



60^a RBras

Reunião Anual da Região
Brasileira da Sociedade
Internacional de Biometria

SEAGRO

16^o Simpósio de Estatística Aplicada
à Experimentação Agronômica

A Estatística e os Novos Desafios: Tratamento e Modelagem da Informação

[Datas Importantes](#)[Inscrições](#)[Submissões](#)[Hotéis](#)[Contato](#)[Acesso a P.Prudente](#)

20 a 24 de julho de 2015 - Centro Cultural Matarazzo - Presidente Prudente/SP

Principal

[AVISOS](#)

[Sobre a RBras](#)

[Organização](#)

[Comissão Científica](#)

[Programação diária](#)

Quadro de ProgramaçãoAtividadesVideokonferênciaConferênciasMinicursosSessões TemáticasMesas-RedondasConcurso de TeseTrabalhos AprovadosCronograma de ApresentaçõesSugestões de apresentaçãoCERTIFICADOSMATERIAIS - MINICURSOSDivulgaçãoLocalizaçãoContatoSobre a RBras

Apoio

OESTE PAULISTA
CONVENTION & VISITORS BUREAU **FAPESP**

Realização

Sobre o Evento

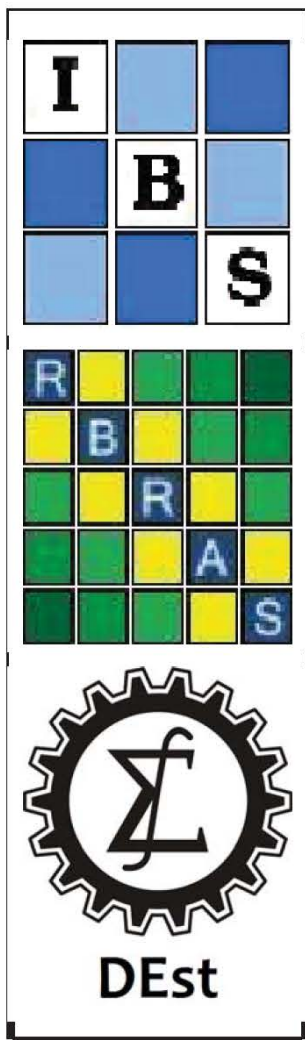
A 60ª Reunião Anual da Região Brasileira da Sociedade Internacional de Biometria (RBras) e o 16º Simpósio de Estatística Aplicada a Experimentação Agronômica (SEAGRO) serão realizados na cidade de Presidente Prudente, estado de São Paulo, no período de 20 a 24 de julho de 2015. A organização dos eventos está a cargo do Conselho Diretor da RBras e do Departamento de Estatística da Faculdade de Ciências e Tecnologia da Unesp – Campus de Presidente Prudente (DEST – FCT/UNESP).

A RBras é uma Sociedade Científica Internacional, de caráter científico e cultural, sem fins lucrativos e representa uma das regiões da The International Biometric Society (IBS), direcionada aos pesquisadores que trabalham com os aspectos Matemáticos e Estatísticos das pesquisas desenvolvidas em Biologia, Medicina, Ecologia, Análise de Riscos, Geografia, Agronomia, Economia e áreas afins. A Sociedade foi fundada em 08 de julho de 1955, em Campinas, no Instituto Agronômico e está incluída entre as mais tradicionais sociedades científicas do Brasil. A RBras procura estimular as atividades de pesquisa de seus sócios, incentivando e apoiando eventos científicos.

A primeira reunião da RBras ocorreu em janeiro de 1956 no Instituto Biológico de São Paulo e até hoje foram realizadas 59 Reuniões Anuais. A partir de 1985, nos anos ímpares, as reuniões da RBras passaram a ser realizadas conjuntamente com o SEAGRO. O primeiro SEAGRO foi realizado conjuntamente com a 30ª Reunião da RBras na ESALQ/USP, Piracicaba (SP) e contou com 350 participantes. Os três últimos simpósios, 13º, 14º e 15º SEAGRO, realizados com as 54ª, 56ª e 58ª reuniões RBras, contaram com 524, 469 e 357 participantes, respectivamente e ocorreram em São Carlos (SP), Maringá (PR) e Campina Grande (PB). O evento de 2015 em Presidente Prudente será especial por comemorar a 60ª RBras.

