Resultado parciais TCC

Autor
Iago Marçal Costa dos Santos

Requerente

Brasília, XXXX de 202X

Sumário

1 Introdução

Neste documento serão apresentados os resultados obtidos para as Analises de Variância por medidas repetidas para os dados de Moscas Brancas em armadilhas e plantas, além de uma regressão de Poisson para os dados de colheita.

2 Correções ao relatório parcial de TCC 1

2.1 Esfericidade

A esfericidade parte do princípio de que uma matriz só é esferica se ela for do tipo H, ou seja,

$$\Sigma_{n\times n} = A_{n\times n} + A'_{n\times n} + \lambda I_{n\times n}.$$

Como demonstrado em uma das minhas referências (Huynh 1970), ao multiplicar Σ por uma matriz de contrastes normalizados C, na forma $C\Sigma C'$, $AC' = CA' = 0$.

Assim, em caso de esfricidade, $C\Sigma C' = \lambda I$.

A hipótese do teste de Mauschly para esfericidade é $H_0)C\Sigma C' = \lambda I$

No relatório de TCC1 eu defini a estatísica do teste de Mauschly para esfericidade como

$$W = \frac{(m-1)^{m-1} \times |CSC'|}{tr(CSC')^{s-1}},$$

quando na verdade esse é o critério de Mauschly (m é o número de medidas repetidas).

C_{8x9} é uma matriz de contrastes ortogonais e o livro que uso como base informa que os contrastes adequados para dados temporais são contrastes polinomiais (a matriz C que anexei no github). Obtive esses contrastes pelo SAS (O SAS dá o nome de "matriz M").

S_{9x9} é a matriz de variâncias e covariâncias estimadas, ou seja, $e'e$, a matriz de resíduos transposta multiplicada pela matriz de resíduos.

Portanto, CSC'_{8x8} é identica a "matriz E"fornecida pelo SAS. Para conseguir essa matriz basta fazer $M(e'e)M'$ com a matriz de resíduos e a matriz de contrastes.

A estatística do teste de esfericidade é na verdade

$$\chi^2 = -\gamma \times ln(W),$$

onde γ é igual a

$$\gamma = DFE - \frac{2m^2 - 3m + 3}{6(m-1)}, \tag{1}$$

onde DFE é o número de graus de liberdade do erro da análise de entre sujeitos. Para armadilhas, $DFE = 8$ e para plantas $DFE = 84$.

E tem distribuição χ^2 com $\frac{m(m-1)}{2} - 1$ graus de liberdade sob a hipótese nula.

2.2 Correção nos graus de liberdade

Citei que a correção de Greenhouse-Geisser utiliza os autovalores da matriz CSC', quando na verdade são os valores da diagonal principal.

$$\hat{\varepsilon}_{gg} = \frac{\left(\sum_{i=1}^{m-1} a_{ii}\right)^2}{(m-1)\sum_{i=1}^{m-1}\sum_{j=1}^{m-1} a_{ij}^2}$$

Por fim, descobri que a Correção de Huynh e Feldt é aplicada apenas quando não existem fatores entre sujeitos, tais como o tratamento e os blocos, apenas as medidas repetidas.

A solução é uma modificação que Lacoutre fez, então a correção adequada para os dados é a correção de Huynh-Feldt e Lacoutre

$$\hat{\varepsilon}_{hfl} = \frac{(DFE+1)\times(m-1)\hat{\varepsilon}_{gg} - 2}{(m-1)\times(DFE - (m-1)\hat{\varepsilon}_{gg})}.$$

3 Modelagem

A princípio, eu estava trabalhando com um modelo Split-plot, tal como sugeriu o livro do KUEHL, na forma:

$$Y_{ijk} = \mu + \tau_i + \beta_j + d_{ij} + m_k + (m\tau)_{ik} + (m\beta)_{jk} + \varepsilon_{ijk},$$

para as armadilhas.

- τ_i é o efeito dos tratamentos
- β_j o efeito dos blocos
- d_{ij} o erro 1
- m_k o efeito das medidas repetidas
- $(m\tau)_{ik}$ a interação entre as medidas repetidas e os tratamentos
- $(m\beta)_{jk}$ a interação entre as medidas repetidas e os blocos
- ε_{ijk} o erro 2.

