091				
		E^alfa	299,9364	2,7346				
	5	Beta	1,3991	0,0518		0,01143	0,1198	
		Gama	-0,2159	0,0065				
		E^alfa	310,1806	2,5917				
	6	Beta	1,4464	0,0634		0,0126	0,1349	
		Gama	-0,2390	0,0085				

E^{alfa} 296,8038 2,6418

Tabela 32 - Resultados do teste t de Student para comparação dos α , β e γ , e respectivos coeficientes de variação.

Comparação	teste t de Student	valor crítico	CV
α_{macho} VS $\alpha_{\text{fêmea}}$	19,2840 *	2,2281	21,71%
β_{macho} VS $\beta_{\text{fêmea}}$	2,3873 *		6,21%
γ_{macho} VS $\gamma_{\text{fêmea}}$	1,3042 ns		8,76%

Portanto, detectou-se diferença significativa entre os α_i e β_i , não havendo diferença entre os γ_i , revelando que o peso dos ratos machos foi maior que o das fêmeas.



Gráfico 14 - Média dos valores observados e funções de crescimento médias ajustadas para os pesos dos ratos *Rattus norvegicus*, para os machos e fêmeas.

Os trabalhos relacionados na presente bibliografia apresentam, na sua maioria, comparações de várias funções de crescimento, afirmando, baseados nos coeficientes de determinação e somas de quadrados dos resíduos, quais funções se ajustaram melhor a determinados conjuntos de dados, porém quando o mesmo tipo de função é ajustado a várias situações (tratamentos) somente JOHNSON e MILLIKEN (1983) abordaram este assunto. Esses autores realizaram análises de variâncias utilizando o procedimento de mínimos quadrados não-linear e o de mínimos quadrados linear ponderado, tomando as estimativas dos parâmetros de interesse com pesos obtidos das matrizes de covariâncias assintóticas dos modelos ajustados às populações individuais, porém não prosseguiram na análise. A presente pesquisa utiliza as estimativas dos parâmetros individuais de cada repetição, realizando análises paramétricas e não-paramétricas, permitindo o prosseguimento da análise, onde podem-se detectar as diferenças entre os tratamentos. Além do mais, trabalha-se na ausência e presença de autocorrelação nos resíduos, apresentado-se a possibilidade de se utilizarem os modelos com erros aditivos ou multiplicativos.

6.5 Valores da variável independente x, a partir dos quais a diferença entre a assíntota e a função estimada não é significativa

Nas tabelas 33 a 46 apresentaram-se as estimativas dos parâmetros com suas respectivas variâncias e covariâncias e os valores da variável independente x a partir dos quais a diferença entre a assíntota e as funções logística e de Gompertz não é significativa, ao nível de 5% de significância, referentes aos ajustes médios (médias das repetições) dos dados de peso de matéria fresca (g) de sementes de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. carioca 80 SH, porcentagens de ganho de peso dos frutos de araribá, pesos dos frangos *Indian River* e pesos dos ratos *Rattus norvegicus*.

6.5.1 Resultados referentes ao peso de matéria fresca (g) de sementes de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. carioca 80 SH

Tabela 33 - Estimativas dos parâmetros, variâncias e covariâncias para os dados de matéria fresca (g) de sementes de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. carioca 80 SH, embebidas na solução de NaCl em diferentes potenciais.

NaCl	Potenciais							
	0	3	6	9	12	15	18	21
Beta	-0,1555	-0,1636	-0,1550	-0,1236	-0,1152	-0,1063	-0,0995	-0,1092
Gama	0,3225	0,3670	0,3562	0,3410	0,3194	0,3100	0,2956	0,2975
Alfa	2,0156	1,9754	1,9676	1,9488	1,9504	1,9328	1,9272	1,9057
(β)	$4,84 \times 10^{-3}$	$6,46 \times 10^{-3}$	$4,93 \times 10^{-3}$	$3,91 \times 10^{-3}$	$1,98 \times 10^{-3}$	$1,32 \times 10^{-3}$	$1,41 \times 10^{-3}$	$2,22 \times 10^{-3}$
$\hat{v}(\gamma)$	$7,62 \times 10^{-4}$	$1,06 \times 10^{-3}$	$7,87 \times 10^{-4}$	$6,11 \times 10^{-4}$	$2,91 \times 10^{-4}$	$1,92 \times 10^{-4}$	$1,93 \times 10^{-4}$	$3,04 \times 10^{-4}$
$\hat{v}(\alpha)$	$6,07 \times 10^{-4}$	$7,01 \times 10^{-4}$	$5,71 \times 10^{-4}$	$4,91 \times 10^{-4}$	$2,94 \times 10^{-4}$	$2,08 \times 10^{-4}$	$2,51 \times 10^{-4}$	$3,81 \times 10^{-4}$
(β, γ)	$-9,14 \times 10^{-4}$	$-1,33 \times 10^{-3}$	$-9,58 \times 10^{-4}$	$-6,97 \times 10^{-4}$	$-2,96 \times 10^{-4}$	$-1,80 \times 10^{-4}$	$-1,58 \times 10^{-4}$	$-2,54 \times 10^{-4}$
$\text{cov}(\alpha, \beta)$	$-3,74 \times 10^{-4}$	$-4,12 \times 10^{-4}$	$-3,53 \times 10^{-4}$	$-3,24 \times 10^{-4}$	$-2,14 \times 10^{-4}$	$-1,58 \times 10^{-4}$	$-2,04 \times 10^{-4}$	$-3,11 \times 10^{-4}$
$\text{cov}(\alpha, \gamma)$	$-4,52 \times 10^{-4}$	$-5,61 \times 10^{-4}$	$-4,43 \times 10^{-4}$	$-3,70 \times 10^{-4}$	$-2,04 \times 10^{-4}$	$-1,40 \times 10^{-4}$	$-1,59 \times 10^{-4}$	$-2,44 \times 10^{-4}$

Tabela 34 - Estimativas dos parâmetros, variâncias e covariâncias para os dados de matéria fresca (g) de sementes de *Phaseolus vulgaris* L. cv. carioca 80 SH, embebidas na solução de manitol em diferentes potenciais.

Manitol	Potenciais							
	0	3	6	9	12	15	18	21
Beta	-0,1705	-0,1454	-0,1971	-0,1256	-0,0877	-0,0969	-0,0789	-0,1121
Gama	0,3635	0,3283	0,3679	0,3311	0,3197	0,3232	0,3276	0,3276
Alfa	2,0231	2,0140	1,9570	1,9520	1,9251	1,9045	1,8608	1,8440
$\hat{\nu}(\beta)$	$7,35 \times 10^{-3}$	$3,76 \times 10^{-3}$	$4,06 \times 10^{-3}$	$4,26 \times 10^{-3}$	$3,18 \times 10^{-3}$	$3,77 \times 10^{-3}$	$3,27 \times 10^{-3}$	$4,43 \times 10^{-3}$
$\hat{\nu}(\gamma)$	$1,18 \times 10^{-3}$	$5,54 \times 10^{-4}$	$6,45 \times 10^{-4}$	$6,44 \times 10^{-4}$	$4,79 \times 10^{-4}$	$5,68 \times 10^{-4}$	$5,08 \times 10^{-4}$	$6,69 \times 10^{-4}$
$\hat{\nu}(\alpha)$	$8,60 \times 10^{-4}$	$5,67 \times 10^{-4}$	$4,39 \times 10^{-4}$	$5,82 \times 10^{-4}$	$4,52 \times 10^{-4}$	$5,16 \times 10^{-4}$	$4,04 \times 10^{-4}$	$5,54 \times 10^{-4}$
$\text{cov}(\beta, \gamma)$	$-1,47 \times 10^{-3}$	$-5,95 \times 10^{-4}$	$-8,22 \times 10^{-4}$	$-7,02 \times 10^{-4}$	$-4,86 \times 10^{-4}$	$-5,87 \times 10^{-4}$	$-5,39 \times 10^{-4}$	$-7,11 \times 10^{-4}$
$\text{cov}(\alpha, \beta)$	$-5,04 \times 10^{-4}$	$-3,89 \times 10^{-4}$	$-2,66 \times 10^{-4}$	$-4,02 \times 10^{-4}$	$-3,26 \times 10^{-4}$	$-3,74 \times 10^{-4}$	$-2,89 \times 10^{-4}$	$-4,10 \times 10^{-4}$
$\text{cov}(\alpha, \gamma)$	$-6,60 \times 10^{-4}$	$-3,84 \times 10^{-4}$	$-3,46 \times 10^{-4}$	$-4,19 \times 10^{-4}$	$-3,24 \times 10^{-4}$	$-3,76 \times 10^{-4}$	$-3,13 \times 10^{-4}$	$-4,20 \times 10^{-4}$

Tabela 35 - Estimativas dos parâmetros, variâncias e covariâncias para os dados de matéria fresca (g) de sementes de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. carioca 80 SH, embebidas na solução de 04-14-08 F em diferentes potenciais.

04-14-08F	Potenciais							
	0	3	6	9	12	15	18	21
Beta	0,2370	0,3031	0,2607	0,2428	0,1774	0,1463	0,1144	0,1186
Gama	0,3038	0,2828	0,2925	0,2992	0,3044	0,2947	0,2809	0,2753
Alfa	2,0655	2,0225	2,0093	1,9844	1,9665	1,9680	1,9660	1,9532
$\hat{\nu}(\beta)$	$6,47 \times 10^{-3}$	$1,80 \times 10^{-2}$	$1,99 \times 10^{-2}$	$1,94 \times 10^{-2}$	$1,64 \times 10^{-2}$	$2,03 \times 10^{-2}$	$1,08 \times 10^{-2}$	$1,09 \times 10^{-2}$
$\hat{\nu}(\gamma)$	$1,18 \times 10^{-3}$	$3,24 \times 10^{-3}$	$3,59 \times 10^{-3}$	$3,50 \times 10^{-3}$	$2,87 \times 10^{-3}$	$3,38 \times 10^{-3}$	$1,67 \times 10^{-3}$	$1,67 \times 10^{-3}$
$\hat{\nu}(\alpha)$	$9,49 \times 10^{-4}$	$2,92 \times 10^{-3}$	$3,02 \times 10^{-3}$	$2,72 \times 10^{-3}$	$2,29 \times 10^{-3}$	$3,17 \times 10^{-3}$	$1,98 \times 10^{-3}$	$2,09 \times 10^{-3}$
$\text{cov}(\beta, \gamma)$	$-1,05 \times 10^{-3}$	$-2,34 \times 10^{-3}$	$-2,89 \times 10^{-3}$	$-3,00 \times 10^{-3}$	$-2,56 \times 10^{-3}$	$-2,78 \times 10^{-3}$	$-1,14 \times 10^{-3}$	$-1,04 \times 10^{-3}$
$\text{cov}(\alpha, \beta)$	$-5,96 \times 10^{-4}$	$-2,08 \times 10^{-3}$	$-2,07 \times 10^{-3}$	$-1,82 \times 10^{-3}$	$-1,54 \times 10^{-3}$	$-2,28 \times 10^{-3}$	$-1,56 \times 10^{-3}$	$-1,70 \times 10^{-3}$
$\text{cov}(\alpha, \gamma)$	$-7,74 \times 10^{-4}$	$-2,33 \times 10^{-3}$	$-2,45 \times 10^{-3}$	$-2,27 \times 10^{-3}$	$-1,86 \times 10^{-3}$	$-2,41 \times 10^{-3}$	$-1,36 \times 10^{-3}$	$-1,41 \times 10^{-3}$

Tabela 36 - Estimativas dos parâmetros, variâncias e covariâncias para os dados de matéria fresca (g) de sementes de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. carioca 80 SH, embebidas na solução de 04-14-08 C em diferentes potenciais.

04-14-08C	Potenciais							
	0	3	6	9	12	15	18	21
Beta	0,2730	0,2553	0,2553	0,2475	0,2255	0,2087	0,2083	0,1572
Gama	0,3509	0,2868	0,2867	0,2938	0,3260	0,3106	0,2897	0,2798
Alfa	1,9963	2,0130	2,0067	1,9834	1,9413	1,9406	1,9346	1,9330
$\hat{v}(\beta)$	$6,86 \times 10^{-3}$	$2,05 \times 10^{-2}$	$2,16 \times 10^{-2}$	$1,92 \times 10^{-2}$	$1,97 \times 10^{-2}$	$1,92 \times 10^{-2}$	$1,14 \times 10^{-2}$	$5,13 \times 10^{-3}$
$\hat{v}(\gamma)$	$1,44 \times 10^{-3}$	$3,61 \times 10^{-3}$	$3,78 \times 10^{-3}$	$3,43 \times 10^{-3}$	$3,77 \times 10^{-3}$	$3,50 \times 10^{-3}$	$1,96 \times 10^{-3}$	$8,21 \times 10^{-4}$
$\hat{v}(\alpha)$	$6,02 \times 10^{-4}$	$3,31 \times 10^{-3}$	$3,45 \times 10^{-3}$	$2,83 \times 10^{-3}$	$2,10 \times 10^{-3}$	$2,39 \times 10^{-3}$	$1,72 \times 10^{-3}$	$8,90 \times 10^{-4}$
$\text{cov}(\beta, \gamma)$	$-1,60 \times 10^{-3}$	$-2,73 \times 10^{-3}$	$-2,87 \times 10^{-3}$	$-2,80 \times 10^{-3}$	$-3,86 \times 10^{-3}$	$-3,28 \times 10^{-3}$	$-1,53 \times 10^{-3}$	$-5,56 \times 10^{-4}$
$\text{cov}(\alpha, \beta)$	$-2,74 \times 10^{-4}$	$-2,35 \times 10^{-3}$	$-2,47 \times 10^{-3}$	$-1,96 \times 10^{-3}$	$-1,22 \times 10^{-3}$	$-1,54 \times 10^{-3}$	$-1,27 \times 10^{-3}$	$-7,08 \times 10^{-4}$
$\text{cov}(\alpha, \gamma)$	$-6,45 \times 10^{-4}$	$-2,59 \times 10^{-3}$	$-2,72 \times 10^{-3}$	$-2,31 \times 10^{-3}$	$-1,99 \times 10^{-3}$	$-2,09 \times 10^{-3}$	$-1,37 \times 10^{-3}$	$-6,44 \times 10^{-4}$

Tabela 37-Valores de x (horas) referentes ao aumento de peso de matéria fresca (g) de sementes de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. carioca 80 SH, a partir dos quais a diferença entre a assíntota e a função logística não é significativa, a 5% de significância.

Soluções	Potenciais							
	0	3	6	9	12	15	18	21
NaCl	8,2	7,5	8,1	8,7	10,3	11,4	11,3	10,5
Manitol	7,3	9,2	8,2	8,9	9,4	9,1	9,2	8,8
04-14-08 F	6,8	4,6	4,6	4,8	5,4	5,2	6,6	6,6
04-14-08 C	6,2	4,5	4,4	4,7	4,8	4,9	6,0	7,9

Portanto, o menor número de horas requerido para este experimento foi de 4,4 para a solução 04-14-08 C no potencial 6 e o maior foi para 11,4 para a solução de NaCl no potencial 15. Recomenda-se então, para um próximo experimento semelhante a este, a utilização de 11 horas, aproximadamente, para o tempo de embebição das sementes.

6.5.2 Resultados referentes às porcentagens de peso dos frutos de araribá

Tabela 38 - Estimativas dos parâmetros, variâncias e covariâncias para os dados de ganho de peso dos frutos de Araribá na coleta 1.

	Testemunha	Dez minutos	Quinze minutos	Vinte minutos
Beta	-1,2737	-1,2462	-1,4640	-1,5109
Gama	0,0846	0,0503	0,0582	0,0621
Alfa	73,7800	57,9314	59,0870	58,1086
$\hat{v}(\beta)$	$1,24 \times 10^{-2}$	$1,25 \times 10^{-2}$	$6,63 \times 10^{-3}$	$8,06 \times 10^{-3}$
$\hat{v}(\gamma)$	$3,58 \times 10^{-5}$	$1,21 \times 10^{-5}$	$7,66 \times 10^{-6}$	$1,05 \times 10^{-5}$
$\hat{v}(\alpha)$	0,9282	2,5660	0,9866	0,9682
$\text{cov}(\beta, \gamma)$	$-4,70 \times 10^{-4}$	$-4,04 \times 10^{-5}$	$-7,75 \times 10^{-5}$	$-1,27 \times 10^{-4}$
$\text{cov}(\alpha, \beta)$	$-8,05 \times 10^{-3}$	-0,1072	$-3,65 \times 10^{-2}$	$-3,32 \times 10^{-2}$
$\text{cov}(\alpha, \gamma)$	$-3,05 \times 10^{-3}$	$-3,80 \times 10^{-3}$	$-1,69 \times 10^{-3}$	$-1,90 \times 10^{-3}$

Tabela 39 - Estimativas dos parâmetros, variâncias e covariâncias para os dados de ganho de peso dos frutos de Araribá na coleta 2.