A realização da 60ª Reunião da RBras e do 16º SEAGRO tem por objetivo reunir pesquisadores de todas as áreas, que empregam a Estatística na tomada de decisões, para discutir processos de ensino-aprendizagem das técnicas estatísticas e de análises de dados e as formas de se ampliar o acesso ao conhecimento estatístico, promovendo intercâmbios multidisciplinares.

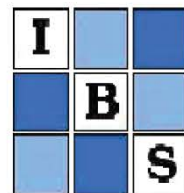
A programação está sendo elaborada, com o intuito de abranger temas que atrairão pesquisadores não somente da área de Estatística, mas todos os profissionais de áreas que utilizam os métodos estatísticos em seus trabalhos de pesquisa de forma intensiva. A



programação envolverá temas atuais tais como **Inferência Causal, Estatística Genética, Análise de Riscos em Alimentos e Bioestatística**, propiciando debates sobre o avanço da pesquisa no Brasil e no mundo.

A 60ª RBras e 16º SEAGRO focarão o tema geral **“A Estatística e os Novos Desafios: Tratamento e Modelagem da Informação”**. O programa científico do evento contempla conferencistas do Brasil e do Exterior, minicursos, tutoriais, oficinas, sessões temáticas, comunicações orais e pôsteres.

Realização



Apoio:



Fundunesp



All rights reserved



[Download](#)

[Download](#)

Modelos Não-lineares Para A Descrição Da Produção De Olerícolas

Alessandro Dal Col Lúcio , Luis Felipe Nunes, Francisco Rego

Resumo: Os objetivos do trabalho foram ajustar modelos de regressão não-linear para descrever a produção de frutos e de vagens em olerícolas e identificar o tamanho da parcela que proporcione o melhor poder de explicação e ajuste dos modelos. Foram realizados ensaios em brando com tomate cereja, berinjela e feijão-de-vagem em diferentes ambientes e estações sazonais de cultivo. Foram usados os modelos logístico e o de von Bertalanffy simulando diferentes tamanhos de parcela em número de plantas. Os ajustes dos modelos apresentaram as mesmas estimativas dos parâmetros em todos os casos de tamanho de parcela. Com o aumento do tamanho da parcela aumentou a amplitude do intervalo de confiança de cada uma das estimativas dos modelos, aumentaram as estimativas dos R^2 aj e reduziram os erros padrões de ajuste e os dos resíduos dos modelos, independente da espécie olerícola, da estação sazonal e do ambiente de cultivo. Para um bom poder de explicação dos modelos Logístico e de von Bertalanffy, as parcelas devem ser de 2 plantas para ensaios com berinjela cultivada na primavera-verão; de 2 plantas em ensaios de 250 m² com tomate cereja e de 3 plantas em ensaios de 200 m² com tomate cereja cultivado na primavera-verão; de 28 plantas na estação sazonal outono-inverno e de 12 plantas na estação sazonal primavera-verão nos ensaios a campo com feijão-de-vagem; de 4 plantas na estação sazonal outono-inverno e de 14 plantas na estação primavera-verão nos ensaios em túnel plástico com feijão-de-vagem.

Palavras-Chaves: modelos de crescimento, modelo logístico, modelo de von Bertalanffy

[Download](#)

Modelos não-lineares para a descrição da produção de olerícolas

Alessandro Dal'Col Lúcio¹ Luis F. Nunes² Francisco Rego³

Introdução

Em cultivos de olerícolas há certas particularidades inerentes àquelas espécies onde é possível a realização de múltiplas colheitas durante o ciclo produtivo e as épocas de realização são definidas de forma subjetiva e variam de acordo com cada espécie. As múltiplas colheitas realizadas podem ser avaliadas como medidas repetidas no tempo, dispostas na mesma variável ou na mesma unidade experimental em mais de uma ocasião (CROWDER & HAND, 1990), pois a cada nova colheita as mesmas plantas tem sua produção devidamente aferida.