Não botei interação entre tratamentos e blocos pois o modelo para armadilhas fica saturado e não tem soma de quadrados.

Esse tipo de modelo não funcionou. Ao fazer a estimativa de parâmetros tal qual eu fazia na aula de delineamento, utilizando *tapply*, muitas vezes eu obtenho valores preditos negativos, o que não é condizente com a natureza do estudo.

Então eu passei a trabalhar com a ideia de um modelo multinível, em que cada medida repetida é um nível.

$$Y_{ijk} = m_k + (m\tau)_{ik} + (m\beta)_{jk} + \varepsilon_{ijk}.$$

Nesse caso, não existe uma média geral e sim 9 médias semanais para as armadilhas e 7 para as plantas.

No caso dos ranques, como eu ranqueio todas as observações dentro das medidas repetidas, não há diferenças semanais. Assim, o modelo é:

$$Y_{ijk} = (m\tau)_{ik} + (m\beta)_{jk} + \varepsilon_{ijk}.$$

A minha dúvida é se posso utilizar essa ideia de modelo multinível porque a minha tabela da ANOVA e soma de quadrados continua igual ao do modelo Split-plot, como vou mostrar mais pra frente.

4 Resultados Armadilhas

4.1 Dados brutos

- Matriz de resíduos e de contrastes fornecidas pelo SAS em anexo (preditos-resíduos-armadilhas)
- Critério de Mauschly $W = 8.828 \times 10^{-11}$ (pode ser confirmado pelo codigo R)
- $\gamma = 6.125$ e estatística do teste de Mauschly $\chi^2 = 118,646$ e p-valor < 0.001 (pode ser confirmado pelo R), portanto não há esfericidade na matriz de covariâncias estimada. É necessário usar correções ao teste F na análise dentre sujeitos. O valor das correções também pode ser confirmado pelo R.

Sphericity Tests

Variables	DF	Mauchly's Criterion	Chi-Square	Pr >ChiSq
Orthogonal Components	35	8.828E-11	118.64607	<.0001

Correções

Greenhouse-Geisser Epsilon	0.2778
Huynh-Feldt-Lecoutre Epsilon	0.3894

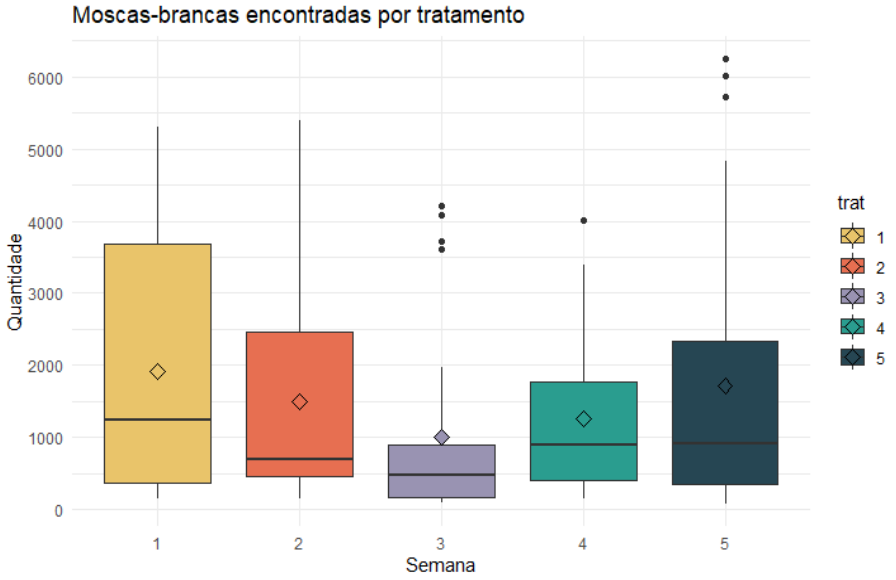
Com essas infromações, partimos para a Análise de variância. A análise entre sujeitos é a que estamos mais interessados, visto que o objetivo do trabalho é apontar se existe alguma diferença entre as variedades de tomateiro.

