



## Modelos e inferência para um experimento em blocos casualizados para o número de vagens em soja

Natália da Silva Martins<sup>1</sup>, Davi Butturi-Gomes<sup>1</sup>, Lucas Souza Capelaro<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Instituto de Ciências Exatas, Universidade Federal de Alfenas (UNIFAL-MG)

<sup>2</sup>Departamento de Fitotecnia, Universidade de São Paulo (USP)

### RESUMO

Um experimento em blocos casualizados foi conduzido para verificar a variação na produção do número de vagens em soja, segundo oito diferentes tratamentos. Uma vez que esses são dados discretos, o uso de modelos lineares generalizados com componente aleatório Poisson se torna o método de análise estatística imediato. Assim, este trabalho teve como objetivo ajustar um modelo adequado aos dados, para então realizar os testes de hipótese de interesse, isto é, comparações múltiplas entre tratamentos. Para tal, foram realizados testes de razão de verossimilhanças, teste Escore de Dean para superdispersão e análise de resíduos e diagnósticos. O modelo Poisson com efeitos de blocos e tratamentos se mostrou adequado e os contrastes entre todos os pares de tratamentos foram efetuados.

**Palavras chave:** Comparações múltiplas; Dados discretos; Distribuição Poisson; Modelos Lineares Generalizados; Superdispersão

## 1 INTRODUÇÃO

A soja (*Glycine max*) atualmente é considerada o principal grão produzido no Brasil, ocupando uma área de mais de 27 milhões de hectares com produção superior a 81 milhões de toneladas [1].

A produção brasileira de soja representa 30,42% da produção mundial do grão, ocupando o 2º lugar no ranking de países produtores, ficando somente atrás dos Estados Unidos da América, que produzem aproximadamente 83 milhões de toneladas (30,83% da produção mundial) [2].

Com o avanço da tecnologia na agricultura foi possível obter cultivares de soja transgênica resistente ao herbicida Glifosato. Esta tecnologia proporcionou o uso

desse herbicida, o qual é eficiente no controle de plantas daninhas. O herbicida Glifosato quando aplicado sobre as plantas daninhas inibe a ação da enzima EPSPs (5-enolpiruvil-shiquimato-3-fosfato sintase) impedindo a síntese de três aminoácidos essenciais para a planta: Triptofano, Fenilalanina e Tirosina, importantes para a formação de compostos secundários entre os principais flavonóides e lignina [3]; [4].

Porém, além dos benefícios obtidos na cultura de soja devido à utilização do herbicida no controle das plantas daninhas, observou-se diminuição na absorção e no transporte de manganês nas plantas não alvo [5].

A deficiência de manganês na cultura da soja reflete no desenvolvimento vegetativo, na produção de massa de matéria seca, na concentração do nutriente nos tecidos vegetais e, conseqüentemente na produção de grãos. Para tanto, com base na hipótese de que as plantas de soja transgênicas tenham menor eficiência na absorção de manganês e conseqüentemente venham a demonstrar deficiência do elemento mineral após a aplicação do herbicida Glifosato, este estudo objetiva avaliar o efeito da adubação foliar com diferentes fontes de manganês em soja transgênica após a aplicação de Glifosato.

## 2 MATERIAL E MÉTODOS

### 2.1 Dados

Os dados deste estudo foram obtidos em um experimento conduzido em blocos casualizados, envolvendo um cultivar específico de soja (*Glycine max*). A cada parcela (unidade experimental), foram aleatoriamente aplicados os 8 diferentes tratamentos: controle (C), glifosato (T1), glifosato + Mn quelatizado (T2), glifosato + Mn complexado por fosfito (T3), glifosato + Mn complexado por aminoácidos (T4), Mn quelatizado (T5), Mn complexado por fosfito (T6), Mn complexado por aminoácidos (T7). A aplicação dos tratamentos respeitou a estrutura das 4 linhas (blocos) e, uma vez que não houve repetição de tratamentos dentro de blocos, o total de unidades experimentais em foi de 32 parcelas.

Ao final do experimento, cuja duração foi de 5 meses, as plantas centrais de cada parcela foram coletadas e tiveram o número de vagens contado (variável resposta). A Figura 1 apresenta um gráfico de dispersão, relacionando a variável resposta em cada tratamento dentro de cada bloco.

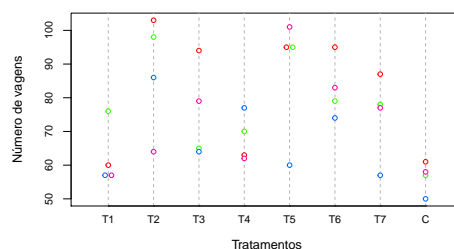


Figura 1: Dados observados de acordo com os tratamentos aplicados. Os empates estão dispostos lado a lado e as cores diferentes representam os blocos.

## 2.2 Modelos e Inferência

A variável resposta do experimento é o número de vagens em cada parcela, então usar a distribuição Poisson para o componente aleatório (CA) de um modelo linear generalizado (MLG) é a abordagem mais natural [6].

Uma vez que dados discretos, particularmente de contagens, apresentam frequentemente superdispersão (variância observada maior do que a nominal, imposta pelo modelo Poisson), os modelos com CA quase-Poisson e binomial negativo também foram considerados para a análise dos dados.