	Testemunha	Dez minutos	Quinze minutos	Vinte minutos
Beta	-0,9954	-1,3709	-1,5211	-1,5441
Gama	0,0742	0,0589	0,0629	0,0641
Alfa	81,1400	57,2191	59,3414	60,1595
$\hat{v}(\beta)$	$6,24 \times 10^{-2}$	$4,30 \times 10^{-3}$	$4,08 \times 10^{-3}$	$4,27 \times 10^{-3}$
$\hat{v}(\gamma)$	$1,92 \times 10^{-5}$	$5,89 \times 10^{-6}$	$5,43 \times 10^{-6}$	$5,80 \times 10^{-6}$
$\hat{v}(\alpha)$	0,7910	0,5951	0,4904	0,4981
$\text{cov}(\beta, \gamma)$	$-2,21 \times 10^{-4}$	$-5,78 \times 10^{-5}$	$-6,74 \times 10^{-5}$	$-7,50 \times 10^{-5}$
$\text{cov}(\alpha, \beta)$	$-5,93 \times 10^{-3}$	$-2,05 \times 10^{-2}$	$-1,62 \times 10^{-2}$	$-1,59 \times 10^{-2}$
$\text{cov}(\alpha, \gamma)$	$-2,36 \times 10^{-3}$	$-1,18 \times 10^{-3}$	$-9,63 \times 10^{-4}$	$-9,88 \times 10^{-4}$

Tabela 40-Valores de x (horas) referentes às porcentagens de peso dos frutos de Araribá, a partir dos quais a diferença entre a assíntota e a função logística não é significativa, a 5% de significância.

Coletas	Tratamentos			
	Testemunha	Dez minutos	Quinze minutos	Vinte minutos
Coleta 1	63,8	63,6	68,8	63,9
Coleta 2	46,8	71,7	67,9	66,3

O menor número de horas requerido neste caso foi para a testemunha na coleta 2 e o maior foi para o tratamento dez minutos de escarificação na coleta 2. Recomenda-se, para um próximo experimento semelhante, a utilização de aproximadamente 71 horas de embebição das sementes.

6.5.3 Resultados referentes aos pesos dos frangos *Indian River*

Tabela 41 - Estimativas dos parâmetros, variâncias e covariâncias para os dados de pesos dos frangos *Indian River* segundo sexo, referentes à ração I.

	Masculino	Misto	Feminino
Beta	1,4978	1,4547	1,4518
Gama	-0,1909	-0,1731	-0,1883
Alfa	41,4004	41,7541	36,4527
$\hat{v}(\beta)$	$1,25 \times 10^{-3}$	$1,20 \times 10^{-3}$	$1,54 \times 10^{-3}$
$\hat{v}(\gamma)$	$6,37 \times 10^{-6}$	$4,47 \times 10^{-6}$	$7,57 \times 10^{-6}$
$\hat{v}(\alpha)$	0,1057	0,1014	0,1108
(β, γ)	$-5,32 \times 10^{-5}$	$-4,72 \times 10^{-5}$	$-5,97 \times 10^{-5}$
$\text{cov}(\alpha, \beta)$	$8,60 \times 10^{-3}$	$8,92 \times 10^{-3}$	$9,99 \times 10^{-3}$
$\text{cov}(\alpha, \gamma)$	$2,49 \times 10^{-5}$	$-8,28 \times 10^{-5}$	$5,39 \times 10^{-5}$

Tabela 42 - Estimativas dos parâmetros, variâncias e covariâncias para os dados de pesos dos frangos *Indian River* segundo sexo, referentes à ração II.

	Masculino	Misto	Feminino
Beta	1,5314	1,4377	1,4080
Gama	-0,1846	-0,1719	-0,1689
Alfa	46,7748	38,3940	37,7047
$\hat{v}(\beta)$	$7,79 \times 10^{-4}$	$1,62 \times 10^{-3}$	$1,88 \times 10^{-3}$
$\hat{v}(\gamma)$	$3,52 \times 10^{-6}$	$5,76 \times 10^{-6}$	$6,34 \times 10^{-6}$
$\hat{v}(\alpha)$	0,0754	0,1288	0,1429
$\text{cov}(\beta, \gamma)$	$-3,45 \times 10^{-5}$	$-5,85 \times 10^{-5}$	$-6,67 \times 10^{-5}$
$\text{cov}(\alpha, \beta)$	$5,85 \times 10^{-3}$	$1,18 \times 10^{-2}$	$1,36 \times 10^{-2}$
$\text{cov}(\alpha, \gamma)$	$-3,81 \times 10^{-5}$	$-8,14 \times 10^{-5}$	$-1,11 \times 10^{-4}$

Tabela 43 - Estimativas dos parâmetros, variâncias e covariâncias para os dados de pesos dos frangos *Indian River* segundo sexo, referentes à ração III.

	Masculino	Misto	Feminino
Beta	1,5324	1,4927	1,4964
Gama	-0,1599	-0,1627	-0,1795
Alfa	49,3482	38,8319	33,0345
$\hat{v}(\beta)$	$8,62 \times 10^{-4}$	$1,49 \times 10^{-3}$	$3,07 \times 10^{-3}$
$\hat{v}(\gamma)$	$2,88 \times 10^{-6}$	$4,95 \times 10^{-6}$	$1,24 \times 10^{-5}$
$\hat{v}(\alpha)$	0,0755	0,0908	0,1765
$\text{cov}(\beta, \gamma)$	$-3,93 \times 10^{-5}$	$-6,39 \times 10^{-5}$	$-1,19 \times 10^{-4}$
$\text{cov}(\alpha, \beta)$	$6,66 \times 10^{-3}$	$9,60 \times 10^{-3}$	$1,85 \times 10^{-2}$
$\text{cov}(\alpha, \gamma)$	$-1,64 \times 10^{-5}$	$-1,94 \times 10^{-4}$	$-8,86 \times 10^{-5}$

Tabela 44-Valores de x (semanas) referentes aos pesos dos frangos *Indian River*, a partir dos quais a diferença entre a assíntota e a função de Gompertz não é significativa, a 5% de significância.

Sexo	Ração		
	I	II	III
Masculino	25,5	28,1	32,7
Misto	28,0	27,1	29,9
Feminino	24,9	26,9	24,5

O menor número de semanas requerido neste experimento foi de 24,5 para a ração III do sexo feminino, e o maior foi de 32,7 semanas para a ração III referente ao sexo masculino. Recomenda-se, neste caso, a utilização de aproximadamente 33 semanas para a pesagem dos frangos.

6.5.4 Resultados referentes aos pesos dos ratos *Rattus norvergicus*

Tabela 45 - Estimativas dos parâmetros, variâncias e covariâncias para os dados de pesos dos ratos *Rattus norvergicus* do sexo masculino e feminino.

	Masculino	Feminino
Beta	1,5615	1,4522
Gama	-0,2277	-0,2424
Alfa	457,6037	301,9868
$\hat{V}(\beta)$	$2,18 \times 10^{-3}$	$1,86 \times 10^{-3}$
$\hat{V}(\gamma)$	$3,24 \times 10^{-5}$	$3,58 \times 10^{-5}$
$\hat{V}(\alpha)$	8,9993	3,7244
$\text{cov}(\beta, \gamma)$	$-2,04 \times 10^{-4}$	$-1,91 \times 10^{-4}$
$\text{cov}(\alpha, \beta)$	$2,25 \times 10^{-2}$	$1,49 \times 10^{-2}$
$\text{cov}(\alpha, \gamma)$	$6,12 \times 10^{-3}$	$4,28 \times 10^{-3}$

Tabela 46-Valores de x (semanas) referentes os pesos dos ratos *Rattus norvergicus*, a partir dos quais a diferença entre a assíntota e a função de Gompertz não é significativa, a 5% de significância.

Sexo	Valores
Masculino	22,2
Feminino	20,5

O número de semanas de pesagens requerido neste caso foi de 20,5 para as fêmeas e 22,2 para os machos. Recomenda-se aproximadamente 22 semanas para a pesagem dos ratos num próximo experimento.

7. CONCLUSÕES

Face aos resultados obtidos conclui-se que:

- 1- A utilização da estatística paramétrica para a comparação dos parâmetros α , β e γ , na ausência ou na presença da autocorrelação nos resíduos, mostrou-se adequada para os fenômenos de crescimento estudados (dados de peso da matéria fresca de sementes de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. carioca 80 SH, porcentagem de peso de frutos de araribá e peso de ratos *Rattus norvergicus*); considerando-se que quando os coeficientes de não-linearidade intrínseca e de efeito dos parâmetros são baixos (valores em torno ou abaixo de 0,30) o comportamento dos estimadores do modelo não-linear se aproxima do linear.
- 2- No caso em que os coeficientes de não-linearidade intrínseca foram baixos e os de efeito de parâmetros foram altos, o uso da estatística não-paramétrica foi mais adequado (dados de pesos de frangos *Indian River*).
- 3- O uso da estatística t, desde que satisfeitas as suposições para o seu uso, mostrou-se adequado para a determinação dos valores da variável independente x, a partir dos quais a diferença entre a assíntota e a função estimada deixa de ser significativa, ao nível de significância estabelecido.

8. SUMMARY

The logistic and the Gompertz growth functions have been considerably studied and frequently used in biological area.

Several researchers have fitted the Logistic and the Gompertz to data from experiments with many treatments where the purpose is to detect the difference among them.

The verification of the adequacy of the non-linear fits and the comparison of different functions for a set of data are well studied in the literature. However, when the same function is fitted to several situations (treatments) and the purpose is to compare them, there are difficulty to find subsidy in the literature.

The purpose of this work was to determine a method of comparison of the Logistic and the Gompertz curves and to verify until when the difference between the curves and their superior asymptotes are significant.

In this research were studied the logistic and the Gompertz models considering additive and multiplicative error terms with and without autocorrelation.

For enlightenment of the methodology were used data of fresh matter of *Phaseolus vulgaris* L. cv carioca 80 SH seeds, percentage of araribá fruit weight, weight of chicken for slaughter *Indian River* and weight of rats *Rattus norvergicus*, where were fitted the Logistic model with additive errors terms and without autocorrelation, the Logistic model with additive errors terms and with autocorrelation, the Gompertz model with additive errors terms and without autocorrelation, the Gompertz model with additive errors terms and with autocorrelation.

The fits of the Logistic and the Gompertz with additive errors terms were adequated for the description of the growth phenomenon in the applications studied in this research. The high coefficients of determination, the low intrinsic curvature coefficients and the graphics showed this.

The use of parametric statistics for comparison of the parameters in the presence or absence of autocorrelation was adequated (data of fresh matter of *Phaseolus vulgaris* L. cv carioca 80 SH seeds, percentage of araribá fruit weight, and weight of rats *Rattus norvergicus*). Fact proved for the low intrinsic curvature and parameter effects curvature coefficients (values lower or around 0,30). When the intrinsic curvature coefficients were low but the parameter effects curvature coefficients were high, the use of non-parametrics statistics were adequated (weight of chicken for slaughter *Indian River*).

9. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS¹²

- ALMEIDA, M.A.M.P. *Aspectos da Germinação de Phaseolus vulgaris L. cv. carioca 80 SH, em Diferentes Potenciais de Água e Salinidade*. Botucatu, 1993. 125p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Faculdade de Ciências Agrônômicas - Universidade Estadual Paulista.
- BARD, Y. Comparison of gradient methods for the solution of non linear problems. *SIAM. J. Num. Anal.*, v.7, p.157-86, 1970.
- BARD, Y. *Nonlinear parameter estimation*. New York: John Wiley, 1974. 341 p.
- BATES, D.M, WATTS, D.G. Relative curvature measures of nonlinearity (with discussion). *J. R. Stat. Soc. B*, v.42, n.1, p. 1-25, 1980.
- BATES, D.M, WATTS, D.G. *Nonlinear regression analysis and its applications*. New York: John Wiley, 1988. 365p.
- BERGER, R.D. The Gompertz transformation; more appropriate than the logistic to describe disease progress. *Phytopathology*, v.71, p.71- 9, 1981a.
- BERGER, R.D. Comparison of the Gompertz and Logistic equations to describe plant disease progress. *Phytopathology*, v.71, p.716-9, 1981b.

¹ UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA. Coordenadoria Geral de Bibliotecas, Editora UNESP. Normas para publicações da UNESP. São Paulo: Editora UNESP, 1994. 4v., v.2 Referências Bibliográficas.

² BIOSIS. Serial sources for the BIOSIS previews database. Philadelphia, 1990. 413p.

- BROWN, J.E., FITZHUG JUNIOR, H.A., CARTWRIGHT, T.C. A comparison of nonlinear models for describing weight-age relationships in cattle. *J. Anim. Sci.*, v.42, p.810-30, 1976.
- CASON, J.A. Egg production for molted flocks. *Poult. Sci.*, v.70, p.2232-6, 1991.
- COCHRAN, W.G. The Distribution of the Largest of a Set of Estimated Variances as a Fraction of Their Totals. *Ann. Eugenics*, v.11, p.47-50, 1941.
- COX, C., MA, G. Asymptotic confidence bands for generalized nonlinear regression models. *Biometrics*, v.51, p.142-50, 1995.
- COX, D.R., REID, N. Parameter orthogonality and approximate conditional likelihood. *J. R. Stat. Soc. B*, v.49, n.1, p. 1-39, 1987.
- CROCCI, A.J. *Modelo autorregressivo, para análise de experimentos com vacas em lactação*. Piracicaba, 1984. 86p. Tese (Doutorado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.
- CRÓCOMO, C.R. *Análise econométrica do crescimento ponderal de gado bovino*. Piracicaba, 1973. 138p. Dissertação (Mestrado em Ciências Sociais Rurais) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.
- CRUZ, E.C., MACHADO, S.A. Seleção de equações para a estimativa de resíduos florestais para fins energéticos numa floresta tropical. *Rev. Floresta*, v.11, n.2, p.127-33. 1987.
- DAVIS, H.T. *The Analysis of Economic Time Series*. Bloomington:Principia Press, 1941. 85p.

- DÍAZ, M.D.P. *Estudo da Lei de Auto-desbaste através de ajuste de modelos lineares e não lineares, em povoamentos de Eucaliptus grandis, no Estado de São Paulo*. Piracicaba, 1992. 93p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.
- DRAPER, N. SMITH, H. *Applied regression analysis*. 2. ed. New york : John Wiley, 1981. 407p.
- GLASBEY, C. A. Correlated residual in non-linear regressions applied to growth data. *Appl. Stat.*, v.28, p251-9, 1979.
- GLASBEY, C. A. Non linear regression with autorregressive time series errors. *Biometrics*, v.36, p.135-40, 1980.
- GODOY, C.R.M. *Modelo linear com autocorrelação nos resíduos para análise de produção leiteira em experimento com dupla reversão*. Piracicaba, 1983. 110p. Tese (Livre-docência) - Escola superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.
- GROSMAN, M., BOHREN, B.B., ANDERSON, V.L. Logistic growth curve of chickens: a comparison of techniques to estimate parameter. *J. Hered.*, v.76, p.397-9, 1985.
- HARTLEY, H.D. The modified Gauss-Newton method for the fitting on non-linear regression functions by least squares. *Technometrics*, v.3, p.269-80, 1961.
- HOFFMANN, R., BERGER, R. Determinação da idade ótima de corte de povoamentos de *Eucaliptus*. *IPEF(Inst. Pesqui. Estud. Florest.)*, v.7, p.49-69, 1973.