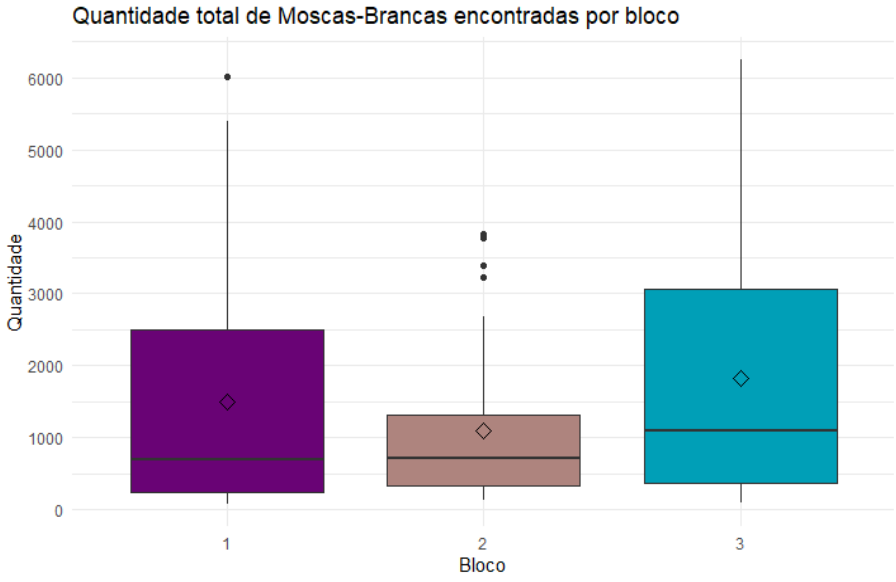
A análise entre sujeitos consiste em ignorar o efeito das medidas repetidas e verificar diferenças nas condições do experimento, tais como tratamentos e blocos.

Análise entre sujeitos

Source	DF	Sum Square	Mean Square	F Value	Pr >F
trat	4	14144350.93	3536087.73	1.00	0.4609
bloco	2	11941969.30	5970984.65	1.69	0.2445
Error	8	28289707.51	3536213.44		

Com esses valores, não é possível rejeitar a hipótese nula de que os tratamentos e blocos não influenciam na quantidade de moscas brancas apeendidas pelas armadilhas, o que pode ser confirmado pelos gráficos abaixo:



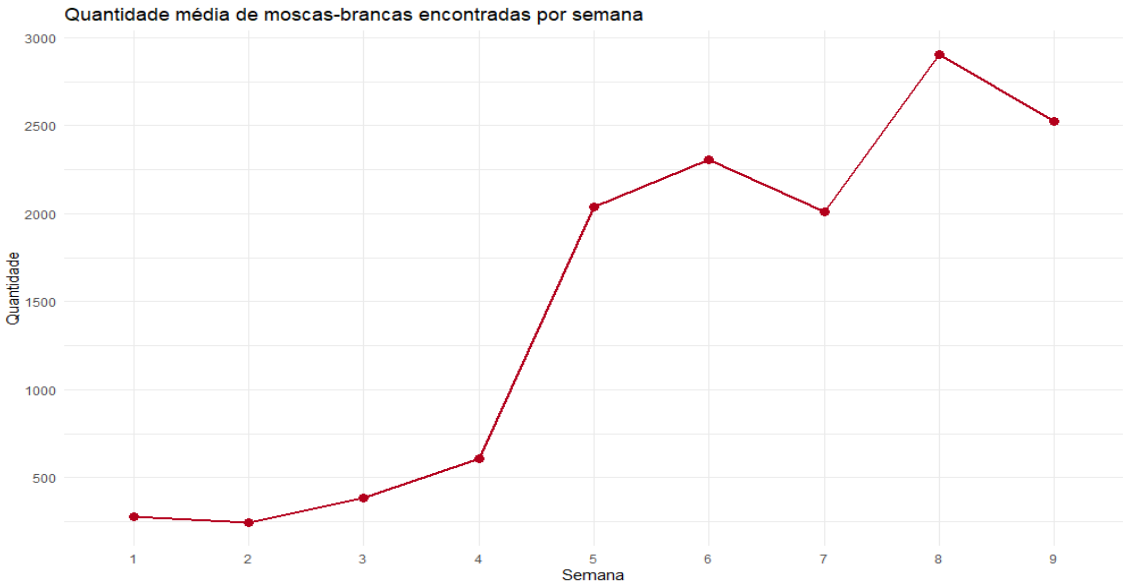


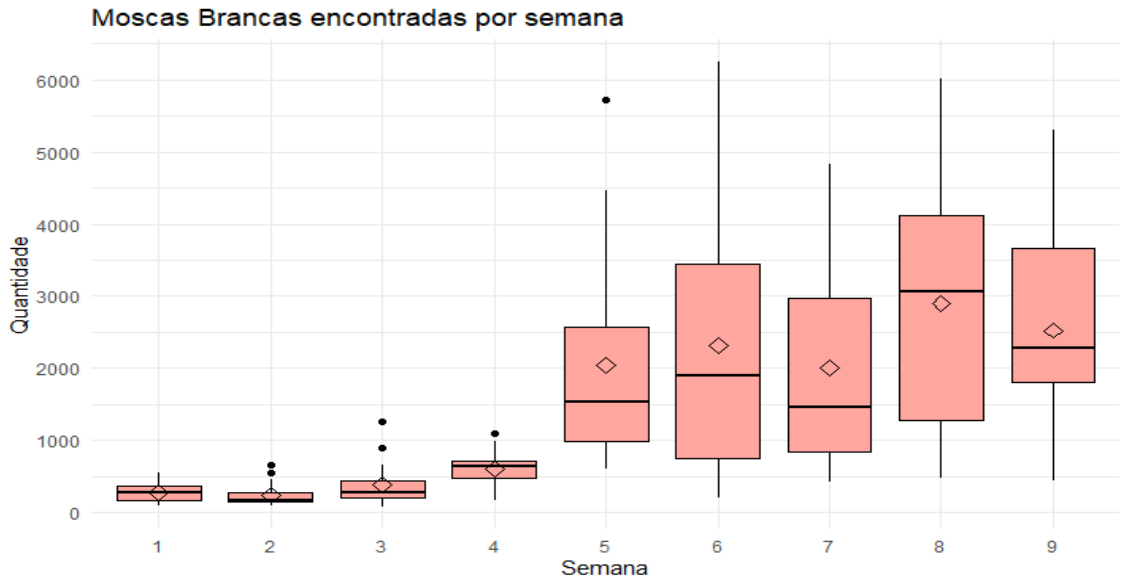
A análise dentre os sujeitos investiga a relação entre medidas repetidas, ou seja como cada sujeito se comporta no decorrer do estudo.

Análise dentre sujeitos

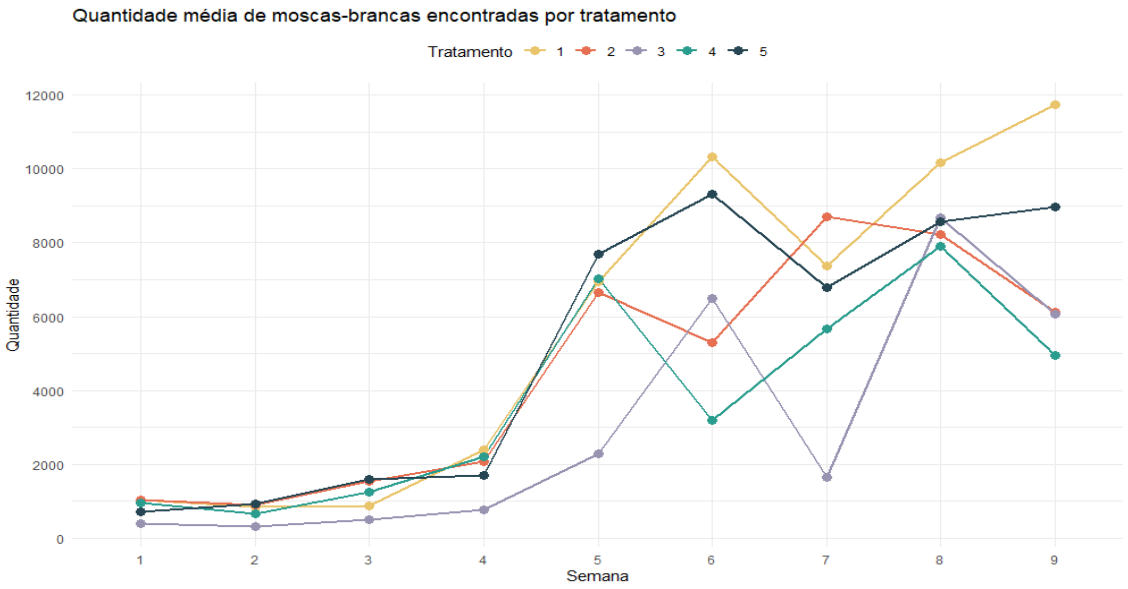
Source	DF	Sum Square	Mean Square	F Value	Pr >F	Adj Pr >F G - G	Adj Pr >F H-F-L
semana	8	140090485.9	17511310.7	20.36	<.0001	<.0001	<.0001
semana*trat	32	25450001.6	795312.6	0.92	0.5867	0.5264	0.5405
semana*bloco	16	42111529.4	2631970.6	3.06	0.0008	0.0402	0.0210
Error(semana)	64	55044915.2	860076.8				