O teste Escore de Dean [7] requer apenas o ajuste do modelo Poisson para concluir a respeito da variância total, simplificando a seleção de modelos. A fórmula geral do teste é escrita como segue:

$$S = \sum_{i=1}^n \{T_i\} \{\Sigma\}^{-1/2} = \sum_{i=1}^n \left\{ \sigma(\mu_i) \left[ \frac{(y_i - \mu_i)^2 - y_i}{2\mu_i^2} \right] \right\} \left\{ \sum_{j=1}^n \frac{\sigma^2(\mu_j)}{2\mu_j^2} \right\}^{-1/2}, \quad (1)$$

em que  $\sigma(\cdot)$  é a função de  $\boldsymbol{\mu}$  (vetor de valores esperados) usada para gerar a forma da variância total de  $\mathbf{Y}$  (vetor da variável resposta). Assim, se  $\sigma(\mu_i) = \mu_i \Rightarrow \text{Var}(Y_i) = \mu_i(1 + \zeta) = \phi\mu_i$  e, para  $\sigma(\mu_i) = \mu_i^2 \Rightarrow \text{Var}(Y_i) = \mu_i + \zeta\mu_i^2 = \mu_i(1 + k^{-1}\mu_i)$ . Note que a estatística  $S$  na equação (1), que assintoticamente tem distribuição normal padrão, se refere ao teste da hipótese nula  $H_0 : \zeta = 0$  vs.  $H_1 : \zeta > 0$ .

Além do problema da seleção do componente aleatório adequado, existe a questão da escolha do preditor linear. Para tanto, foi utilizado o teste de razão de verossimilhanças (TRV) para decidir sobre a inclusão ou não dos efeitos de tratamentos, dada a presença de blocos. No caso afirmativo, um teste bilateral de comparações múltiplas para hipóteses lineares generalizadas pode ser aplicado [8].

O modelo final foi validado por meio de análise de resíduos e diagnósticos. A função de ligação logarítmica foi utilizada em todas as situações.

## 3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

O TRV entre os modelos sem e com efeitos de tratamentos pode ser visualizado na Tabela 1, indicando que ao menos um dos tratamentos é significativo para a qualidade do ajuste.

Tabela 1: Teste de razão de verossimilhanças para os modelos aninhados com efeitos de bloco e de blocos mais tratamentos. Note que  $g(\cdot) = \log(\cdot)$  e  $\eta_{ij} = \mu_{ij} \equiv E(Y_{ij})$ .

Preditor	$\log L$	G.L.	$\chi_c^2$	Valor-p
$g(\eta_{ij}) = \alpha + \beta_i$	-41.44			
$g(\eta_{ij}) = \alpha + \beta_i + \tau_j$	-15.98	7	50.92	< 0.0001

O teste Escore de Dean indicou que a hipótese nula (componente aleatório Poisson é adequado) não pode ser rejeitada, para ambas as formas alternativas da variância analisadas ( $p = 0,497$  e  $p = 0,526$ , respectivamente para binomial negativa e quase-Poisson).

O modelo final selecionado foi, portanto, aquele com preditor linear com efeitos de blocos e tratamentos, com componente aleatório Poisson e função de ligação logarítmica. A análise de resíduos (Figura 2) e de diagnósticos indicou bom ajuste desse modelo aos dados.

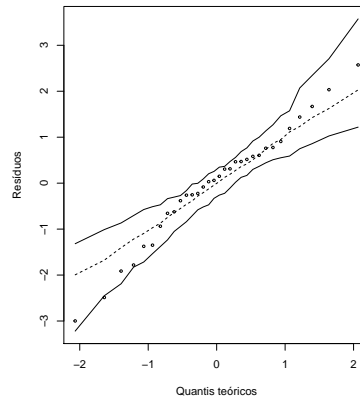


Figura 2: Gráfico normal e envelope simulado dos resíduos estudentizados internamente do modelo selecionado pelos quantis teóricos da distribuição normal padrão

Finalmente, o teste de comparação múltiplas para todos os pares de tratamentos indicou dois grupos estatisticamente diferentes a 5% de significância, em ordem decrescente de média: T2<sup>a</sup>, T5<sup>a</sup>, T6<sup>a</sup>, T3<sup>a</sup>, T7<sup>b</sup>, T4<sup>b</sup>, T1<sup>b</sup> e C<sup>b</sup>. Assim, pode-se concluir que a aplicação isolada do herbicida glifosado não possui efeito em comparação ao grupo controle com relação ao número de vagens de soja; por outro lado, a associação do agroquímico com o manganês quelatizado proporciona aumento significativo da produção, ainda que a adubação por manganês, em qualquer forma, tenha sido o fator determinante para o aumento da produção.

## Referências

- [1] COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO. *Acompanhamento de safra brasileira: grãos*. Brasília, 2013. 30 p. (12º levantamento).
- [2] USDA. United States Department of Agriculture. Disponível em: <http://usda.gov/oce/commodity/wasde/latest.pdf>. Acesso em 14 mai. 2014.
- [3] JAWORSKI, E.G. Mode of action of N-phosphonomethylglycine: inhibition of aromatic amino acid biosynthesis. *Journal of Agricultural and Food Chemistry*, v. 20, n. 6, p. 1195-1198, 1972.
- [4] KRUZE, N.D.; TREZZI, M.M.; VIDAL, R.A. Herbicidas inibidores da EPSPs: Revisão de literatura. *Revista Brasileira de Herbicidas*, v. 1, n. 2, p. 139-146, 2000.
- [5] SAMORA, R. Plantio de soja transgênica no Brasil atinge quase 90% do total. *Reuters Brasil*, São Paulo, 17 dez. 2012.
- [6] McCULLAGH, P.; NELDER, J. A. *Generalized linear models*. 2ed. London: Chapman & Hall, 1989.

- [7] DEAN, C. B. Testing for overdispersion in Poisson and binomial regression models. *Journal of the American Statistical Society*, v. 87, n. 418, p. 451-547, 1992.
- [8] HOTHORN, T.; BRETZ, F.; WESTFALL, P. Simultaneous inference in general parametric models. *Biometrical Journal*, v. 50, n. 3, p. 346-363, 2008.