As múltiplas colheitas podem inflacionar a variância residual e induzir a estimativas inadequadas no planejamento experimental, devido à ausência da informação no momento da colheita favorecendo uma superdispersão no banco de dados, com a tabulação de uma elevada quantidade de valores nulos. Várias pesquisas já foram realizadas para desenvolver estratégias e identificar os procedimentos mais adequados para que a variabilidade dos dados seja minimizada (LOPES et al., 1998; SANTOS et al., 2012 e 2014; HAESBAERT et al., 2011). Essas pesquisas voltadas à melhoria da qualidade de experimentos de diferentes espécies olerícolas determinaram o tamanho de parcela e de amostra ajustados a variabilidade das áreas experimentais de cada cultura; estudaram as transformações de dados e a utilização do método de Papadakis para minimizar os efeitos da superdispersão no banco de dados causado pelo excesso de zeros.

A relação entre variáveis e seus comportamentos durante do ciclo produtivo da espécie gera informações de como devem ser planejadas e realizadas as múltiplas colheitas, no sentido de reduzir o número de plantas com valores zero para as variáveis número e peso de frutos colhidos. Uma estratégia neste sentido é o acúmulo dos valores destas variáveis em cada planta. Com este acúmulo gera-se um comportamento crescente nos valores observados em cada uma das plantas avaliadas possibilitando, assim, a aplicação de técnicas de análise de regressão não-linear na estimativa dos valores das variáveis já mencionadas. Esses modelos de regressão são úteis para descrever o crescimento de indivíduos ao longo do tempo, pois facilitam a tomada de decisão do pesquisador por apresentarem parâmetros com interpretação biológica. De acordo com SEBER & WILD (1989) os modelos não-lineares geralmente são adotados quando suspeita-se que a relação entre a variável resposta e os preditores segue a uma função particular. Já DRAPER & SMITH (1981) afirmam que o tipo de modelo não-linear adotado depende da área de pesquisa, do problema específico e do tipo de crescimento que se quer modelar. Na área das ciências agrárias os trabalhos neste sentido avaliam todo o ciclo de uma espécie ou modelam o crescimento de acordo com a aplicação de diferentes manejos culturais. Entretanto não foram identificados trabalhos que descrevessem as relações não-lineares da produção de frutos com o avançar do ciclo produtivo das espécies olerícolas com múltiplas colheitas e com dados apresentando superdispersão.

¹ Departamento de Fitotecnia, Centro de Ciências Rurais, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria – RS, Brasil, adlucio@ufsm.br;

² Centro de Investigação de Montanha, Escola Superior Agrária, Instituto Politécnico de Bragança, Bragança, Portugal, lfunes@ipb.pt;

³ CEABN, Instituto Superior de Agronomia, Universidade de Lisboa, Lisboa, Portugal, fcastrorego@gmail.com.

Assim este trabalho teve por objetivos ajustar modelos de regressão não-linear para a descrição da produção de frutos de três espécies olerícolas e identificar o tamanho da parcela que proporcione o melhor poder de explicação e ajuste dos modelos.