Pela tabela, existem evidências para rejeitar a hipótese de igualdade entre as semanas. Pelo gráfico boxplot abaixo, podemos verificar que com o decorrer do estudo a quantidade de moscas brancas apreendidas cresce.

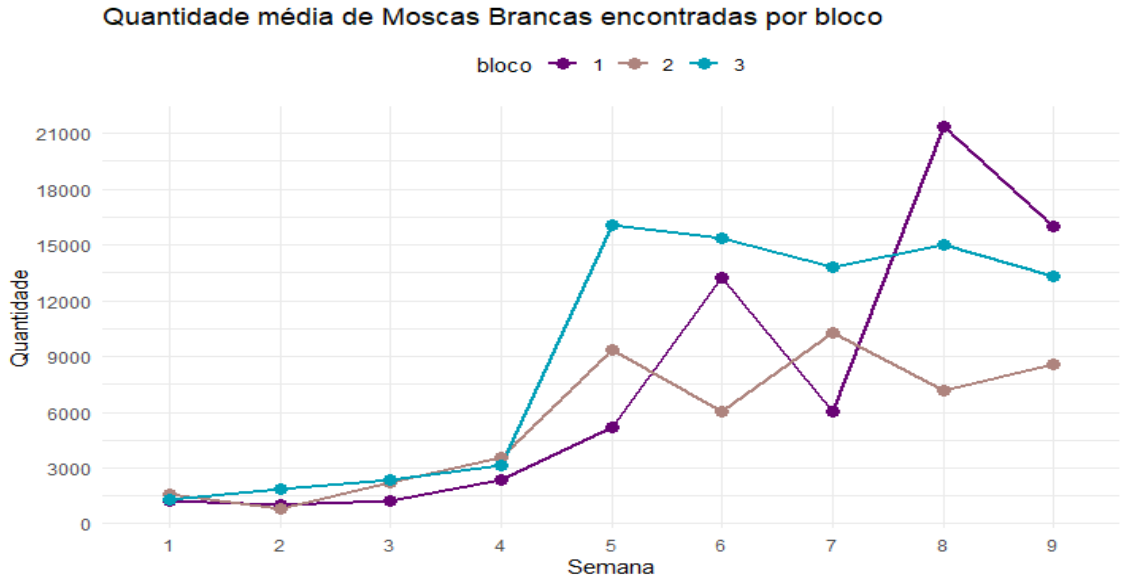




A interação entre o tempo e o tratamentos não é significativa, ou seja, no decorrer do estudo, as quantidades de moscas brancas apreendidas crescem igualmente entre as armadilhas de cada uma das variedades de tomateiro.



Já a interação entre o tempo e os blocos é significativa, portanto a quantidade de moscas apreendidas cresce de forma diferente entre as armadilhas de cada bloco.



Falta fazer a Análise de comparações multiplas.

Os parâmetros do modelo são:

	Semana 1	Semana 2	Semana 3	Semana 4	Semana 5	Semana 6	Semana 7	Semana 8	Semana 9
Par.	221.200	434.467	617.933	591.933	3739.800	3873.467	3016.200	2959.067	3136.733
trat 1	104.000	-24.000	-237.667	234.333	-243.000	337.000	193.333	533.000	921.000
trat 2	101.667	-4.667	-19.667	123.333	-348.667	-1343.667	641.667	-115.333	-950.667
trat 3	-106.667	-199.000	-366.000	-315.000	-1803.333	-938.333	-1717.667	33.333	-975.333
trat 4	77.000	-91.667	-114.333	164.667	-223.000	-2038.333	-375.333	-220.333	-1341.667
bloco 1	-3.200	-166.000	-227.600	-157.000	-2181.600	-434.800	-1556.400	1268.400	528.600
bloco 2	63.600	-214.400	-27.200	81.200	-1351.800	-1868.600	-703.200	-1567.600	-956.800

No R, basta apenas tirar o valor do tratamento 5 e do bloco 3 dos outros parâmetros parar obter os valores desta tabela.