- HOFFMANN, R., THAME, A.C.M. Determinação da idade ótima para primeiro desbaste em povoamento de *Pinus Caribea*. *Agro-Econômica*, v.2, p.9-37, 1970.
- HOFFMANN, R., VIEIRA, S. *Análise de regressão; uma introdução à econometria*. 2. ed. São Paulo: Hucitec: Edusp, 1983. 379p.
- JENNRICH, R.I. Asymptotic properties of nonlinear least squares estimators. *Ann. Math. Statist.*, v.40, p.633-43, 1969.
- JOHNSON, P. , MILLIKEN, G.A. A simple procedure for testing linear hypotheses about the parameters of a nonlinear model using weighted least squares. *Commun. Stat.-Simula. Computa.* , v.12, n.2, p.135-45, 1983.
- JOHNSTON, J. *Métodos econométricos*. São Paulo: Atlas, 1977. 318p.
- KERSEY De NISE, R.S., BRINKS, J.S. Genetic and environmental aspects of the growth curve parameters in beef cows. *J. Anim. Sci.*, v.61, p.1431-40, 1985.
- KROLL, L.B. *Estudo do crescimento de vacas leiteiras através de modelo com autocorrelação nos erros*. Botucatu, 1990. 96p. Tese (Doutorado em Agronomia) - Faculdade de Ciências Agronômicas, Universidade Estadual Paulista.
- KROLL, L.B., TORNERO, M.T.T. Modelo de Gompertz com sazonalidade e autocorrelação nos erros para ajuste do crescimento ponderal em vaca leiteira. *Pesqui. Agropecu. Bras.*, v.29, p.707-11, 1994.

- KNÍZETOVÁ, H., et al Analysis of growth curves of fowl. I. chickens. *Br. Poult. Sci.*, v.32, p.1027-38, 1991.
- MACHADO, M.A.F.T. A função logística e sua aplicação a dados de crescimento. (Seminário apresentado na disciplina de Seminários do curso de pós-graduação em Estatística e Experimentação Agronômica). Piracicaba, 1980. 19p.
- MANDEL, J. Fitting a straight line to certain types of cumulative data. *JASA (J.Am.Stat. Assoc.)*, v.53, p.552-66, 1957.
- MARQUARDT, D.W. An algorithm for least-squares estimation of nonlinear parameter. *J. Soc. Ind. Appl. Math.*, v.2, p.431-41, 1963.
- MISCHAN, M.M. *Análise econométrica do crescimento de gado bovino*. Botucatu, 1972. 141p. Tese (Doutorado em Ciências). - Faculdade de Ciências Médicas e Biológicas de Botucatu, Universidade Estadual Paulista.
- NEGRILLO, B.G *Métodos não paramétricos uni e multivariados*. Piracicaba: CIAGRI,1992. 215p.
- NEHER, D.A., CAMPBELL, C.L. Underestimation of disease progress rates with the Logistic, Monomolecular, and Gompertz Models when maximum disease intensity is less than 100 percent. *Am. Phytopathol. Soc.*, North Carolina, v.82, p.811-4,1992.
- NELDER, J.A. The fitting of a generalization of the logistics curve. *Biometrics*, Alexandria, v.17, p.89-110, 1961.

- NELDER, J.A. WEDDERBURN, R.W.M. Generalized linear models. *J.R.Stat. Soc.B*, 135, p. 370-83, 1972.
- NETER, J., WASSERMAN, W., KUTNER, M.H. *Applied linear regression models*. Homewood: Richard Irwin, 1983. 543p.
- OLIVER, F.R. Aspects of maximum likelihood estimation of the logistic growth function. *JASA(J. Am. Stat. Assoc.)*, v.61, p.697-705, 1966.
- OLIVEIRA, M.C.N. *Comparação de modelos matemáticos aplicados a ensaios de calagem com a cultura da soja*. (Glycine Max (L) Merrill.) Piracicaba, 1986. 165p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Escola superior de Agricultura "Luiz de Queiroz ", Universidade de São Paulo.
- OLIVEIRA, P. *Ajustamento de alguns modelos exponenciais a dados de crescimento da cana-de-açúcar*. Piracicaba, 1992. 89p. (Mestrado em Agronomia) - Escola superior de Agricultura "Luiz de Queiroz ", Universidade de São Paulo.
- PEARL, R., REED, L.J. On the rate of growth of the population of the United States since 1790 and its mathematical representation. *Proc. Nat. Acad. Sci. U.S.A.*, v.6, p.275-88, 1920.
- PEROTTO, D., CUE, R.I., LEE, A.J. Comparison of nonlinear functions for describing the growth curve of three genotype of dairy cattle. *Can. J. Anim. Sci.*, v.72, p.773-82, 1992.
- RAO, C.R. Some statistical methods for comparison of growth curves. *Biometrics*, p.1-17, 1958.

- RATKOVSKY, D.A. *Non linear regression modelling*. New York: Marcel Dekker, 1983. 356p.
- ROGERS, S.R., PESTI, G.M., MARKS, H.L. Comparison of three nonlinear regression models for describing broiler growth curves. *Growth*, v.51, p.229-39, 1987.
- ROCHA, P.E.D *Aspectos ecofisiológicos da germinação de sementes de Araribá* (centrolobium tomentosum Guill. ex Benth. - FABACEAE). Botucatu, 1993. 103p. Dissertação (Mestrado em Ciências Biológicas) - Universidade Estadual Paulista.
- SCALLON, C.V. Fitting autoregressive process in Glim. *Glim Newsletter*, v.9, p.17-22, 1985.
- SEARLE, S.R. *Linear Models*. New York: John Wiley, 1971. 532p.
- SILVA, G. L. *Modelos não lineares univariados aplicados a curvas de crescimento de ovinos*. Brasília:UNB, 1989. 104p. (Projeto de Iniciação Científica) Universidade de Brasília.
- SILVA, M.A.P. *Métodos de estimação de parâmetros do modelo*
 $y = a(1 - 10^{-cm})10^{-k^2m}$ *aplicados a dados de maturação da cana-de-açúcar*. Piracicaba, 1980. 85p. Tese (Doutorado em Agronomia) - Escola superior de Agricultura "Luiz de Queiroz ", Universidade de São Paulo.

- SIQUEIRA, J.O., COLOZZI FILHO, A., SAGGIN JÚNIOR, O.J. Efeitos da infecção de plântulas de cafeeiro com quantidades crescentes de esporos do fungo endomicorrízico *gigaspora margarita*. *Pesqui. Agropecu. Bras.*, Brasília, v.29, n.6, p.875-83, 1994.
- SOUZA, D.G. *Algumas considerações sobre regressão não linear*. São Paulo, 1986. 122p. Dissertação (Mestrado em Estatística) - Universidade de São Paulo.
- SOUZA, L. PINHO, S.Z. Estimação do coeficiente de autocorrelação pela função de verossimilhança de perfil e condicional. *Rev. Matemática e Estatística*, São Paulo, v.14, 1996. (no prelo)
- SPARROW, P.E. The comparison of five response curves for representing the relationship between the annual dry-matter yield of grass herbage and fertilizer nitrogen. *J. Agric. Sci.*, v.93, p.513-20, 1979.
- STEVENS, W.L. Asymptotic regression. *Biometrics*, v.7, p.247-67, 1951.
- STONE, L.F., PEREIRA, A.L. Sucessão arroz-feijão irrigados por aspersão: efeitos de espaçamento entre linhas, adubação e cultivar no crescimento, desenvolvimento radicular e consumo d'água do feijoeiro. *Pesqui. Agropecu. Bras.*, v.29, n.6, p.939-54, 1994.
- TORNERO, M.T.T. *Utilização de modelos assintótico-sigmóides de crescimento multifásico em sazonalidade em estudos zootécnicos*. Botucatu, 1996. Tese (Doutorado em Zootecnia) - Faculdade de Medicina Veterinária e Zootecnia, Universidade Estadual Paulista. (no prelo)

- THOMPSON, R., BAKER, R.J. Composite link functions in generalized linear models. *Appl. Stat.*, v.30, p.125-31, 1981.
- VALENTINI, R. *Análise econômica do arraçamento de frangos de corte*. Piracicaba, 1970. 230p. Tese (Doutorado em Agronomia) - Escola superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.
- VERHULST, P.E. Recherches mathématiques sur loi d'accroissement de la population. *Academie de Bruxelles*, v.18, 1845.
- VIEIRA, S. *Estudo das funções assintótico-sigmóides*. Piracicaba, 1975. 105p. Tese (Livre Docência) - Faculdade de Odontologia de Piracicaba, Universidade Estadual de Campinas.
- VIEIRA,S, HOFFMAN, R. Comparison of the logistics and the Gompertz growth function considering additive and multiplicative error terms. *Appl. Stat.*, v.2, p.143-48, 1977.
- VIEIRA, S. , MISCHAN, M.M. A logística e a Gompertz: duas funções alternativas no estudo de dados de crescimento. *Ciênc. Cult.*, v.28, p.952-9, 1976.
- WHITE, G.C., BRISBIN JUNIOR, I.L. Estimation and comparison of parameter in stochastic growth models for barn owls. *Growth*, v.44, p.97-111, 1980.
- WINSOR, C.P. A comparison of certain symmetrical growth curves. *J. Washington Acad. of Sci.*, v. 22, n.19, p.73-84, 1932.
- WISHART, J. Growth rate determination in nutrition studies with bacon pig and their analysis. *Biometrika*, v. 30, p.16-20, 1938.

10. APÊNDICE I - DADOS

Quadro 1 - Dados de peso de matéria fresca (g) de sementes de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. carioca 80 SH, embebidas em diferentes potenciais de água induzidos com NaCl.

Potencial	Período de embebição									
Bar	1h	2h	3h	4h	5h	6h	8h	10h	13h	16h
0	1,1547	1,2998	1,3937	1,5260	1,7394	1,7745	1,8905	1,9147	1,9777	2,0224
	1,0771	1,2956	1,3972	1,5198	1,7297	1,7829	1,9001	1,9367	1,9865	2,0100
Média	1,1159	1,2977	1,3954	1,5229	1,7345	1,7787	1,8953	1,9257	1,9821	2,0162
3	1,0987	1,2856	1,3638	1,4878	1,7199	1,7587	1,8802	1,9258	1,9461	1,9557
	1,1053	1,2874	1,3707	1,5021	1,7122	1,7555	1,8893	1,9142	1,9391	1,9543
Média	1,1020	1,2865	1,3772	1,4949	1,7160	1,7571	1,8847	1,9200	1,9426	1,9556
6	1,1072	1,2446	1,3638	1,4864	1,7024	1,7446	1,8633	1,8994	1,9290	1,9493
	1,0867	1,2870	1,3751	1,4863	1,6951	1,7224	1,8620	1,8981	1,9331	1,9665
Média	1,0969	1,2658	1,3694	1,4863	1,6987	1,7335	1,8626	1,8987	1,9310	1,9579
9	1,0847	1,3012	1,3596	1,4752	1,6825	1,7112	1,8037	1,8796	1,9215	1,9466
	1,0874	1,2115	1,3553	1,4602	1,6563	1,7139	1,7991	1,8751	1,9241	1,9283
Média	1,0860	1,2563	1,3574	1,4677	1,6694	1,7125	1,8014	1,8773	1,9228	1,9374
12	1,0871	1,2636	1,3409	1,4564	1,6063	1,7064	1,7931	1,8694	1,8995	1,9279
	1,0715	1,2272	1,3437	1,4453	1,5827	1,7061	1,7993	1,8654	1,9234	1,9342
Média	1,0793	1,2454	1,3423	1,4508	1,5945	1,7062	1,7962	1,8674	1,9114	1,9310
15	1,0188	1,2334	1,3392	1,4311	1,5414	1,6732	1,7978	1,8401	1,8958	1,9112
	1,1037	1,2360	1,3207	1,4429	1,5707	1,6672	1,7548	1,8474	1,8857	1,9137
Média	1,0612	1,2347	1,3299	1,4370	1,5560	1,6702	1,7763	1,8437	1,8907	1,9124
18	1,0500	1,2197	1,3002	1,4193	1,5375	1,6382	1,7333	1,8272	1,8818	1,8974
	1,0568	1,2301	1,3025	1,4300	1,5314	1,6509	1,7473	1,8416	1,8799	1,9051
Média	1,0534	1,2249	1,3013	1,4246	1,5344	1,6445	1,7403	1,8344	1,8808	1,9012
21	1,0463	1,2124	1,2955	1,4023	1,5107	1,6061	1,7332	1,8266	1,8672	1,8721
	1,0348	1,2168	1,2715	1,3900	1,5206	1,6352	1,7378	1,8241	1,8479	1,8709
Média	1,0405	1,2146	1,2835	1,3967	1,5156	1,6206	1,7355	1,8253	1,8575	1,8715

Quadro 2 - Dados de peso de matéria fresca (g) de sementes de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. carioca 80 SH, embebidas em diferentes potenciais de água induzidos com manitol.

Potencial	Período de embebição									
Bar	1h	2h	3h	4h	5h	6h	8h	10h	13h	16h
0	1,1577	1,2125	1,4414	1,5890	1,7064	1,8523	1,9168	1,9206	1,9941	2,0222
	1,1703	1,2176	1,4399	1,5650	1,7012	1,8037	1,9169	1,9246	1,9954	2,0260
Média	1,1640	1,2150	1,4406	1,5770	1,7038	1,8280	1,9168	1,9226	1,9947	2,0241
3	1,1256	1,2014	1,4334	1,5477	1,6237	1,7291	1,8930	1,8999	1,9801	2,0082
	1,1247	1,2001	1,4391	1,5477	1,6656	1,7029	1,8762	1,9186	1,9925	1,9965
Média	1,1252	1,2007	1,4362	1,5477	1,6446	1,7160	1,8846	1,9092	1,9863	2,0023
6	1,0989	1,1853	1,4388	1,5304	1,6686	1,6934	1,8872	1,9138	1,9315	1,9640
	1,0824	1,1831	1,3967	1,5325	1,6060	1,7263	1,8605	1,8834	1,8913	1,9508
Média	1,0906	1,1842	1,4177	1,5314	1,6373	1,7098	1,8738	1,8986	1,9114	1,9574
9	1,0737	1,1950	1,4205	1,5283	1,5978	1,6263	1,8512	1,8634	1,9256	1,9436
	1,0895	1,1987	1,3993	1,5125	1,6013	1,6551	1,8380	1,8595	1,9176	1,9454
Média	1,0816	1,1968	1,4099	1,5204	1,5995	1,6407	1,8446	1,8614	1,9216	1,9445
12	1,0785	1,1856	1,3722	1,4592	1,5814	1,6127	1,7827	1,8491	1,9043	1,9152
	1,0814	1,1879	1,3798	1,5613	1,5919	1,6210	1,7902	1,8082	1,8908	1,9259
Média	1,0799	1,1867	1,3760	1,5102	1,5860	1,6168	1,7864	1,8286	1,8975	1,9205
15	1,0578	1,1805	1,3513	1,4873	1,6323	1,5972	1,7736	1,7981	1,8910	1,9052
	1,0561	1,1880	1,3627	1,5203	1,5052	1,5983	1,7735	1,7985	1,8808	1,8998
Média	1,0569	1,1842	1,3570	1,5038	1,5687	1,5977	1,7735	1,7983	1,8859	1,9025
18	1,0413	1,1802	1,3282	1,4826	1,5550	1,5685	1,7429	1,7881	1,8081	1,8674
	1,0484	1,1727	1,3264	1,4578	1,5580	1,5651	1,7421	1,7596	1,8423	1,8664
Média	1,0448	1,1764	1,3273	1,4702	1,5565	1,5668	1,7425	1,7738	1,8252	1,8669
21	1,0184	1,1653	1,2801	1,4781	1,5462	1,5518	1,7256	1,7567	1,8159	1,8528
	1,0158	1,1629	1,2853	1,4208	1,5445	1,5404	1,7244	1,7169	1,8183	1,8500
Média	1,0171	1,1641	1,2827	1,4494	1,5453	1,5461	1,7250	1,7368	1,8171	1,8514

Quadro 3 - Dados de peso de matéria fresca (g) de sementes de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. carioca 80 SH, embebidas em diferentes potenciais de água induzidos com 04-14-08 F.