Material e Métodos

Foram realizados ensaios de uniformidade com beringela cultivar Long Purple, com tomate cereja híbrido Lili e com feijão-de-vagem cultivar Macarrão, em diferentes estações sazonais e ambientes de cultivo. Em todos os ensaios e cada unidade básica foi composta por uma planta totalizando dentro de cada linha de cultivo 28 UBs para o único ensaio com berinjela na estação sazonal primavera-verão, 40 UBs no ensaio de 250 m² e 30 UBs naquele de 200 m² para tomate cereja na estação sazonal primavera-verão e 42 UBs (duas plantas por UBs) nos quatro ensaios com feijão-de-vagem (dois na estação outono-inverno e dois na primavera-verão). As colheitas foram aos 75, 84, 91, 98, 122, 136 dias após o transplante (DAT) para berinjela, aos 66, 82, 101 DAT no ensaio de 250 m² e aos 75, 88, 103 DAT no de 200 m² para tomate cereja e aos 61, 74, 88 e 112 dias após a semeadura (DAS) na estação sazonal outono-inverno enquanto que na estação primavera-verão foram aos 70, 91 e 99 DAS para feijão-de-vagem. Em cada colheita foram observadas as variáveis número e peso de frutos ou de vagens (em gramas) colhidos por UB. Após foram simulados diferentes tamanhos de parcela, em agrupamentos de UB no sentido da linha de cultivo, pelos múltiplos do número de unidades básicas total por linha, de modo a utilizar toda a área experimental. Dessa forma foram simuladas parcelas com 1, 2, 4, 7, 14 UBs para berinjela; 1, 2, 4, 5, 8, 10 e 20 UBs no ensaio de 250 m² e de 1, 2, 3, 5, 6, 10 e 15 UBs no ensaio de 200 m² para tomate cereja e de 1, 2, 3, 6, 7, 14 e 21 UBs para feijão-de-vagem. A partir dessas situações foi estimado o número médio e o peso médio de frutos ou vagens colhidos por parcela, por agrupamento de UB dentro de cada uma das múltiplas colheitas e o total acumulado do peso médio de vagens colhidas com o decorrer do ciclo produtivo das culturas.

Foi realizado o teste de Levene para a identificação da homogeneidade das variâncias entre as múltiplas colheitas realizadas e o teste de Durbin-Watson para a identificação da autocorrelação entre os resíduos. Foram adotados os seguintes modelos não-lineares de base biológica: a) Logístico (SEBER & WILD, 1989):

$$Y_i = \frac{\beta_1}{1 + \beta_2 e^{(-\beta_3 X_i)}} + \varepsilon_i; \text{ b) von Bertalanffy (von BERTALANFFY, 1957): } Y_i = \beta_1 \left(1 - \beta_2 e^{(-\beta_3 X_i)}\right)^3 + \varepsilon_i; \text{ onde:}$$

Y_i = número médio ou peso médio acumulado de frutos ou de vagens colhidos por parcela; X_i = tempo, em dias, decorridos do transplante das mudas ou da semeadura, até a observação da variável; β_1 = parâmetro que representa o número ou o peso assintótico; β_2 = parâmetro de locação, de escala; β_3 = parâmetro da taxa de crescimento; ε_i = erro aleatório.

Para as estimativas dos parâmetros dos modelos foi utilizado o método dos mínimos quadrados ordinários com processo iterativo de Levenberg-Marquardt, com erro tipo Gaussiano, construindo para cada situação os intervalos de confiança de cada estimativa dos parâmetros dos modelos. Para identificar a qualidade do ajuste e o poder de explicação de cada um dos modelos de regressão foram estimados os

respectivos coeficientes de determinação ajustado (R^2_{aj}), erro padrão do ajuste ($EPA = \sqrt{QM \text{ Resíduo}}$) e os gráficos dos resíduos. Em todas as análises estatísticas realizadas foi adotado o nível de 5% de probabilidade de erro.

Resultados e Discussão

Os ajustes dos modelos de regressão não-linear apresentaram sempre as mesmas estimativas dos três parâmetros em todas os casos de tamanho de parcela avaliados em virtude de serem utilizadas as médias dos valores observados dentro de cada tamanho de parcela simulado. As variâncias apresentaram-se homogêneas na maioria dos casos (81%) e os resíduos foram independentes. Observou-se também que o modelo de von Bertalanffy apresentou sempre maiores valores de $\hat{\beta}_1$ e menores valores de $\hat{\beta}_3$ quando comparado com o modelo logístico (Tabela 1). Assim os modelos utilizados descreveram adequadamente o comportamento das variáveis que explicam a produção de frutos ou de vagens nas três espécies em avaliação mas o modelo logístico proporcionou estimativas mais próximas da realidade observada nos ensaios sendo, portanto, mais explicativo do comportamento da produção de frutos ou de vagens.