Falta o teste de normalidade multivariada para justificar a técnica não paramétrica.

4.2 Ranques

- Matriz de resíduos e de contrastes fornecidas pelo SAS em anexo (preditos-resíduos-armadilhas)
- Critério de Mauschly $W = 7.55 \times 10^{-10}$ (pode ser confirmado pelo codigo R)
- $\gamma = 6.125$ e estatística do teste de Mauschly $\chi^2 = 107.647$ e p-valor < 0.001 (pode ser confirmado pelo R). Não há esfericidade na matriz de covariâncias estimada. É necessário usar correções ao teste F na análise dentre sujeitos.

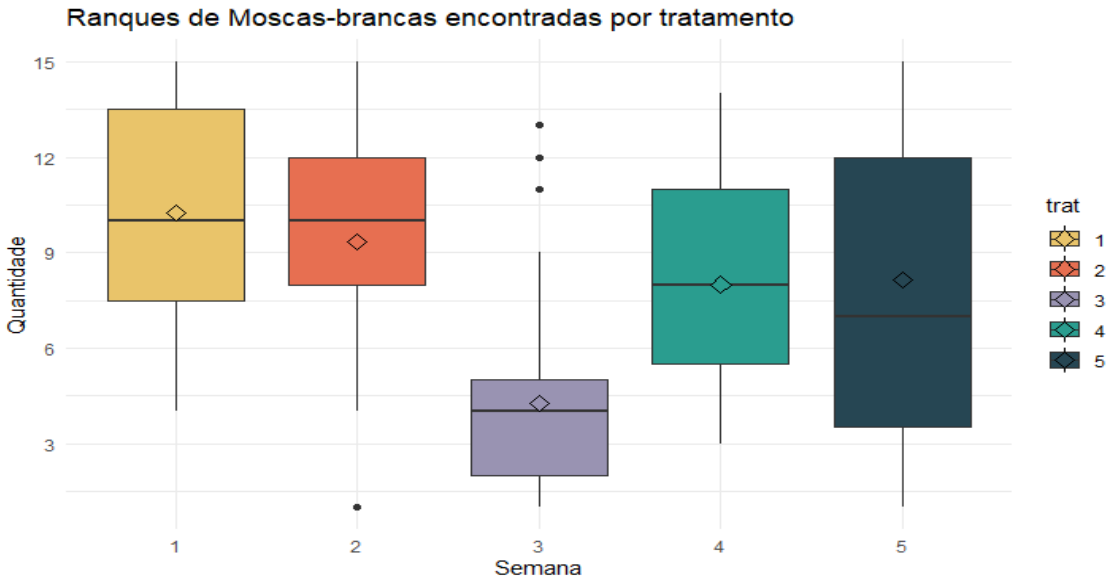
Sphericity Tests

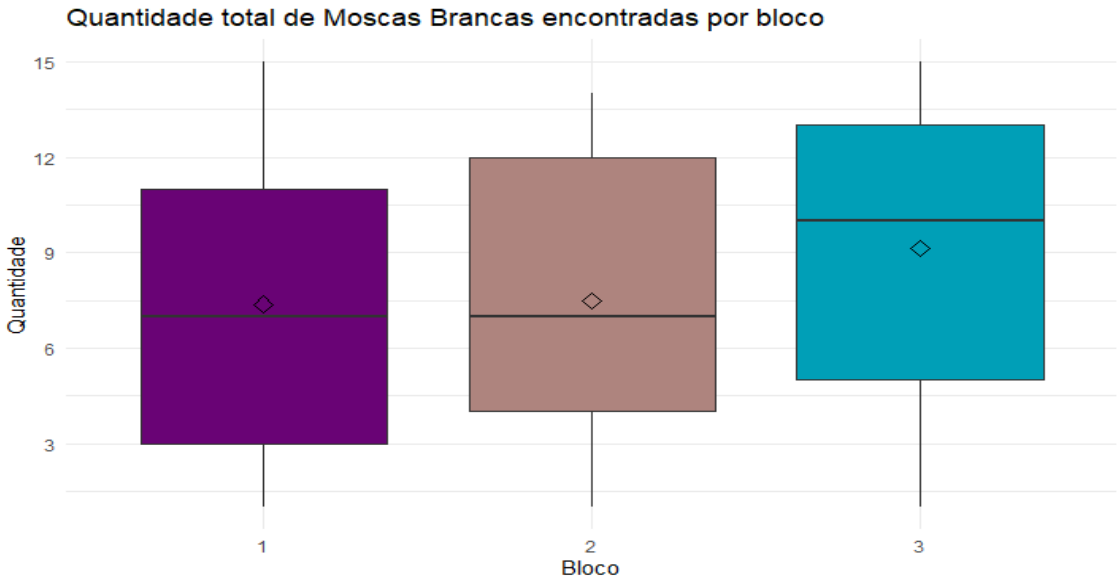
Variables	DF	Mauchly's Criterion	Chi-Square	Pr >ChiSq
Orthogonal Components	35	7.55×10^{-10}	107.647	<.0001

Análise entre sujeitos

Source	DF	Sum Square	Mean Square	F Value	Pr >F
trat	4	562.1296296	140.5324074	2.28	0.1491
bloco	2	86.8777778	43.4388889	0.71	0.5223
Error	8	492.7148148	61.5893519		

Novamente, não existem evidências para afirmar que exista algum tratamento ou bloco que seja diferente dos demais.