Potencial	Período de embebição									
Bar	1h	2h	3h	4h	5h	6h	8h	10h	13h	16h
0	1,2788	1,4861	1,5672	1,6287	1,7664	1,8868	1,9086	1,9258	2,0518	2,0620
	1,2864	1,4871	1,5653	1,6285	1,7659	1,8895	1,9067	1,9780	2,0578	2,0621
Média	1,2826	1,4866	1,5662	1,6286	1,7661	1,8881	1,9076	1,9519	2,0548	2,0620
3	1,2714	1,4788	1,5575	1,5932	1,6094	1,8795	1,8975	1,9335	1,9807	1,9996
	1,2787	1,4797	1,5474	1,5991	1,6050	1,8788	1,8957	1,9275	1,9868	1,9978
Média	1,2750	1,4792	1,5524	1,5961	1,6072	1,8791	1,8966	1,9305	1,9837	1,9987
6	1,2440	1,4712	1,5392	1,5824	1,5959	1,8728	1,8934	1,9254	1,9701	1,9855
	1,2435	1,4725	1,5339	1,5819	1,5962	1,8771	1,8867	1,9289	1,9773	1,9893
Média	1,2437	1,4718	1,5365	1,5821	1,5960	1,8749	1,8802	1,9271	1,9737	1,9874
9	1,2214	1,4654	1,4878	1,5766	1,5860	1,8452	1,8869	1,8944	1,9529	1,9670
	1,2301	1,4639	1,4859	1,5767	1,5865	1,8449	1,8872	1,8966	1,9371	1,9653
Média	1,2257	1,4646	1,4868	1,5766	1,5862	1,8450	1,8870	1,8955	1,950	1,9661
12	1,1807	1,4316	1,4648	1,5291	1,5825	1,8134	1,8594	1,8918	1,9389	1,9470
	1,1862	1,4321	1,4603	1,5266	1,5865	1,8192	1,8574	1,8638	1,9300	1,9443
Média	1,1834	1,4318	1,4625	1,5278	1,5844	1,8163	1,8584	1,8778	1,9344	1,9456
15	1,1717	1,4124	1,4441	1,4839	1,5661	1,8079	1,8587	1,8747	1,9279	1,9350
	1,1707	1,4187	1,4497	1,4638	1,5649	1,8099	1,8570	1,8776	1,9285	1,9359
Média	1,1712	1,4155	1,4469	1,4738	1,5655	1,8099	1,8578	1,8761	1,9282	1,9354
18	1,1603	1,3697	1,4013	1,4638	1,5583	1,7168	1,8251	1,8310	1,9275	1,9295
	1,1604	1,3648	1,4078	1,4716	1,5579	1,7896	1,8476	1,8699	1,9235	1,9313
Média	1,1603	1,3672	1,4045	1,4677	1,5581	1,7532	1,8363	1,8504	1,9255	1,9304
21	1,1558	1,3027	1,3472	1,4585	1,5323	1,7772	1,8046	1,8589	1,8987	1,9270
	1,1559	1,3966	1,4243	1,4578	1,5401	1,7236	1,8029	1,8195	1,8951	1,9267
Média	1,1558	1,3496	1,3857	1,4581	1,5362	1,7504	1,8037	1,8392	1,8969	1,9268

Quadro 4 - Dados peso de matéria fresca (g) de sementes de feijão *Phaseolus vulgaris* L. cv. carioca 80 SH, embebidas em diferentes potenciais de água induzidos com 04-14-08 C.

Potencial	Período de embebição									
Bar	1h	2h	3h	4h	5h	6h	8h	10h	13h	16h
0	1,2705	1,4860	1,5654	1,6814	1,7663	1,8884	1,9066	1,9249	1,9835	1,9995
	1,3092	1,4854	1,5653	1,5771	1,7657	1,8804	1,9056	1,9251	1,9849	1,9907
Média	1,2898	1,4857	1,5653	1,6292	1,7660	1,8844	1,9061	1,9250	1,9842	1,9951
3	1,2531	1,4787	1,4834	1,5776	1,6039	1,8764	1,8951	1,9159	1,9687	1,9857
	1,2530	1,4789	1,4820	1,5746	1,6000	1,8774	1,8923	1,9205	1,9743	1,9863
Média	1,2530	1,4781	1,4877	1,5761	1,6019	1,8769	1,8937	1,9182	1,9715	1,9860
6	1,2490	1,4718	1,4801	1,5724	1,5945	1,8708	1,8904	1,9130	1,9648	1,9735
	1,2553	1,4711	1,4815	1,5728	1,5871	1,8774	1,8852	1,9183	1,9751	1,9720
Média	1,2521	1,4714	1,4808	1,5726	1,5908	1,8741	1,8878	1,9156	1,9699	1,9727
9	1,2227	1,4647	1,4755	1,5715	1,5854	1,8443	1,8707	1,8901	1,9250	1,9666
	1,2261	1,4639	1,4749	1,5716	1,5823	1,8415	1,8730	1,8959	1,9580	1,9653
Média	1,2244	1,4643	1,4752	1,5715	1,5838	1,8429	1,8718	1,8930	1,9415	1,9659
12	1,1817	1,4501	1,4814	1,5628	1,5814	1,8132	1,8556	1,8776	1,9085	1,9381
	1,1868	1,4596	1,5306	1,5676	1,5816	1,8184	1,8557	1,8671	1,9177	1,9339
Média	1,1842	1,4548	1,5060	1,5652	1,5815	1,8158	1,8556	1,8723	1,9131	1,9360
15	1,1755	1,4510	1,4397	1,5582	1,5676	1,7764	1,8688	1,8663	1,9075	1,9208
	1,1714	1,4573	1,4359	1,5568	1,5699	1,7899	1,8390	1,8691	1,9008	1,9278
Média	1,1734	1,4541	1,4378	1,5575	1,5687	1,7831	1,8539	1,8677	1,9041	1,9243
18	1,1635	1,4130	1,4208	1,5371	1,5571	1,7349	1,8114	1,8361	1,9090	1,9122
	1,1638	1,4129	1,4213	1,5337	1,5570	1,7434	1,8102	1,8410	1,8987	1,9193
Média	1,1636	1,4129	1,4210	1,5354	1,5570	1,7391	1,8108	1,8385	1,9038	1,9157
21	1,1618	1,3325	1,4667	1,5140	1,5307	1,6994	1,8031	1,8257	1,8910	1,9078
	1,1605	1,3335	1,3446	1,5146	1,5330	1,6982	1,8028	1,8269	1,8959	1,9049
Média	1,1611	1,3330	1,4056	1,5143	1,5318	1,6988	1,8029	1,8263	1,8934	1,9063

Quadro 5- Porcentagem de peso dos frutos de araribá, durante embebição por 84 horas em água destilada, 25 repetições da testemunha, na primeira coleta.

continua									
Tempo	rep 1	rep 2	rep 3	rep 4	rep 5	rep 6	rep 7	rep 8	rep 9
6	19,27	19,55	17,86	16,81	21,67	18,38	21,78	20,92	11,54
12	32,99	29,01	30,42	30,36	35,09	33,70	36,27	32,87	30,01
18	43,54	43,27	40,81	43,62	51,33	42,19	47,77	46,50	45,03
24	51,19	50,06	47,66	51,73	60,02	50,98	56,01	54,77	51,42
30	56,78	54,88	54,13	58,12	65,88	57,40	62,65	60,77	56,94
36	60,86	60,15	58,42	62,92	69,49	62,27	67,23	65,76	60,97
42	63,61	64,75	62,22	67,85	72,62	67,24	72,06	69,01	65,25
48	66,59	66,51	65,20	69,39	75,84	70,17	74,53	71,22	68,09
54	68,41	69,20	66,52	71,01	80,21	71,87	76,56	72,05	69,88
60	69,99	69,00	68,45	72,52	81,29	74,06	77,86	73,79	71,54
66	71,25	71,46	70,66	73,45	82,90	74,63	80,26	75,61	73,84
72	72,59	72,72	71,84	74,49	83,72	76,84	81,72	76,91	75,25
78	73,23	73,90	73,55	75,32	83,50	76,44	82,25	77,39	76,13
84	73,49	74,13	74,06	76,48	83,61	76,48	82,28	77,58	76,21

Quadro 5- Porcentagem de peso dos frutos de araribá, durante embebição por 84 horas em água destilada, 25 repetições da testemunha, na primeira coleta.

continuação									
Tempo	rep 10	rep 11	rep 12	rep 13	rep 14	rep 15	rep 16	rep 17	rep 18
6	20,89	19,04	21,01	34,19	06,76	21,57	19,10	18,91	18,33
12	38,75	30,77	30,63	43,53	15,47	37,14	41,26	32,32	37,72
18	46,32	42,31	44,99	57,48	27,47	45,33	43,15	43,05	43,49
24	53,91	49,40	53,59	66,24	35,58	53,00	51,67	50,85	50,58
30	59,18	54,18	57,91	70,82	40,70	57,44	58,33	55,80	54,98
36	64,41	58,28	62,93	76,21	45,28	63,89	63,51	61,56	59,55
42	67,75	61,97	67,48	81,12	49,01	67,39	66,63	65,17	63,87
48	70,17	64,75	69,68	82,94	51,38	69,94	69,35	68,49	66,29
54	72,36	66,80	70,82	84,98	53,25	71,18	69,82	72,03	67,88
60	73,59	67,57	72,59	85,92	54,14	73,44	72,19	73,56	69,45
66	74,62	68,63	73,92	87,54	55,82	75,42	73,73	75,22	70,14
72	75,77	69,94	75,04	89,88	57,59	76,74	75,68	75,81	71,48
78	76,58	71,03	75,14	90,97	58,47	76,77	76,33	76,34	72,13
84	76,52	72,06	75,52	91,33	58,57	77,76	76,27	76,20	72,50

Quadro 5 - Porcentagem de peso dos frutos de araribá, durante embebição por 84 horas em água destilada, 25 repetições da testemunha, na primeira coleta.

Tempo	conclusão						
	rep 19	rep 20	rep 21	rep 22	rep 23	rep 24	rep 25
6	17,05	22,03	17,46	20,88	19,22	16,60	20,71
12	34,62	39,28	31,13	34,29	33,94	32,36	33,72
18	40,01	49,83	41,10	43,94	42,41	41,64	40,96
24	46,00	57,41	48,19	50,69	50,33	49,90	47,52
30	51,21	62,91	52,77	54,86	55,31	56,02	52,19
36	56,07	66,63	56,97	58,91	60,46	62,36	56,84
42	60,44	71,51	61,49	62,77	64,13	66,14	61,54
48	62,88	72,97	63,71	64,73	66,87	68,69	63,99
54	65,28	75,40	65,83	67,43	68,11	71,82	66,42
60	67,13	76,88	67,26	68,33	69,92	74,64	67,09
66	67,13	77,66	68,66	70,36	71,16	74,71	67,65
72	69,00	79,33	70,67	71,47	73,27	76,52	69,53
78	69,76	80,35	70,81	72,34	73,51	76,96	70,76
84	71,08	80,73	71,44	72,28	73,62	77,77	72,48

Quadro 6- Porcentagem de peso dos frutos de araribá, durante embebição por 84 horas em água destilada, previamente escarificados com ácido sulfúrico, dez minutos de escarificação, 25 repetições, na primeira coleta.

Tempo	continua								
	rep 1	rep 2	rep 3	rep 4	rep 5	rep 6	rep 7	rep 8	rep 9
6	10,84	11,87	10,92	11,30	13,69	11,06	11,47	21,99	11,27
12	19,96	27,31	22,11	20,39	24,59	19,49	24,82	38,22	20,18
18	22,83	25,68	22,52	24,17	26,77	22,74	24,09	36,15	23,70
24	27,24	30,32	25,76	28,59	31,00	26,40	28,46	40,87	27,18
30	30,22	33,11	28,90	32,25	34,34	29,43	32,89	45,48	30,86
36	34,11	36,62	32,21	36,15	38,10	34,11	37,19	49,70	34,81
42	37,09	41,34	35,25	40,81	41,37	38,71	42,17	53,81	38,88
48	39,06	43,96	37,46	43,43	43,35	41,20	45,22	57,15	41,50
54	41,88	47,73	40,04	46,48	45,67	44,74	49,37	59,98	40,75
60	43,57	49,27	42,35	48,63	47,52	47,16	52,10	62,62	47,64
66	45,50	52,72	44,88	52,11	49,67	49,60	55,07	65,11	50,62
72	46,90	55,12	46,54	54,95	51,62	51,29	57,63	67,44	53,54
78	47,31	56,92	48,24	57,07	52,86	52,59	59,06	69,03	56,56
84	48,31	58,22	49,22	59,00	54,23	53,93	60,32	70,01	58,15

Quadro 6- Porcentagem de peso dos frutos de araribá, durante embebição por 84 horas em água destilada, previamente escarificados com ácido sulfúrico, dez minutos de escarificação, 25 repetições, na primeira coleta.

continuação

Tempo	rep 10	rep 11	rep 12	rep 13	rep 14	rep 15	rep 16	rep 17	rep 18
6	11,88	10,96	11,88	11,75	10,05	11,83	09,16	10,67	10,94
12	19,83	18,93	18,65	19,01	22,65	23,03	23,21	22,02	27,38
18	22,69	24,39	23,09	25,35	20,84	23,98	30,01	27,15	23,71
24	25,95	29,05	27,52	30,36	24,03	28,55	25,97	31,48	27,44
30	29,49	32,42	31,49	34,22	27,24	34,07	29,86	34,78	30,61
36	31,51	37,89	35,64	40,29	30,45	38,73	35,87	38,37	33,79
42	34,71	42,76	40,92	45,42	33,86	43,48	40,73	42,80	38,34
48	36,92	45,33	43,69	48,10	36,36	46,48	43,28	42,30	40,76
54	40,15	48,32	47,76	51,37	40,00	49,76	45,94	45,67	43,57
60	42,39	50,27	51,53	53,84	41,83	51,81	48,45	47,48	45,61
66	45,43	52,91	54,42	56,89	44,77	54,83	51,39	50,07	47,91
72	46,91	55,51	56,45	59,14	47,88	57,19	53,96	51,60	50,68
78	48,76	57,46	57,68	60,39	49,96	58,29	55,91	52,42	52,48
84	50,35	59,08	59,20	61,68	51,34	59,24	57,01	53,31	53,85

Quadro 6 - Porcentagem de peso dos frutos de araribá, durante embebição por 84 horas em água destilada, previamente escarificados com ácido sulfúrico, dez minutos de escarificação, 25 repetições, na primeira coleta.

conclusão							
Tempo	rep 19	rep 20	rep 21	rep 22	rep 23	rep 24	rep 25
6	12,63	14,50	12,96	11,55	12,65	11,69	11,26
12	29,36	27,11	19,94	19,84	21,38	20,85	25,20
18	24,46	29,46	25,47	26,22	27,11	25,14	22,99
24	27,96	34,14	29,92	30,92	30,96	28,68	26,27
30	32,45	38,30	34,17	34,84	34,58	32,86	29,26
36	35,87	42,89	38,92	38,02	38,80	36,89	32,79
42	39,43	47,39	42,70	41,98	42,14	40,78	35,78
48	44,50	49,91	45,64	44,15	44,51	43,61	36,72
54	48,69	52,35	48,28	47,55	46,79	45,93	38,77
60	51,27	54,49	51,05	49,31	48,67	48,02	40,54
66	54,23	56,71	53,79	50,97	50,85	49,95	42,58
72	56,18	58,35	55,06	52,26	52,05	51,35	44,24
78	57,26	59,69	56,01	53,00	53,68	52,59	45,50
84	58,99	61,02	56,04	54,01	55,18	53,57	46,46

Quadro 7 - Porcentagem de peso dos frutos de araribá, durante embebição por 84 horas em água destilada, previamente escarificados com ácido sulfúrico, quinze minutos de escarificação, 25 repetições, na primeira coleta.

continua

Tempo	rep 1	rep 2	rep 3	rep 4	rep 5	rep 6	rep 7	rep 8	rep 9
6	12,10	11,02	12,24	10,95	11,06	11,47	10,49	11,01	11,51
12	22,06	17,68	23,70	20,35	19,49	24,82	19,01	19,68	21,18
18	26,96	23,75	27,03	23,84	22,74	24,09	22,43	24,32	25,58
24	32,52	28,28	33,34	30,15	26,40	28,46	26,49	28,51	30,26
30	37,45	30,97	40,32	34,23	29,43	32,89	29,89	31,60	34,45
36	42,55	36,97	45,73	39,11	34,11	37,19	34,00	36,39	39,19
42	46,89	42,65	50,99	43,85	38,71	42,17	39,04	40,91	43,32
48	50,08	45,52	54,16	46,55	41,20	45,22	42,09	44,01	45,71
54	55,29	49,42	57,92	49,40	44,74	49,37	44,66	48,19	49,65
60	57,44	51,54	60,44	50,94	47,16	52,10	47,23	51,02	51,82
66	59,77	54,42	62,77	53,18	49,60	55,07	50,02	53,76	54,55
72	61,39	56,02	64,34	54,47	51,29	57,63	51,91	55,68	55,75
78	62,10	57,29	65,59	55,33	52,59	59,06	53,92	56,80	56,92
84	63,64	58,54	66,44	56,47	53,93	60,32	55,54	58,09	58,40

Quadro 7 - Porcentagem de peso dos frutos de araribá, durante embebição por 84 horas em água destilada, previamente escarificados com ácido sulfúrico, quinze minutos de escarificação, 25 repetições, na primeira coleta.

continuação

Tempo	rep 10	rep 11	rep 12	rep 13	rep 14	rep 15	rep 16	rep 17	rep 18
6	11,49	12,15	10,29	12,11	11,39	10,73	10,38	11,85	09,69
12	20,28	26,70	15,49	20,92	21,75	14,75	17,49	20,33	17,06
18	23,67	25,02	21,21	27,86	25,01	26,45	23,22	26,09	23,11
24	27,59	29,97	24,84	34,11	30,37	31,01	28,07	30,54	27,71
30	30,98	34,99	27,52	39,73	33,08	34,77	32,54	33,74	32,18
36	34,90	39,49	30,97	45,84	36,52	40,34	37,40	38,30	36,91
42	38,97	44,83	34,21	50,74	40,56	45,79	43,09	43,25	40,66
48	41,46	47,12	36,82	53,28	42,39	49,24	46,74	47,34	43,70
54	44,51	50,35	38,77	56,04	45,05	52,22	51,14	51,49	47,59
60	46,97	52,62	40,24	57,65	46,47	54,94	53,08	53,36	49,66
66	49,88	56,68	42,70	59,71	48,43	57,19	55,16	55,57	51,90
72	51,97	58,54	44,41	61,27	49,63	58,74	56,37	56,82	53,29
78	53,55	60,27	45,38	61,93	50,36	60,07	57,42	58,00	54,54
84	55,63	61,67	46,42	63,12	51,18	61,46	58,83	60,05	55,69

Quadro 7 - Porcentagem de peso dos frutos de araribá, durante embebição por 84 horas em água destilada, previamente escarificados com ácido sulfúrico, quinze minutos de escarificação, 25 repetições, na primeira coleta.