Os limites de confiabilidade estimados para os diferentes parâmetros do modelo logístico apresentaram-se mais realistas quando comparados com aqueles estimados para o modelo de von Bertalanffy reforçando a escolha do modelo logístico como o de melhor desempenho.

À medida que houve o aumento do tamanho da parcela, em número de plantas, observou-se que a amplitude do intervalo de confiança de cada uma das estimativas dos parâmetros dos dois modelos ajustados aumentou. Esta situação deu-se em virtude da alteração no valor tabelado da estatística “t” pela redução no número de parcelas dentro de cada linha, com o aumento do tamanho da parcela e, conseqüentemente, a redução nos graus de liberdade utilizados na construção do intervalo de confiança.

Em relação à qualidade dos ajustamentos realizados os modelos logístico e de von Bertalanffy apresentaram as estimativas dos indicadores de qualidade muito semelhantes. Foi identificado que com o aumento no número de plantas na parcela houve um aumento nas estimativas do R^2_{aj} , uma redução do erro padrão de ajuste e uma redução nos valores dos resíduos dos modelos, independente espécies olericola, da estação sazonal e do ambiente de cultivo. Assim a estratégia de trabalhar com parcelas de maior tamanho foi eficiente no sentido de redução da variabilidade existente no banco de dados. Essa situação pode ser explicada pela redução do número de parcelas com valores zero, a partir do aumento no número de unidades básicas que compõem a parcela reduzindo, por conseqüência, a variância entre as parcelas dentro de cada colheita realizada.

Em relação ao número de plantas por parcela e adotando o limite mínimo na estimativa do $R^2_{aj} \geq 0,70$ (Tabela 1), parcelas de 2 plantas nos ensaios com berinjela são suficientes para uma boa qualidade de ajuste dos modelos para as variáveis número e peso médio de frutos colhidos. Para tomate cereja parcelas de 2 plantas devem ser adotadas nos ensaios com 250m² e, para ensaios com 200m², parcelas com 3 plantas. Já para feijão-de-vagem as parcelas deverão ter a dimensão de 28 plantas nos ensaios a campo na estação sazonal

outono-inverno e de 12 plantas na estação sazonal primavera-verão. Já para ensaios em túnel plástico adotar parcelas de 4 plantas na estação sazonal outono-inverno e de 14 plantas na estação primavera-verão.

Tabela 1. Estimativas dos parâmetros dos modelos Logístico e de von Bertalanffy com respectivos R^2_{aj} e erros padrões de ajustamento (EPA) para o tamanho de parcela escolhido em cada situação, para o número médio e o peso médio de frutos e de vagens em ensaios de uniformidade de três espécies olerícolas no outono-inverno (O/I) e primavera-verão (P/V) em diferentes ambientes de cultivo.