Tempo	conclusão						
	rep 19	rep 20	rep 21	rep 22	rep 23	rep 24	rep 25
6	11,77	16,69	08,15	11,45	13,05	11,14	11,45
12	19,32	22,44	20,06	19,14	19,89	20,21	19,37
18	25,45	29,48	26,04	24,20	24,77	27,74	24,34
24	30,29	34,97	30,03	28,06	28,93	32,54	27,56
30	34,64	39,17	33,51	32,57	32,73	36,99	30,29
36	39,21	44,19	38,13	36,67	36,51	41,61	34,13
42	43,39	48,73	42,86	42,14	41,04	45,01	37,48
48	46,29	52,51	45,55	44,99	43,35	48,84	40,10
54	50,47	56,57	48,92	48,80	45,57	51,96	43,91
60	52,53	58,27	50,83	51,36	47,64	53,68	45,64
66	55,25	60,50	52,96	54,52	49,74	55,78	48,03
72	57,26	61,99	54,60	57,18	51,59	57,79	49,83
78	58,66	62,83	55,45	58,29	52,73	59,40	51,09
84	59,74	64,16	56,79	60,01	54,45	60,66	52,39

Quadro 8 - Porcentagem de peso dos frutos de araribá, durante embebição por 84 horas em água destilada, previamente escarificados com ácido sulfúrico, vinte minutos de escarificação, 25 repetições, na primeira coleta.

continua

Tempo	rep 1	rep 2	rep 3	rep 4	rep 5	rep 6	rep 7	rep 8	rep 9
6	12,50	11,04	11,66	12,27	09,67	06,22	09,83	09,71	09,39
12	22,03	19,58	20,83	21,79	18,49	14,45	17,90	17,03	17,52
18	28,65	25,70	27,76	28,46	22,87	21,22	23,51	22,39	22,45
24	33,29	31,14	32,43	33,91	26,56	25,31	28,33	25,97	27,38
30	37,04	36,52	37,20	38,46	30,81	29,24	32,38	28,98	31,05
36	40,97	42,19	42,01	41,86	35,72	33,34	38,06	33,05	35,11
42	45,48	45,95	46,32	48,16	40,48	37,04	45,59	36,64	38,97
48	48,55	48,79	48,95	50,86	43,34	39,62	44,44	38,57	41,78
54	50,86	51,10	52,56	52,93	48,43	42,71	46,71	40,98	45,62
60	52,74	52,32	54,84	55,03	50,22	44,09	48,48	42,85	47,35
66	55,49	54,89	57,58	55,94	53,33	46,60	51,49	44,86	50,97
72	56,46	56,35	59,56	58,33	54,55	47,99	53,11	47,09	52,50
78	57,71	58,06	61,75	59,14	56,13	49,51	54,46	48,96	54,43
84	58,19	59,04	62,81	59,44	56,74	50,25	54,97	50,19	55,35

Quadro 8 - Porcentagem de peso dos frutos de araribá, durante embebição por 84 horas em água destilada, previamente escarificados com ácido sulfúrico, vinte minutos de escarificação, 25 repetições, na primeira coleta.

continuação

Tempo	rep 10	rep 11	rep 12	rep 13	rep 14	rep 15	rep 16	rep 17	rep 18
6	08,52	20,70	08,98	10,95	09,87	09,38	10,59	10,83	09,76
12	16,63	30,83	16,35	19,02	18,03	17,15	18,97	18,69	18,03
18	22,43	37,59	21,40	24,84	22,83	22,66	24,43	26,32	24,33
24	27,01	42,97	25,81	30,40	27,69	27,15	29,01	32,22	28,74
30	31,38	49,28	30,26	34,97	31,98	31,13	32,99	36,99	31,67
36	37,16	55,29	34,91	39,86	38,38	35,76	37,94	41,63	35,13
42	41,78	60,79	40,21	44,75	42,33	41,10	42,25	46,06	39,53
48	44,74	64,08	43,22	47,11	44,36	44,18	44,39	48,77	41,98
54	48,06	68,51	46,46	50,33	47,19	48,19	47,43	51,32	44,91
60	50,11	71,54	48,42	51,92	49,75	50,26	49,44	52,77	46,25
66	52,59	73,85	50,89	54,38	52,40	53,14	52,19	54,96	49,10
72	54,57	75,55	53,25	56,12	55,09	55,25	53,59	56,62	50,33
78	56,39	77,47	55,07	58,39	57,61	57,07	55,16	57,18	51,61
84	57,84	77,95	55,55	58,97	58,33	58,08	55,22	57,09	52,56

Quadro 8 - Porcentagem de peso dos frutos de araribá, durante embebição por 84 horas em água destilada, previamente escarificados com ácido sulfúrico, vinte minutos de escarificação, 25 repetições, na primeira coleta.

conclusão							
Tempo	rep 19	rep 20	rep 21	rep 22	rep 23	rep 24	rep 25
6	09,49	10,62	12,16	11,43	11,11	11,95	12,11
12	16,28	19,43	20,10	18,78	19,93	20,07	21,18
18	21,40	24,41	27,22	24,48	25,72	26,23	27,66
24	25,83	28,43	32,03	28,57	31,53	30,87	31,99
30	30,25	34,03	35,90	33,17	36,68	34,44	36,52
36	34,87	38,60	39,97	37,42	42,14	38,62	41,73
42	37,79	42,64	44,49	41,45	46,46	42,72	47,10
48	42,97	45,12	47,32	43,99	50,23	44,79	50,12
54	47,38	48,60	49,98	46,86	52,60	47,41	52,81
60	49,86	50,11	51,15	48,45	54,59	49,20	54,59
66	53,30	51,91	54,53	51,06	57,68	52,39	56,68
72	55,18	54,14	56,79	52,86	59,39	54,20	58,41
78	56,70	56,12	57,58	54,11	60,39	56,10	60,17
84	57,28	57,10	59,06	55,09	60,49	57,00	60,96

Quadro 9- Porcentagem de peso dos frutos de araribá, durante embebição por 84 horas em água destilada, 25 repetições da testemunha, na segunda coleta.

continua									
Tempo	rep 1	rep 2	rep 3	rep 4	rep 5	rep 6	rep 7	rep 8	rep 9
6	24,85	24,71	26,63	28,74	25,51	27,99	26,09	24,42	29,15
12	36,64	38,00	42,05	42,05	37,90	42,06	38,71	36,88	43,81
18	47,04	47,86	54,72	53,25	48,49	54,05	49,86	47,16	54,09
24	55,21	55,64	62,67	58,60	56,95	60,58	56,80	55,06	61,04
30	58,61	59,57	67,79	63,34	61,17	65,31	60,65	59,15	65,70
36	63,46	64,89	72,76	69,66	67,05	69,37	67,28	63,88	70,42
42	67,57	68,99	77,12	74,44	71,06	72,38	71,13	68,58	74,67
48	72,33	73,31	80,79	77,82	74,89	74,22	75,73	75,47	76,94
54	74,29	75,21	82,13	78,39	75,62	76,24	77,78	76,68	77,84
60	75,53	76,60	83,45	80,16	77,77	78,02	78,78	78,59	78,89
66	76,67	77,88	85,08	81,64	79,45	79,17	80,37	80,29	79,87
72	77,38	78,79	85,90	82,88	80,20	80,08	81,01	81,72	80,39
78	78,35	80,13	86,69	83,50	81,60	81,35	82,03	82,81	81,05
84	79,65	80,94	87,56	84,75	82,57	81,95	80,99	83,78	81,53

Quadro 9- Porcentagem de peso dos frutos de araribá, durante embebição por 84 horas em água destilada, 25 repetições da testemunha, na segunda coleta.

continuação									
Tempo	rep 10	rep 11	rep 12	rep 13	rep 14	rep 15	rep 16	rep 17	rep 18
6	26,69	24,46	26,41	26,28	27,36	27,19	25,31	25,08	25,93
12	39,58	36,79	39,25	39,82	40,27	40,86	37,81	38,89	38,88
18	49,88	46,68	49,38	49,64	50,32	52,44	48,39	49,12	48,91
24	57,14	53,42	57,17	57,14	56,91	61,23	56,63	56,52	55,42
30	62,46	57,67	59,69	64,00	60,79	66,77	60,46	62,56	60,73
36	67,62	61,14	64,81	69,89	66,66	83,94	65,34	66,90	66,36
42	71,03	65,50	68,74	73,18	70,98	87,99	69,23	69,32	70,50
48	74,37	69,22	72,37	76,03	73,96	91,34	72,05	73,33	74,33
54	76,14	70,93	74,29	77,04	74,68	93,49	73,52	74,87	76,15
60	77,31	73,00	76,24	79,25	76,32	95,37	76,13	76,97	78,40
66	78,05	74,44	77,29	79,98	77,97	96,75	77,83	78,65	79,75
72	79,16	75,54	78,55	81,42	78,51	97,97	78,34	80,61	81,03
78	79,83	76,88	79,36	82,44	79,72	98,88	79,77	82,03	82,02
84	80,80	77,94	80,30	83,26	80,01	100,23	80,76	82,40	82,80

Quadro 9 - Porcentagem de peso dos frutos de araribá, durante embebição por 84 horas em água destilada, 25 repetições da testemunha, na segunda coleta.

conclusão							
Tempo	rep 19	rep 20	rep 21	rep 22	rep 23	rep 24	rep 25
6	28,23	25,41	26,01	26,99	26,12	27,64	26,57
12	40,81	38,22	39,41	39,72	39,86	40,55	40,49
18	51,10	48,78	49,14	51,16	50,25	50,46	50,41
24	57,25	57,07	57,27	58,28	58,50	57,80	56,99
30	61,46	63,68	62,06	62,38	63,27	62,07	61,08
36	67,22	66,36	66,60	66,86	68,00	66,93	66,06
42	70,56	70,51	70,73	71,11	71,67	71,82	70,25
48	74,07	72,69	72,66	76,16	74,95	75,66	75,63
54	76,07	74,07	75,52	77,29	76,70	77,55	78,65
60	77,86	75,55	77,36	79,37	78,86	80,06	80,99
66	79,67	77,24	78,42	80,48	80,46	81,23	82,93
72	81,09	78,31	79,34	80,96	81,42	81,91	83,85
78	82,49	79,68	80,52	82,11	82,69	82,73	84,77
84	83,18	80,68	81,35	83,54	83,91	83,01	86,05

Quadro 10- Porcentagem de peso dos frutos de araribá, durante embebição por 84 horas em água destilada, previamente escarificados com ácido sulfúrico, dez minutos de escarificação, 25 repetições, na segunda coleta.

continua

Tempo	rep 1	rep 2	rep 3	rep 4	rep 5	rep 6	rep 7	rep 8	rep 9
6	12,62	11,76	12,77	12,20	11,68	11,83	12,04	13,37	12,01
12	20,20	19,19	20,47	19,57	18,11	17,89	17,99	20,78	18,73
18	24,40	25,04	26,58	25,69	22,94	23,27	23,70	27,36	24,72
24	28,61	30,74	31,37	29,19	27,15	27,46	28,12	33,00	28,99
30	31,99	35,08	35,81	32,59	30,31	30,88	31,43	38,11	33,19
36	36,84	41,35	40,87	35,98	35,09	34,99	36,32	42,81	36,89
42	40,83	45,50	44,74	40,07	38,78	38,65	40,44	46,99	39,93
48	45,50	49,09	47,91	44,05	42,93	42,96	44,71	51,62	44,77
54	47,42	51,98	49,95	45,87	45,03	45,97	46,87	53,47	46,56
60	49,72	54,18	52,04	47,26	46,95	48,34	48,61	55,81	48,41
66	50,67	56,38	54,07	48,81	48,91	50,58	50,39	57,59	50,58
72	52,51	58,65	56,02	50,30	50,65	52,73	51,93	58,93	52,15
78	53,60	59,92	57,49	51,48	52,19	54,69	53,18	60,21	53,62
84	55,02	60,79	59,01	52,10	53,43	56,01	54,78	61,06	55,52

Quadro 10- Porcentagem de peso dos frutos de araribá, durante embebição por 84 horas em água destilada, previamente escarificados com ácido sulfúrico, dez minutos de escarificação, 25 repetições, na segunda coleta.

continuação

Tempo	rep 10	rep 11	rep 12	rep 13	rep 14	rep 15	rep 16	rep 17	rep 18
6	13,40	12,91	13,49	12,89	12,59	12,50	13,95	16,69	13,15
12	20,28	19,67	20,79	20,13	18,32	19,17	21,38	24,53	19,19
18	24,95	25,25	26,54	27,41	23,14	24,59	27,39	30,64	24,09
24	29,19	30,13	31,88	32,95	27,13	28,74	33,95	34,96	28,09
30	33,11	34,27	38,37	38,10	31,25	32,18	38,75	38,88	31,72
36	37,95	38,29	43,24	43,21	35,41	35,89	43,85	42,74	34,96
42	41,96	41,87	47,39	51,28	38,95	38,84	48,20	46,26	38,17
48	45,67	45,44	51,73	51,81	42,68	41,60	47,48	49,77	41,03
54	47,83	47,55	54,65	54,79	45,04	43,34	45,25	51,94	42,96
60	49,67	49,58	56,61	57,44	47,14	45,30	52,01	54,05	44,54
66	52,65	51,12	58,06	59,54	48,71	46,84	53,69	55,71	46,03
72	54,44	52,77	59,54	61,47	50,05	48,27	55,25	57,31	47,38
78	55,64	54,22	60,88	62,97	51,29	49,56	56,46	58,46	48,41
84	56,97	54,89	62,13	64,06	52,43	50,63	57,29	59,49	49,77

Quadro 10 - Porcentagem de peso dos frutos de araribá, durante embebição por 84 horas dez minutos de escarificação, 25 repetições, na segunda coleta.

Tempo	conclusão						
	rep 19	rep 20	rep 21	rep 22	rep 23	rep 24	rep 25
6	11,98	13,69	13,64	12,48	13,75	12,87	12,61
12	18,48	20,75	20,71	19,35	21,16	18,88	19,38
18	24,13	28,17	26,67	25,93	26,66	24,26	25,35
24	28,32	32,83	31,35	31,35	30,90	27,32	30,32
30	35,08	37,83	35,75	35,77	35,20	25,94	34,52
36	36,28	41,31	40,38	39,79	38,63	33,09	38,01
42	39,63	45,13	44,78	43,55	42,78	35,65	41,28
48	43,11	49,07	49,16	48,78	55,20	39,39	45,47
54	45,13	51,33	51,55	51,21	55,67	41,64	47,41
60	47,13	53,19	53,93	53,49	58,11	43,45	49,72
66	49,48	54,84	56,09	55,79	59,92	45,81	51,91
72	51,65	56,53	58,51	58,04	61,98	47,56	52,60
78	53,38	57,78	59,98	59,58	63,21	48,68	55,02
84	54,32	59,08	61,29	61,16	64,71	50,09	56,45

Quadro 11 - Porcentagem de peso dos frutos de araribá, durante embebição por 84 horas em água destilada, previamente escarificados com ácido sulfúrico, quinze minutos de escarificação, 25 repetições, na segunda coleta.

continua

Tempo	rep 1	rep 2	rep 3	rep 4	rep 5	rep 6	rep 7	rep 8	rep 9
6	12,60	11,15	12,22	12,25	12,17	12,42	12,59	13,12	12,59
12	20,79	19,42	20,44	20,36	19,84	19,97	20,31	20,76	21,01
18	27,24	23,78	27,88	27,76	24,26	24,67	26,36	26,03	27,35
24	32,82	28,71	32,58	32,13	29,24	28,34	31,56	31,44	32,07
30	40,41	34,30	38,89	37,76	35,44	32,90	36,51	37,06	37,98
36	45,32	40,42	43,99	43,44	40,12	36,27	40,42	41,77	42,67
42	49,53	45,69	48,34	48,07	43,64	39,21	44,29	44,76	46,72
48	53,53	50,68	53,58	51,82	47,22	41,85	48,72	48,63	50,62
54	55,17	54,04	56,45	54,04	49,64	44,22	52,04	51,07	52,95
60	57,55	56,63	59,68	56,17	52,66	46,02	54,05	53,09	55,61
66	59,72	59,19	61,48	58,19	54,99	48,39	56,59	54,39	57,64
72	61,52	61,36	63,09	60,27	57,13	50,23	58,18	55,86	59,39
78	62,54	62,72	63,89	61,16	58,26	51,63	59,37	56,69	60,89
84	63,61	64,04	65,21	62,94	59,79	52,81	61,39	58,06	62,13

Quadro 11 - Porcentagem de peso dos frutos de araribá, durante embebição por 84 horas em água destilada, previamente escarificados com ácido sulfúrico, quinze minutos de escarificação, 25 repetições, na segunda coleta.

continuação

Tempo	rep 10	rep 11	rep 12	rep 13	rep 14	rep 15	rep 16	rep 17	rep 18
6	11,75	12,96	12,07	12,21	12,73	11,93	11,93	10,58	12,06
12	19,42	20,48	19,77	20,12	20,13	20,26	20,26	17,68	19,46
18	24,76	26,47	25,32	25,86	26,14	26,41	26,41	22,59	25,79
24	29,27	30,56	30,27	30,84	32,38	31,65	31,65	26,52	31,28
30	35,49	35,43	34,75	36,41	38,86	37,06	37,06	30,80	36,92
36	38,77	39,62	39,36	41,27	43,21	40,49	40,49	34,60	41,53
42	42,78	43,91	43,30	46,08	47,04	44,85	44,85	39,44	46,44
48	47,00	48,49	47,91	50,61	50,97	48,91	48,91	43,84	50,45
54	49,61	51,36	50,79	53,09	53,73	51,61	51,61	46,86	52,59
60	51,80	53,71	53,64	54,55	56,01	53,62	53,62	48,86	54,60
66	53,98	55,86	55,82	56,15	58,02	55,64	55,64	50,75	56,03
72	56,46	57,46	57,78	57,71	59,55	57,52	57,52	52,13	57,63
78	58,21	58,75	59,11	58,61	61,25	58,70	58,70	53,51	58,73
84	60,56	60,17	61,33	59,88	62,58	59,75	59,75	54,47	59,47

Quadro 11 - Porcentagem de peso dos frutos de araribá, durante embebição por 84 horas em água destilada, previamente escarificados com ácido sulfúrico, quinze minutos de escarificação, 25 repetições, na segunda coleta.

conclusão							
Tempo	rep 19	rep 20	rep 21	rep 22	rep 23	rep 24	rep 25
6	12,32	10,60	11,21	12,20	12,82	13,82	11,37
12	18,80	16,95	17,81	18,94	20,25	21,39	17,56
18	23,65	21,03	22,82	24,25	25,58	26,92	23,26
24	27,67	24,64	26,54	28,67	30,49	32,86	28,61
30	31,95	28,57	31,15	33,38	35,47	38,13	34,76
36	36,07	30,85	35,47	38,86	40,17	42,03	39,53
42	39,99	34,03	39,85	43,61	43,47	45,62	43,25
48	43,46	37,24	43,79	47,03	48,02	43,95	47,77
54	45,96	39,40	47,02	48,81	50,48	46,28	50,53
60	48,11	41,31	49,64	50,49	52,59	48,21	53,25
66	49,71	43,18	51,71	52,39	54,25	49,67	54,84
72	50,56	45,44	53,55	53,83	55,84	51,26	56,22
78	51,94	46,77	55,28	55,12	57,43	52,48	57,16
84	52,97	47,37	56,66	56,36	58,39	53,77	57,99

Quadro 12 - Porcentagem de peso dos frutos de araribá, durante embebição por 84 horas em água destilada, previamente escarificados com ácido sulfúrico, vinte minutos de escarificação, 25 repetições, na segunda coleta.

continua

Tempo	rep 1	rep 2	rep 3	rep 4	rep 5	rep 6	rep 7	rep 8	rep 9
6	11,39	10,96	12,21	11,03	11,81	11,02	10,76	9,84	11,01
12	19,97	19,49	21,38	18,89	19,69	19,29	17,84	16,97	20,12
18	25,99	25,95	27,33	25,90	25,65	26,07	23,83	22,06	26,56
24	30,77	31,52	32,09	31,58	30,74	31,29	28,41	26,91	32,83
30	35,82	37,53	37,12	37,72	36,80	37,10	34,29	31,99	38,98
36	40,28	42,85	41,24	42,98	41,67	41,97	39,05	36,46	43,94
42	45,22	46,68	45,48	47,19	46,44	46,83	43,49	40,28	48,45
48	50,65	51,74	49,74	52,21	51,02	52,11	48,73	45,39	52,93
54	53,23	54,06	52,26	55,13	54,03	54,90	51,00	48,49	54,16
60	55,45	56,62	54,08	57,26	56,33	57,10	52,83	51,59	55,68
66	57,06	59,09	57,28	59,75	58,73	58,91	55,17	54,18	57,69
72	58,42	60,79	58,75	61,30	60,98	60,76	56,94	55,58	60,05
78	59,62	62,28	59,89	62,51	62,16	61,78	57,65	56,47	61,45
84	60,30	63,12	60,82	63,30	63,39	62,98	59,18	57,23	62,20

Quadro 12 - Porcentagem de peso dos frutos de araribá, durante embebição por 84 horas em água destilada, previamente escarificados com ácido sulfúrico, vinte minutos de escarificação, 25 repetições, na segunda coleta.

continuação

Tempo	rep 10	rep 11	rep 12	rep 13	rep 14	rep 15	rep 16	rep 17	rep 18
6	12,30	13,57	12,29	12,46	13,34	11,51	11,22	11,79	12,75
12	20,13	23,06	20,31	20,76	21,65	18,78	18,72	18,74	20,05
18	26,34	29,94	26,08	26,93	27,30	24,09	23,58	23,67	25,30
24	32,24	35,65	31,62	31,41	33,26	28,53	28,44	28,28	30,85
30	37,49	40,91	37,22	37,02	39,46	33,23	33,62	34,32	36,00
36	41,22	44,73	41,40	42,51	43,66	36,36	38,01	38,68	39,93
42	46,97	48,99	45,80	47,15	48,46	40,06	42,57	42,80	43,49
48	51,60	52,37	50,51	50,69	56,63	44,66	46,44	46,64	48,04
54	53,79	54,57	52,94	52,95	57,77	47,58	48,77	48,31	51,13
60	56,33	56,63	54,77	54,58	59,66	49,39	50,53	49,52	52,84
66	58,34	59,21	56,66	56,53	61,89	51,19	52,48	51,33	54,78
72	60,82	60,47	58,01	57,77	63,46	52,95	54,07	53,26	56,12
78	61,25	62,18	59,27	59,46	64,42	53,92	54,98	54,11	56,75
84	62,41	63,31	60,18	59,96	65,44	55,39	56,36	54,97	57,64

Quadro 12 - Porcentagem peso dos frutos de araribá, durante embebição por 84 horas em água destilada, previamente escarificados com ácido sulfúrico, vinte minutos de escarificação, 25 repetições , na segunda coleta.

Tempo	conclusão						
	rep 19	rep 20	rep 21	rep 22	rep 23	rep 24	rep 25
6	12,18	14,35	11,80	11,27	10,41	12,14	13,13
12	19,53	21,42	19,60	19,35	17,59	20,26	21,31
18	25,53	26,71	24,98	24,02	22,23	25,79	27,89
24	30,28	30,82	30,85	29,32	26,47	30,33	32,97
30	35,91	34,39	38,27	36,04	30,72	36,86	40,85
36	40,23	38,29	43,44	40,86	34,95	40,91	46,24
42	45,45	42,14	46,95	45,15	38,47	45,09	50,14
48	49,48	46,79	51,02	49,59	41,94	48,41	55,62
54	51,81	49,68	53,39	52,59	44,09	50,97	58,42
60	54,01	51,37	55,32	54,25	45,99	52,88	59,83
66	56,24	53,44	58,59	56,23	48,39	55,31	61,98
72	58,23	55,07	59,94	57,46	49,88	56,81	63,09
78	60,23	56,17	61,37	58,34	50,95	57,82	63,89
84	61,46	57,74	63,13	59,49	52,67	58,97	64,69

Quadro 13 - Porcentagens médias do peso dos frutos de araribá, durante embebição em água destilada, previamente escarificados com ácido sulfúrico, na primeira coleta.

Tempo	Testemunha	<u>Escarificação</u>		
		10 minutos	15 minutos	20 minutos
06	19,11	12,03	11,35	10,80
12	34,08	23,02	20,33	19,23
18	44,00	25,23	24,87	25,16
24	51,60	29,00	29,57	29,89
30	56,87	32,72	33,55	34,28
36	61,64	36,79	38,22	38,98
42	65,65	40,91	42,80	43,58
48	68,08	43,38	45,73	46,25
54	70,02	46,30	49,18	49,34
60	71,50	48,70	52,56	51,20
66	72,84	51,32	53,89	53,85
72	74,40	53,35	55,58	55,64
78	75,05	54,83	56,80	57,24
84	75,48	56,07	58,17	57,97

Quadro 14 - Porcentagens médias do peso dos frutos de araribá, durante embebição em água destilada, previamente escarificados com ácido sulfúrico, na segunda coleta.

Tempo	Testemunha	<u>Escarificação</u>		
		10 minutos	15 minutos	20 minutos
06	26,36	12,91	12,05	11,84
12	39,53	19,76	19,56	19,79
18	50,04	25,55	25,18	25,56
24	57,40	30,16	30,11	30,62
30	62,01	34,61	35,47	36,21
36	67,10	38,52	39,85	40,61
42	71,09	42,43	43,93	44,56
48	74,73	46,33	48,10	49,31
54	76,36	48,34	52,11	51,98
60	78,16	50,60	52,93	53,93
66	79,55	52,52	54,84	56,13
72	80,56	54,27	56,56	57,74
78	81,63	55,66	57,82	58,87
84	82,46	56,92	59,16	59,97

Quadro 15 - Pesos semanais, em kg (10 frangos por parcela), dos frangos *Indian River*, segundo ração e sexo.

Ração	Sexo	Semana							
		1	2	3	4	5	6	7	8
I	Masc	1,11	2,25	3,63	5,63	7,17	9,40	12,10	15,42
		1,03	2,13	3,41	5,59	7,28	9,90	12,80	16,02
	Misto	1,08	2,09	3,37	5,33	6,72	8,10	10,60	13,42
		1,11	2,21	3,50	5,40	6,98	9,28	12,06	15,17
	Fem	1,01	2,01	3,20	5,03	6,50	8,59	10,99	13,60
		1,13	2,16	3,48	5,53	6,97	9,14	11,62	14,50
II	Masc	1,04	2,08	3,44	5,61	7,26	9,50	12,68	16,08
		1,04	2,10	3,38	5,47	7,32	10,11	13,04	16,76
	Misto	1,02	1,97	3,20	5,08	6,67	8,80	11,48	14,33
		1,04	2,00	3,20	5,11	6,76	7,35	9,42	11,78
	Fem	1,01	1,92	3,02	4,69	6,12	8,06	10,30	12,69
		1,03	1,95	3,23	5,01	6,66	8,70	11,37	14,09
III	Masc	0,97	1,83	2,80	4,57	5,98	7,94	10,38	13,28
		1,00	1,83	2,92	4,82	6,26	8,20	10,82	13,94
	Misto	0,95	1,79	2,78	4,45	5,56	7,42	9,64	12,26
		0,91	1,63	2,51	4,03	5,16	6,39	8,40	10,72
	Fem	0,83	1,52	2,47	4,03	5,00	6,52	8,41	10,60
		0,93	1,69	2,58	4,23	5,38	7,14	9,28	11,84

Quadro 15 - Pesos semanais, em kg (10 frangos por parcela), dos frangos *Indian River*, segundo ração e sexo.

Ração	Sexo	Semana							
		9	10	11	12	13	14	15	16
I	Masc	18,32	21,39	23,95	27,05	29,25	31,00	33,15	33,90
		18,68	21,50	24,40	26,62	28,52	30,60	30,15	31,60
	Misto	15,79	18,67	21,00	23,49	25,40	27,00	29,20	30,50
		17,84	21,95	23,05	26,08	28,13	29,40	31,70	32,70
	Fem	15,88	18,57	22,62	23,75	24,28	25,83	27,80	28,55
		16,90	20,57	21,74	23,05	25,54	27,03	29,05	30,10
II	Masc	19,32	22,58	25,67	28,75	30,66	32,54	34,75	35,85
		19,92	22,14	25,70	29,05	31,16	33,30	35,40	36,40
	Misto	17,10	19,98	22,61	25,45	27,38	29,04	31,05	31,45
		13,93	16,28	18,50	20,50	22,38	23,58	24,95	25,65
	Fem	14,69	17,07	19,10	21,20	23,05	24,80	26,85	28,50
		16,33	18,88	20,62	21,45	23,09	26,57	28,85	29,60
III	Masc	15,99	20,36	21,15	24,82	27,20	29,61	32,15	34,30
		16,67	19,88	22,85	26,00	28,40	30,33	32,75	34,10
	Misto	14,62	17,86	19,65	20,60	22,74	26,45	28,35	29,95
		12,93	15,63	18,10	20,72	22,75	23,72	23,50	25,25
	Fem	12,49	15,92	16,96	18,91	20,61	22,25	24,10	25,75
		13,98	17,55	18,82	21,00	22,80	24,45	23,05	24,80

Quadro 16 - Pesos de ratos (*Rattus norvegicus*) do sexo masculino em 26 semanas consecutivas.

Rato Nº	Semana								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	8,98	23,10	37,36	66,38	105,72	149,20	194,00	245,00	286,40
2	8,93	22,84	36,56	64,46	102,60	140,00	169,80	203,00	240,60
3	8,78	21,90	36,24	64,38	102,98	133,60	164,20	201,00	236,00
4	8,60	21,82	35,32	61,50	99,84	137,00	178,60	233,33	264,40
5	8,58	21,16	35,06	61,40	98,16	141,80	172,80	216,33	260,60
6	8,23	20,76	34,84	59,38	89,14	123,40	154,00	194,00	233,20

Quadro 16 - Pesos de ratos (*Rattus norvegicus*) do sexo masculino em 26 semanas consecutivas.

Rato Nº	Semana								
	10	11	12	13	14	15	16	17	18
1	316,60	343,50	369,75	387,00	409,33	415,40	420,20	431,00	445,25
2	269,60	295,50	327,50	345,75	368,67	377,60	388,00	402,00	416,50
3	260,80	291,00	319,00	336,25	361,67	376,80	391,60	405,50	413,75
4	295,80	318,75	346,25	362,50	379,33	385,60	397,40	407,00	415,50
5	296,80	329,50	351,00	359,25	382,33	395,20	406,80	421,50	424,75
6	266,20	294,25	311,50	324,25	342,00	374,80	369,40	379,50	394,50

Quadro 16 - Pesos de ratos (*Rattus norvegicus*) do sexo masculino em 26 semanas consecutivas.