Modelos	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$
	Peso médio de frutos berinjela P/V			Número médio de frutos berinjela P/V		
Logístico	4438,03	5,84	0,06	10,17	7,16	0,07
	$R^2_{aj}= 0,7083$ EPA= 723,54			$R^2_{aj}= 0,7616$ EPA= 1,62		
von Bertalanffy	5211,79	3,95	0,03	11,81	6,61	0,03
	$R^2_{aj}= 0,7133$ EPA= 717,37			$R^2_{aj}= 0,7673$ EPA= 1,56		
	Ensaio de 250 m ² tomate cereja P/V			Ensaio de 200 m ² tomate cereja P/V		
	----- Peso médio de frutos -----					
Logístico	1560,29	14,39	0,19	1614,03	10,58	0,15
	$R^2_{aj}= 0,7379$ EPA=330,34			$R^2_{aj}= 0,7041$ EPA=331,27		
von Bertalanffy	1589,04	926,68	0,11	1621,88	1428,15	0,12
	$R^2_{aj}= 0,7379$ EPA=330,34			$R^2_{aj}= 0,7041$ EPA=331,27		
	----- Número médio de frutos -----					
Logístico	116,56	13,95	0,18	128,67	10,51	0,14
	$R^2_{aj}= 0,7370$ EPA=24,96			$R^2_{aj}= 0,7366$ EPA=23,73		
von Bertalanffy	121,14	307,92	0,10	130,15	667,93	0,11
	$R^2_{aj}= 0,7370$ EPA=24,96			$R^2_{aj}= 0,7366$ EPA=23,73		
	----- Peso médio de vagens de feijão-de-vagem-----					
	Ensaio a campo O/I			Ensaio em túnel plástico O/I		
Logístico	632,12	10,37	0,144	836,32	9,04	0,132
	$R^2_{aj}= 0,7098$ EPA= 130,87			$R^2_{aj}= 0,7333$ EPA= 144,43		
von Bertalanffy	660,42	57,45	0,079	859,63	52,56	0,081
	$R^2_{aj}= 0,7143$ EPA= 129,84			$R^2_{aj}= 0,7357$ EPA= 143,77		
	----- Peso médio de vagens de feijão-de-vagem-----					
	Ensaio a campo P/V			Ensaio em túnel plástico P/V		
Logístico	1407,10	8,90	0,097	1060,14	8,29	0,12
	$R^2_{aj}= 0,7236$ EPA= 200,71			$R^2_{aj}= 0,7395$ EPA= 126,68		
von Bertalanffy	4578,72	2,29	0,017	1070,10	155,96	0,095
	$R^2_{aj}= 0,7236$ EPA= 200,71			$R^2_{aj}= 0,7395$ EPA= 126,68		

Conclusões

Os modelos de regressão não-linear de base biológica Logístico e de von Bertalanffy descrevem o comportamento do peso médio e do número médio de frutos e de vagens de berinjela, tomate cereja e feijão-de-vagem em ensaios realizados em diferentes ambientes e estações sazonais de cultivo.

As parcelas devem ser constituídas de 2 plantas no sentido da linha de cultivo para ensaios com berinjela; de 2 plantas em ensaios de 250 m² com tomate cereja e de 3 plantas em ensaios de 200 m² com tomate cereja; de 28 plantas na estação sazonal outono-inverno e de 12 plantas na estação sazonal primavera-verão nos ensaios a campo com feijão-de-vagem; de 4 plantas na estação sazonal outono-inverno e de 14 plantas na estação primavera-verão nos ensaios em túnel plástico com feijão-de-vagem.

Agradecimento

À CAPES, pela concessão da bolsa de pós-doutorado no exterior, processo nº BEX 1457/14-4.

Bibliografia

- CROWDER, M.J.; HAND, D.J. **Analysis of repeated measures**. London: Chapman Hall, 256p, 1990.
- DRAPER, N.; SMITH, H. **Applied regression analysis**. 2ed. New York: John Wiley & Sons, 1981. 709p.
- HAESBAERT, F.M. et al. Tamanho de amostra para experimentos com feijão-de-vagem em diferentes ambientes. **Ciência Rural**, v.41, p.38-44, 2011.
- LOPES S.J. et al. Técnicas experimentais para tomateiro tipo salada sob estufas plásticas. **Ciência Rural**, v.28, p.193-197. 1998.
- SANTOS, D. et al. Effect of neighborhood and plot size on experiments with multiple-harvest oleraceous crops. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 49, p. 257-264, 2014.
- SANTOS, D. et al. Tamanho ótimo de parcela para a cultura do feijão-vagem. **Revista Ciência Agronômica**, v. 43, p. 119-128, 2012.
- SEBER, G.A.F.; WILD, C.J. **Nonlinear regression**. New York: John Wiley & Sons, 1989. 768p.
- von BERTALANFFY, L. Quantitative laws in metabolism and growth. **Quarterly Review of Biology**, v.32, p.218, 1957.