Rato Nº	Semana								
	19	20	21	22	23	24	25	26	
1	448,00	450,67	462,00	464,75	466,33	464,00	470,00	478,00	
2	421,67	432,67	435,00	441,00	441,00	436,00	441,67	450,67	
3	419,67	428,33	437,33	444,75	453,00	454,50	453,67	466,00	
4	423,33	422,33	432,33	436,75	441,00	452,00	460,33	462,67	
5	430,67	437,33	452,33	461,00	462,67	470,50	476,67	490,67	
6	396,67	399,67	407,33	406,25	413,67	422,00	432,67	437,33	

Quadro 17 - Pesos de ratos (*Rattus norvegicus*) do sexo feminino em 26 semanas consecutivas.

Rato Nº	Semana								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	9,03	24,36	39,90	61,48	92,16	108,40	140,60	169,33	188,40
2	8,75	23,12	36,64	55,74	88,58	107,00	140,00	173,67	205,40
3	8,68	22,06	36,16	54,58	89,02	116,80	148,40	179,00	204,20
4	8,68	21,82	35,90	53,98	86,42	117,20	138,20	168,33	188,60
5	8,43	21,28	35,32	53,18	78,32	104,20	129,00	154,67	175,20
6	8,00	21,14	34,90	52,54	82,92	108,00	138,40	164,33	182,20

Quadro 17 - Pesos de ratos (*Rattus norvegicus*) do sexo feminino em 26 semanas consecutivas.

Rato Nº	Semana								
	10	11	12	13	14	15	16	17	18
1	204,80	218,00	227,75	239,25	244,67	250,40	255,80	263,50	266,00
2	225,20	238,25	251,25	263,25	274,33	280,60	287,00	291,50	300,50
3	220,60	232,75	258,00	262,00	269,33	269,00	268,60	274,50	280,50
4	209,40	223,25	234,75	251,67	258,67	263,40	272,00	275,00	281,75
5	193,80	214,25	227,00	237,50	258,00	264,20	269,00	273,50	282,00
6	203,40	215,50	231,50	241,75	250,67	255,60	267,60	277,50	276,75

Quadro 17 - Pesos de ratos (*Rattus norvegicus*) do sexo feminino em 26 semanas consecutivas.

Rato Nº	Semana							
	19	20	21	22	23	24	25	26
1	268,67	280,67	285,00	291,50	296,33	297,00	296,67	295,33
2	304,00	308,00	310,00	316,50	320,33	319,50	318,67	322,67
3	283,67	284,67	292,00	294,50	291,33	296,50	306,33	299,67
4	286,67	288,33	293,67	294,50	299,67	302,00	295,00	304,67
5	282,67	293,00	299,00	301,00	301,00	304,50	309,33	313,67
6	279,33	281,33	291,33	298,00	299,67	299,50	295,33	297,00

11. APÊNDICE II - PROCEDIMENTOS PARA USO DOS PROGRAMAS COMPUTACIONAIS E A LISTAGEM DOS MESMOS

11.1 Procedimento para uso dos programas para ajuste das funções Logística e de Gompertz com erro aditivo ou multiplicativo, com ou sem autocorrelação nos resíduos

- 1- Faz-se o arquivo de dados em ASCII contendo X e Y, onde X é a variável independente e Y é a variável dependente.
- 2- Utiliza-se o pacote computacional GLIM.
 - a) Entrar no subdiretório GLIM.
CD\GLIM
 - b) Chamar o programa
GLIM377
 - c) O programa solicita um nome do arquivo para a saída dos resultados:
File name? **Nome do arquivo de saída**
 - d) Nesse ponto já estamos dentro do GLIM aparecendo uma interrogação que é o seu *prompt*. Em geral, antes de cada comando utiliza-se o símbolo \$.
 - e) Definição da constante %K e do coeficiente de autocorrelação dos resíduos %R.

A escolha desta constante %K deve ser baseada na magnitude dos dados (em geral de 1% a 10% do maior valor das observações). Uma escolha errada leva à não convergência das estimativas dos parâmetros. Para fazer uma análise sem autocorrelação nos resíduos tomar %R=0.

?\$CAL %K=valor \$CAL %R=valor\$

- f) Definição do número de observações, do conjunto de dados e da entrada dos mesmos.

?\$UNITS N \$DATA X Y \$DINPUT 4\$

- g) Definição do nome do arquivo de dados

File name? **Nome do arquivo de dados**

- h) Definição do arquivo com o programa da função a ser ajustada.

?\$INPUT 8\$

File name? **Nome do arquivo programa**

- i) Para sair do programa

? \$STOP

- j) Saída dos resultados

Os resultados aparecerão na tela e também se encontrarão no arquivo definido em c), onde aparecerão as estimativas dos parâmetros com os seus respectivos desvios-padrão.

Estimativas	Desvio-padrão
Beta	
Gama	
Alfa	

Exemplo:

Análise feita para a primeira repetição do conjunto de dados de ratos *Rattus norvegicus* do sexo masculino, onde foi ajustada a função de Gompertz com erro aditivo sem autocorrelação nos resíduos.

```
[o] GLIM 3.77 (copyright)1984 Royal Statistical Society, London
[o]
[i] ? $CAL %K=5 $CAL %R=0$
[i] ? $UNITS 26$DATA X Y $DINPUT 4$
[i] File name? A:RATM1.TXT
[i] 1 8.98
[i] 2 23.1
[i] 3 37.36
[i] 4 66.38
[i] 5 105.72
[i] 6 149.2
[i] 7 194
[i] 8 245
[i] 9 286.4
[i] 10 316.6
[i] 11 343.5
[i] 12 369.75
[i] 13 387
[i] 14 409.33
[i] 15 415.4
[i] 16 420.2
[i] 17 431
[i] 18 445.25
[i] 19 448
[i] 20 450.67
[i] 21 462
[i] 22 464.75
[i] 23 466.33
[i] 24 464
[i] 25 470
[i] 26 478
[i] ? $INPUT 8$
[i] File name? A:GOMPERAD.PRO
[i] $ACCURACY 8$
[i] $MAC MULT
[i] $C Pre-multiplies vector argument %1 by matrix U
[i] $CAL %I=%NU : %E=%NU-2 $ARG MUL1 %1 $WHILE %E MUL1
[i] $CAL %1(1)=%SQRT(1-%R*%R)*%1(1)
[i] $END
[i] !
[i] $MAC MUL1 $CAL %1(%I)=%1(%I)-%R*%1(%I-1) : %I=%I-1 : %E=%E-1 $END
[i] !
[i] !The Own Model macros are
[i] !
[i] $MAC FV
[i] $CAL %S=%NE(%PL,0)+1 $SWITCH %S INIT MEXT
[i] $C Calculate extra explanatory variable used to estimate asymptote
```

```

[i] $USE DR $CAL M=DER
[i] $C Calculate working independent variables and linear predictor
[i] $CAL %LP=(LP+%A*M)/DER $ARG MULT %LP $USE MULT
[i] $CAL X1=1/DER : X2=X/DER : X3=M/DER
[i] $ARG MULT X1 $USE MULT $ARG MULT X2 $USE MULT $ARG MULT X3 $USE MULT
[i] $C Calculate working fitted values
[i] $CAL MU=%EXP(%LOG(%A)-%EXP(LP)) : %FV=MU $ARG MULT %FV $USE MULT
[i] $END
[i] !
[i] $MAC DR $CAL %DR=1 : DER= -1/(MU*%EXP(LP)) $END
[i] !
[i] $MAC VA $CAL %VA=1 $END
[i] !
[i] $MAC DI $CAL %DI=(%YV-%FV)**2 $END
[i] !
[i] $MAC INIT $CAL LP=%LOG(%LOG(%A)-%LOG(MU)) $END
[i] !
[i] $MAC MEXT $EXT %PE $CAL %A=%PE(3) : LP=%PE(1)+%PE(2)*X $END
[i] $SORT Y2 Y $CAL %A=Y2(%NU)+ %K
[i] $CAL Y1=Y $ARG MULT Y1
[i] $USE MULT $YVAR Y1
[i] $OWN FV DR VA DI
[i] $CAL MU=Y
[i] $CAL %LP=X1=X2=X3=0
[i] $FIT X1+X2+X3-%GM $DIS E
[o] deviance = 608.63538 at cycle 5
[o] d.f. = 23
[o]
[o] estimate s.e. parameter
[o] 1 1.6692624 0.029332263 X1
[o] 2 -0.25739363 0.0039760070 X2
[o] 3 469.84879 1.7273178 X3
[o] scale parameter taken as 26.462408
[o]
[i] $return
[i] ? $STOP

```

11.1.1 Programa para ajuste da função Logística com erro aditivo - Logadi.pro

```

!LOGÍSTICA COM ERRO ADITIVO
$ACCURACY 9$
$MAC MULT
$C Pre-multiplies vector argument %1 by matrix U
$CAL %I=%NU : %E=%NU-2 $ARG MUL1 %1 $WHILE %E MUL1
$CAL %1(1)=%SQRT(1-%R*%R)*%1(1)
$END
!
$MAC MUL1 $CAL %1(%I)=%1(%I)-%R*%1(%I-1) : %I=%I-1 : %E=%E-1 $END
!
!The Own Model macros are
!
$MAC FV
$CAL %S=%NE(%PL,0)+1 $SWITCH %S INIT MEXT
$C Calculate extra explanatory variable used to estimate asymptote
$USE DR $CAL M=DER
$C Calculate working independent variables and linear predictor
$CAL %LP=(LP+%A*M)/DER $ARG MULT %LP $USE MULT
$CAL X1=1/DER : X2=X/DER : X3=M/DER
$ARG MULT X1 $USE MULT $ARG MULT X2 $USE MULT $ARG MULT X3 $USE MULT
$C Calculate working fitted values
$CAL MU=%A/(1+%EXP(-LP)) : %FV=MU $ARG MULT %FV $USE MULT
$END
!
$MAC DR $CAL %DR=1 : DER=((1+%EXP(-LP))**2)/(%A*%EXP(-LP)) $END
!
$MAC VA $CAL %VA=1 $END
!
$MAC DI $CAL %DI=(%YV-%FV)**2 $END
!
$MAC INIT $CAL LP=%LOG(MU/(%A-MU)) $END
!
$MAC MEXT $EXT %PE $CAL %A=%PE(3) : LP=%PE(1)+%PE(2)*X $END
!we assume log(Y) is normally distributed
$SORT Y2 Y $CAL %A=Y2(%NU)+ %K
$CAL Y1=Y $ARG MULT Y1
$USE MULT $YVAR Y1
$OWN FV DR VA DI
$CAL MU=Y
$CAL %LP=X1=X2=X3=0
$FIT X1+X2+X3-%GM $DIS E
$return

```

11.1.2 Programa para ajuste da função Logística com erro multiplicativo - Logi.pro

```

! LOGÍSTICA COM ERRO MULTIPLICATIVO
$ACCURACY 9$
$MAC MULT
$C Pre-multiplies vector argument %1 by matrix U
$CAL %I=%NU : %E=%NU-2 $ARG MULT %1 $WHILE %E MULT
$CAL %1(1)=%SQRT(1-%R*%R)*%1(1)
$END
!
$MAC MULT $CAL %1(%I)=%1(%I)-%R*%1(%I-1) : %I=%I-1 : %E=%E-1 $END
!
!The Own Model macros are
!
$MAC FV
$CAL %S=%NE(%PL,0)+1 $SWITCH %S INIT MEXT
$C Calculate extra explanatory variable used to estimate asymptote
$USE DR $CAL M=DER/%A
$C Calculate working independent variables and linear predictor
$CAL %LP=(LP+%A*M)/DER $ARG MULT %LP $USE MULT
$CAL X1=1/DER : X2=X/DER : X3=M/DER
$ARG MULT X1 $USE MULT $ARG MULT X2 $USE MULT $ARG MULT X3 $USE MULT
$C Calculate working fitted values
$CAL MU=%LOG(%A)-%LOG(1+%EXP(-LP)) : %FV=MU $ARG MULT %FV $USE MULT
$END
!
$MAC DR $CAL %DR=1 : DER= (1+%EXP(-LP))/%EXP(-LP) $END
!
$MAC VA $CAL %VA=1 $END
!
$MAC DI $CAL %DI=(%YV-%FV)**2 $END
!
$MAC INIT $CAL LP=-%LOG(%EXP(%LOG(%A)-MU)-1) $END
!
$MAC MEXT $EXT %PE $CAL %A=%PE(3) : LP=%PE(1)+%PE(2)*X $END
!we assume log(Y) is normally distributed
$SORT Y2 Y $CAL %A=Y2(%NU)+ %K
$CAL Y=%LOG(Y)
$CAL Y1=Y $ARG MULT Y1
$USE MULT $YVAR Y1
$OWN FV DR VA DI
$CAL MU=Y
$CAL %LP=X1=X2=X3=0
$FIT X1+X2+X3-%GM $DIS E
$return

```

11.1.3 Programa para ajuste da função de Gompertz com erro aditivo - Gomperad.pro

```

!GOMPERTZ COM ERRO ADITIVO
$ACCURACY 8$
$MAC MULT
$C Pre-multiplies vector argument %1 by matrix U
$CAL %I=%NU : %E=%NU-2 $ARG MUL1 %1 $WHILE %E MUL1
$CAL %1(1)=%SQRT(1-%R*%R)*%1(1)
$END
!
$MAC MUL1 $CAL %1(%I)=%1(%I)-%R*%1(%I-1) : %I=%I-1 : %E=%E-1 $END
!
!The Own Model macros are
!
$MAC FV
$CAL %S=%NE(%PL,0)+1 $SWITCH %S INIT MEXT
$C Calculate extra explanatory variable used to estimate asymptote
$USE DR $CAL M=DER
$C Calculate working independent variables and linear predictor
$CAL %LP=(LP+%A*M)/DER $ARG MULT %LP $USE MULT
$CAL X1=1/DER : X2=X/DER : X3=M/DER
$ARG MULT X1 $USE MULT $ARG MULT X2 $USE MULT $ARG MULT X3 $USE MULT
$C Calculate working fitted values
$CAL MU=%EXP(%LOG(%A)-%EXP(LP)) : %FV=MU $ARG MULT %FV $USE MULT
$END
!
$MAC DR $CAL %DR=1 : DER= -1/(MU*%EXP(LP)) $END
!
$MAC VA $CAL %VA=1 $END
!
$MAC DI $CAL %DI=(%YV-%FV)**2 $END
!
$MAC INIT $CAL LP=%LOG(%LOG(%A)-%LOG(MU)) $END
!
$MAC MEXT $EXT %PE $CAL %A=%PE(3) : LP=%PE(1)+%PE(2)*X $END
$SORT Y2 Y $CAL %A=Y2(%NU)+ %K
$CAL Y1=Y $ARG MULT Y1
$USE MULT $YVAR Y1
$OWN FV DR VA DI
$CAL MU=Y
$CAL %LP=X1=X2=X3=0
$FIT X1+X2+X3-%GM $DIS E
$return

```

11.1.4 Programa para ajuste da função de Gompertz com erro multiplicativo - Gomper.pro

```

$ACCURACY 8$
$MAC MULT
$C Pre-multiplies vector argument %1 by matrix U
$CAL %I=%NU : %E=%NU-2 $ARG MUL1 %1 $WHILE %E MUL1
$CAL %1(1)=%SQRT(1-%R*%R)*%1(1)
$END
!
$MAC MUL1 $CAL %1(%I)=%1(%I)-%R*%1(%I-1) : %I=%I-1 : %E=%E-1 $END
!
!The Own Model macros are
!
$MAC FV
$CAL %S=%NE(%PL,0)+1 $SWITCH %S INIT MEXT
$C Calculate extra explanatory variable used to estimate asymptote
$USE DR $CAL M=DER/%A
$C Calculate working independent variables and linear predictor
$CAL %LP=(LP+%A*M)/DER $ARG MULT %LP $USE MULT
$CAL X1=1/DER : X2=X/DER : X3=M/DER
$ARG MULT X1 $USE MULT $ARG MULT X2 $USE MULT $ARG MULT X3 $USE MULT
$C Calculate working fitted values
$CAL MU=%LOG(%A)-%EXP(LP) : %FV=MU $ARG MULT %FV $USE MULT
$END
!
$MAC DR $CAL %DR=1 : DER= -1/%EXP(LP) $END
!
$MAC VA $CAL %VA=1 $END
!
$MAC DI $CAL %DI=(%YV-%FV)**2 $END
!
$MAC INIT $CAL LP=%LOG(%LOG(%A)-MU) $END
!
$MAC MEXT $EXT %PE $CAL %A=%PE(3) : LP=%PE(1)+%PE(2)*X $END
$SORT Y2 Y $CAL %A=Y2(%NU)+ %K
$CAL Y=%LOG(Y)
$CAL Y1=Y $ARG MULT Y1
$USE MULT $YVAR Y1
$OWN FV DR VA DI
$CAL MU=Y
$CAL %LP=X1=X2=X3=0
$FIT X1+X2+X3-%GM $DIS E
$return

```

11.2 Procedimento para uso do programa para cálculo do coeficiente de autocorrelação de Theil e para execução do teste de Durbin-Watson

1- Faz-se o arquivo de dados em ASCII contendo o seguinte:

1^a linha: um comentário onde pode se colocar o título referente ao conjunto de dados utilizados.

2^a linha: o número de observações

3^a linha: Define-se a função a ser ajustada e se o erro é aditivo ou multiplicativo, com as estimativas dos parâmetros a seguir.

Se for a Logística com erro aditivo teremos:

1 1

Se for a Logística com erro multiplicativo teremos:

1 2

Se for a Gompertz com erro aditivo teremos:

2 1 $\hat{\beta}$ $\hat{\gamma}$ $\hat{\alpha}$

Se for a Gompertz com erro multiplicativo teremos:

2 2 $\hat{\beta}$ $\hat{\gamma}$ $\hat{\alpha}$

4^a linha em diante: coloca-se o conjunto de dados X Y

2- Chama-se o programa DURBIN.EXE

Ele solicitará o nome do arquivo de dados e o nome do arquivo de saída dos resultados.

Exemplo:

1-Arquivo de dados da primeira repetição dos ratos *Rattus norvergicus* do sexo masculino

```
Theil rato 1 sexo masculino
26
2 1 1.6692624 -0.25739363 469.84879
1 8.98
2 23.1
3 37.36
4 66.38
5 105.72
6 149.2
7 194
8 245
9 286.4
10 316.6
11 343.5
12 369.75
13 387
14 409.33
15 415.4
16 420.2
17 431
18 445.25
19 448
20 450.67
21 462
22 464.75
23 466.33
24 464
25 470
26 478
```

2- Saída dos resultados

```
Theil rato 1 masculino
RO THEIL = .4362759192E+00
DW = .8417329915E+00
```

11.2.1 Programa para cálculo do coeficiente de autocorrelação de Theil e para execução do teste de Durbin-Watson - Durbin.for

```

$DEBUG
C THEIL E DURBIN WATSON
C N = NUMERO DE OBSERVACOES = 1
C IR = NUMERO DE CONDICAOES
  IMPLICIT REAL*8 (A-H,O-Z)
  CHARACTER*4 COM(20)
  CHARACTER*20 ENOME1
  CHARACTER*20 ENOME2
  DIMENSION Y(100),X(100)
  WRITE(*,300)
300 FORMAT(10(/),' NOME DO ARQUIVO DE ENTRADA - ', $)
  READ(*,301)ENOME1
  WRITE(*,302)
302 FORMAT(10(/),' NOME DO ARQUIVO DE SAIDA - ', $)
  READ(*,301)ENOME2
301 FORMAT(A)
  OPEN(2,FILE=ENOME1)
  OPEN(6,FILE=ENOME2)
1000 READ(2,100,END=9999)(COM(I),I=1,20)
100 FORMAT (20A4)
C  READ(2,*) N,IR
  READ(2,*) IR
C FORNECER O TIPO DE FUNCAO E OS PARAMETROS
  READ(2,*)NF,MA, A1,A2,A3
C NF = 1 (LOGISTICA); NF = 2 (GOMPERTZ)
C MA = 1 (ERRO ADITIVO); MA = 2 (ERRO MULTIPLICATIVO)
C A1, A2, A3 SAO PARAMETROS DA FUNCAO AJUSTADA
C ZERAR SOMATORIOS
  S1 = 0
  S2 = 0
  S3 = 0
C  DO 10 I = 1,N
  READ(2,*)(X(J),Y(J),J = 1,IR)
C CALCULO DOS RESIDUOS
  GO TO (20,30)NF
20 GO TO (50,51)MA
50 DO 21 J = 1,IR
21 Y(J) = Y(J) - A3/(1+DEXP(-(A1+A2*X(J))))
  GO TO 40
51 DO 22 J = 1,IR
22 Y(J) = DEXP(DLOG(Y(J)) - DLOG(A3/(1+DEXP(-(A1+A2*X(J)))))
  GO TO 40
30 GO TO (60,61)MA
60 DO 31 J = 1,IR

```

```

31 Y(J) = Y(J) - DEXP(DLOG(A3)-DEXP(A1+A2*X(J)))
   GO TO 40
61 DO 32 J = 1,IR
32 Y(J) = DEXP(DLOG(Y(J)) - (DLOG(A3)-DEXP(A1+A2*X(J))))
40 CONTINUE
C CALCULO DOS SOMATORIOS
   DO 1 J = 1,IR
1 S1 = S1 + Y(J)**2
   DO 2 J = 2,IR
   S2 = S2 + Y(J)*Y(J-1)
2 S3 = S3 + (Y(J) - Y(J-1))**2
C 10 CONTINUE
C CALCULO DO RO DE THEIL E DW
   RO = (S2/(IR-1))/(S1/(IR-3))
   DW = S3/S1
   WRITE(6,100)(COM(I),I=1,20)
   WRITE(6,200)RO,DW
200 FORMAT(' RO THEIL = ',E20.10,/, ' DW = ',E20.10,/)
   GO TO 1000
9999 CLOSE(2)
   CLOSE(6)
   WRITE(*,400)
400 FORMAT(//,10X,'PROCESSAMENTO ENCERRADO')
   STOP
   END

```

11.3 Procedimento para uso do programa para cálculo do coeficiente de autocorrelação pela função de máxima verossimilhança de perfil e condicional

1- Faz-se o arquivo de dados em ASCII contendo o seguinte:

1^a linha: um comentário onde pode se colocar o título referente ao conjunto de dados utilizados.

2^a linha: coloca-se o número de repetições (n^o de funções ajustadas) e o número de observações

3^a linha: Define-se a função a ser ajustada e se o erro é aditivo ou multiplicativo

Se for a Logística com erro aditivo teremos:

1 1

Se for a Logística com erro multiplicativo teremos:

1 2

Se for a Gompertz com erro aditivo teremos:

2 1

Se for a Gompertz com erro multiplicativo teremos:

2 2

4^a linha: coloca-se os tempo (X)

5^a linha: coloca-se os valores observados da 1^a repetição

6^a linha: coloca-se as estimativas dos parâmetros beta, gama e alfa para a 1^a repetição

7^a linha: coloca-se os valores observados da 2^a repetição

8^a linha: coloca-se as estimativas dos parâmetros beta, gama e alfa para a 2^a repetição

Assim por diante....

2- Chama-se o programa CONDI.EXE

Ele solicitará o nome do arquivo de dados e o nome do arquivo de saída dos resultados.

Exemplo:

1-Arquivo de dados dos ratos *Rattus norvegicus* do sexo masculino, onde calcularam-se os coeficientes de autocorrelação de perfil e condicional, utilizando-se as 6 repetições existentes.

RATO MASCULINO GOMPERTZ ADITIVO

6 26

2 1

1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12 13 14 15 16 17 18 19 20 21 22 23 24 25 26

8.98	23.1	37.36	66.38	105.7	149.2	194	245
	286.4	316.6	343.5	369.8	387	409.3	415.4
	420.2	431	445.3	448	450.7	462	464.8
	466.3	464	470	478			
1.6688524	-0.2573497	469.86978					
8.93	22.84	36.56	64.46	102.6	140	169.8	203
	240.6	269.6	295.5	327.5	345.8	368.7	377.6
	388	402	416.5	421.7	432.7	435	441
	441	436	441.7	450.7			
1.5169845	-0.21866837	452.49707					
8.78	21.9	36.24	64.38	103	133.6	164.2	201
	236	260.8	291	319	336.3	361.7	376.8
	391.6	405.5	413.8	419.7	428.3	437.3	444.8
	453	454.5	453.7	466			
1.4683145	-0.20308909	465.44772					
8.6	21.82	35.32	61.5	99.84	137	178.6	233.3
	264.4	295.8	318.8	346.3	362.5	379.3	385.6
	397.4	407	415.5	423.3	422.3	432.3	436.8
	441	452	460.3	462.7			
1.6132666	-0.24417679	448.92203					
8.58	21.16	35.06	61.4	98.16	141.8	172.8	216.3
	260.6	296.8	329.5	351	359.3	382.3	395.2
	406.8	421.5	424.8	430.7	437.3	452.3	461
	462.7	470.5	476.7	490.7			
1.5698439	-0.22686124	472.33041					
8.23	20.76	34.84	59.38	89.14	123.4	154	194
	233.2	266.2	294.3	311.5	324.3	342	374.8
	369.4	379.5	394.5	396.7	399.7	407.3	406.3
	413.7	422	432.7	437.3			
1.5720202	-0.22599567	428.00424					

2- Saída dos resultados

RATO MASCULINO GOMPERTZ ADITIVO

C0 = .1501982206E+06
 C1 = -.2945944011E+06
 C2 = .2553097461E+06
 C3 = -.1026955040E+06

SAIDA NORMAL DA ITERACAO

RO DE PERFIL = .6592496882E+00

SAIDA NORMAL DA ITERACAO

RO CONDICIONAL = .7588899475E+00

**Programa para cálculo do coeficiente de
autocorrelação pela função de máxima
verossimilhança de perfil e condicional -
Condi.for**

```

$DEBUG
C CORRELAÇÃO DE PERFIL E CONDICIONAL
C N = NUMERO DE OBSERVACOES
C IR = NUMERO DE CONDICÕES
  IMPLICIT REAL*8 (A-H,O-Z)
  CHARACTER*4 COM(20)
  CHARACTER*20 ENOME1
  CHARACTER*20 ENOME2
  DIMENSION Y(100),X(100)
  WRITE(*,300)
300 FORMAT(10(/),' NOME DO ARQUIVO DE ENTRADA - ', $)
  READ(*,301)ENOME1
  WRITE(*,302)
302 FORMAT(10(/),' NOME DO ARQUIVO DE SAIDA - ', $)
  READ(*,301)ENOME2
301 FORMAT(A)
  OPEN(2,FILE=ENOME1)
  OPEN(6,FILE=ENOME2)
1000 READ(2,100,END=9999)(COM(I),I=1,20)
100 FORMAT (20A4)
  READ(2,*) N,IR
  READ(2,*)NF,MA
C NF = 1 (LOGISTICA); NF= 2 (GOMPERTZ)
C MA = 1 (ERRO ADITIVO); MA = 2 (ERRO MULTIPLICATIVO)
C A1,A2,A3 SAO OS PARAMETROS DA FUNCAO AJUSTADA
C ZERAR SOMATORIOS
  S1 = 0
  S2 = 0
  S3 = 0
  S4 = 0
  S5 = 0
  S6 = 0
  S7 = 0
  S8 = 0
  S9 = 0
  S10 = 0
  S11 = 0
  IR1 = IR - 1
  IR2 = IR - 2
  IR3 = IR - 3
  WRITE(6,201)
201 FORMAT(/)
WRITE(6,100)(COM(I),I=1,20)

```

```

      READ(2,*)(X(J),J = 1,IR)
      DO 10 I = 1,N
      READ(2,*)(Y(J),J = 1,IR)
      READ(2,*)A1,A2,A3
C CALCULO DOS RESIDUOS
      GO TO (60,70)NF
60 GO TO (90,91)MA
90 DO 61 J = 1,IR
61 Y(J) = Y(J) - A3/(1+DEXP(-(A1+A2*X(J))))
      GO TO 80
91 DO 62 J = 1,IR
62 Y(J) = DEXP(DLOG(Y(J)) - DLOG(A3/(1+DEXP(-(A1+A2*X(J)))))
      GO TO 80
70 GO TO (95,96)MA
95 DO 71 J = 1,IR
71 Y(J)= Y(J) - DEXP(DLOG(A3)-DEXP(A1+A2*X(J)))
      GO TO 80
96 DO 72 J = 1,IR
72 Y(J)= DEXP(DLOG(Y(J)) - (DLOG(A3)-DEXP(A1+A2*X(J))))
80 CONTINUE
C CALCULO DOS SOMATORIOS
      DO 1 J = 1,IR
1 S1 = S1 + Y(J)**2
      DO 2 J = 1,IR1
      J1 = J + 1
      DO 2 JL = J1,IR
2 S2 = S2 + Y(J)*Y(JL)
      S3 = S3 + Y(1)**2 + Y(IR)**2
      S5 = S5 + Y(1)*Y(2) + Y(IR1)*Y(IR)
      S10 = S10 + Y(1)*Y(IR)
      DO 4 J = 2,IR1
4 S4 = S4 + Y(J)**2
      DO 6 J = 2,IR2
6 S6 = S6 + Y(J)*Y(J+1)
      DO 7 J = 2,IR3
      J2 = J+2
      DO 7 JL = J2,IR1
7 S7 = S7 + Y(J)*Y(JL)
      DO 8 J = 3,IR1
8 S8 = S8 + Y(1)*Y(J)
      DO 9 J = 2,IR2
9 S9 = S9 + Y(J)*Y(IR)
      DO 11 J = 2,IR2
      J1 = J+1
      DO 11 JL = J1,IR1
11 S11 = S11 + Y(J)*Y(JL)
10 CONTINUE
C CALCULO DOS C'S
      C0 = IR1*S1 - 2*S2
      C1 = (-2)*S3 - (IR-5)*S1 - 2*IR2*S5 - 2*IR3*S6 + 6*S7 + 4*S8
      C1 = C1 + 4*S9 + 2*S10
      C2 = IR3*S4 + 2*IR3*S5 + 2*(IR-5)*S6 - 6*S7 - 2*S8 - 2*S9

```

```

C3 = (-IR3)*S4 + 2*S11
WRITE(6,200)C0,C1,C2,C3
200 FORMAT(/' C0 = ',E20.10,/, ' C1 = ',E20.10,/, ' C2 = ',E20.10,/,
1' C3 = ',E20.10,/)
C CALCULO DO COEFICIENTE DE CORRELACAO DE PERFIL
RO = 0
DO 21 I = 1,30
FR = (-2)*IR2*IR1*C3*RO**5 -(IR2**2*C2-IR*(3*IR-2)*C3)*RO**4
FR = FR + 2*(IR2*C1 + IR*IR1*C2 + IR*IR2*C3)*RO**3
FR = FR + (IR2*(IR+2)*C0+IR*IR2*C1+IR*IR2*C2-3*IR**2*C3)*RO**2
FR = FR - 2*IR*(C0+IR*C2)*RO - IR*(IR2*C0+IR*C1)
DFR = (-10)*IR2*IR1*C3*RO**4 -4*(IR2**2*C2-IR*(3*IR-2)*C3)*RO**3
DFR = DFR + 6*(IR2*C1 + IR*IR1*C2 + IR*IR2*C3)*RO**2
DFR = DFR + 2*(IR2*(IR+2)*C0+IR*IR2*C1+IR*IR2*C2-3*IR**2*C3)*RO
DFR = DFR - 2*IR*(C0+IR*C2)
D = 0.5*FR/DFR
IF (DABS(D)-0.0001)20,20,22
22 RO = RO - D
21 CONTINUE
WRITE(6,210)
210 FORMAT(' SAIDA APOS 30 ITERACOES',/, ' O PROCESSO PODE NAO TER CONV
1ERGIDO',/)
GO TO 50
20 WRITE(6,211)
211 FORMAT(' SAIDA NORMAL DA ITERACAO',/)
50 WRITE(6,212)RO
212 FORMAT(' RO DE PERFIL =',E20.10)
C CALCULO DO COEFICIENTE DE CORRELACAO CONDICIONAL
RO = 0
DO 31 J = 1,30
A0 = (IR-4)*C0 + IR*C1
A1 = IR2*(C0+C1) + 2*IR*C2
A2 = IR*(C2 + 3*C3)
A3 = (-IR2)*C2 + (IR+2)*C3
A4 = (-2*IR2)*C3
FR = A4*RO**4 + A3*RO**3 + A2*RO**2 + A1*RO + A0
DFR = 4*A4*RO**3 + 3*A3*RO**2 + 2*A2*RO + A1
D = FR/DFR
IF(DABS(D)-0.0001)30,30,32
32 RO = RO - D
31 CONTINUE
WRITE(6,210)
GO TO 51
30 WRITE(6,211)
51 WRITE(6,213)RO
213 FORMAT(' RO CONDICIONAL =',E20.10)
GO TO 1000
9999 CLOSE(2)
CLOSE(6)
WRITE(*,400)
400 FORMAT(//,10X,'PROCESSAMENTO ENCERRADO')
STOP

```