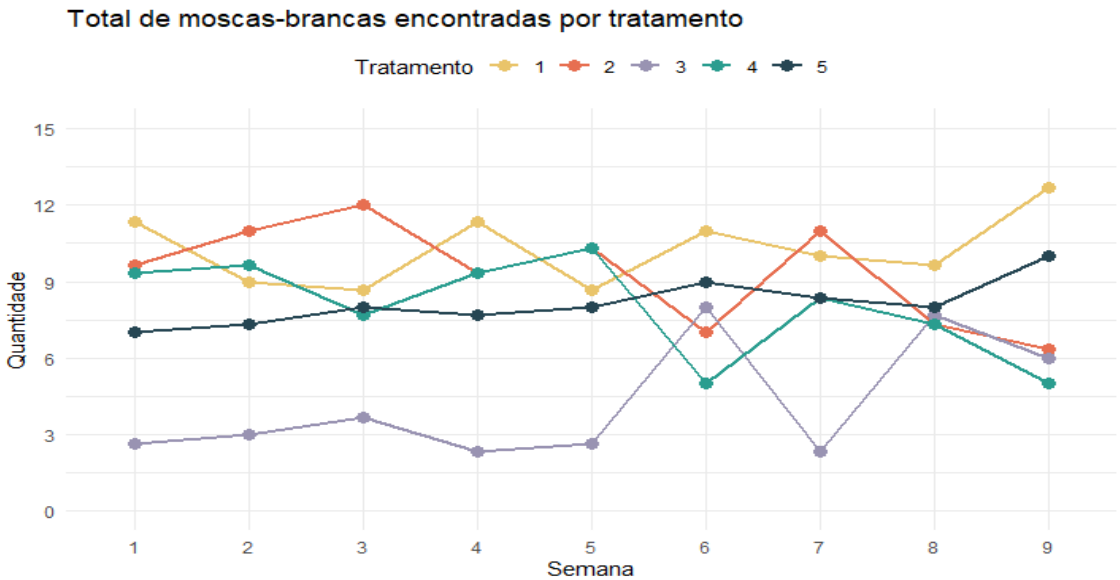




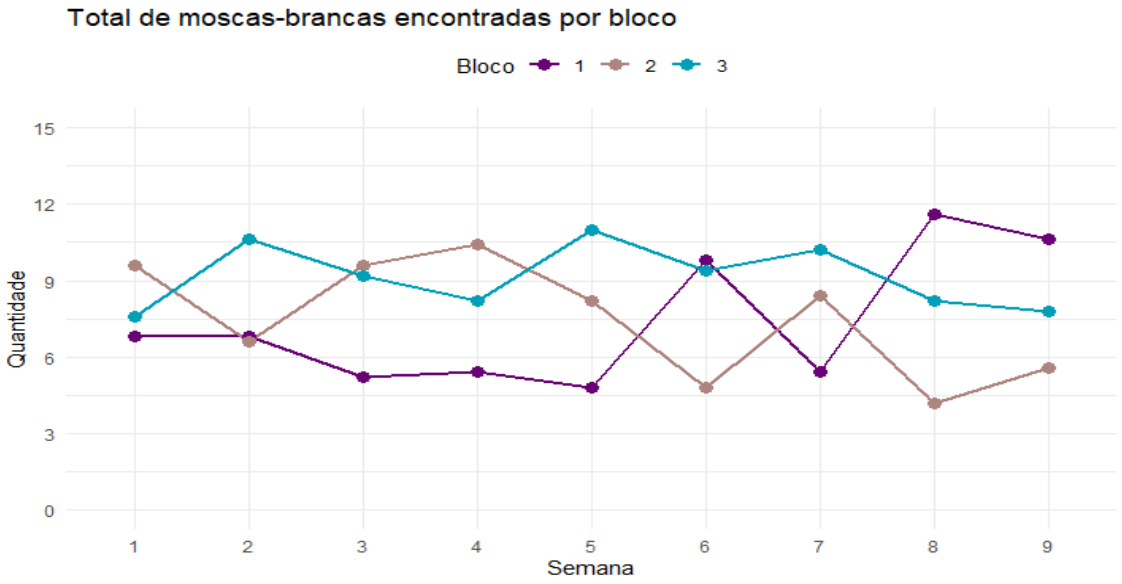
Para a análise dentre os sujeitos não existe o efeito das medidas repetidas, visto que semanalmente todos os ranques variam de 1 a 15.

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr >F	Adj Pr >F	
						G - G	H-F-L
moscab	8	0.0000000	0.0000000	0.00	1.0000	1.0000	1.0000
moscab*trat	32	384.3703704	12.0115741	1.69	0.0370	0.1593	0.1194
moscab*bloco	16	539.4222222	33.7138889	4.75	<.0001	0.0064	0.0016
Error(moscab)	64	453.9851852	7.0935185				

Note que com as correções de esfericidade, o p-valor cresceu a ponto de não rejeitar a hipótese nula para interação entre tempo e tratamentos. Portanto, não existem evidências para rejeitar a hipótese de igualdade entre a interação do tempo e dos tratamentos, ou seja, os tratamentos mantém a mesma média de ranks por todo o estudo.



Já a hipótese de igualdade entre a interação dos blocos é rejeitada, portanto existe algum bloco cuja média de ranks muda de forma significativa durante o decorrer do estudo.



Parâmetros do modelo de ranks

Par.	semana1	semana2	semana3	semana4	semana5	semana6	semana7	semana8	semana9
Intercept	6.60	10.10	9.20	7.867	11.00	10.40	10.53	8.20	9.80
trat 1	4.33	1.33	0.67	3.67	0.67	2.00	1.67	1.67	2.67
trat 2	2.67	3.50	4.0	1.67	2.33	-2.00	2.67	-0.67	-3.67
trat 3	-4.33	-4.50	-4.33	-5.33	-5.33	-1.00	-6.00	-0.33	-4.00
trat 4	2.33	2.167	-0.33	1.67	2.33	-4.00	-0.00	-0.67	-5.00
bloco 1	-0.80	-3.70	-4.00	-2.80	-6.20	0.40	-4.80	3.40	2.80
bloco 2	2.00	-4.10	0.40	2.20	-2.80	-4.60	-1.80	-4.00	-2.20

Retirar o valor do tratamento 5 e bloco 3 para cada semana para obter os valores da tabela acima.

5 Resultados Plantas

5.1 Dados brutos

- Matriz de resíduos e de contrastes fornecidas pelo SAS em anexo (preditos-resíduos-plantas)
- Critério de Mauschly $W = 0,002$ (pode ser confirmado pelo codigo R)
- estatística do teste de Mauschly $\chi^2 = 507,857$ e p-valor < 0.001 (pode ser confirmado pelo R), portanto não há esfericidade na matriz de covariâncias estimada. É necessário usar correções ao teste F na análise dentre sujeitos. O valor das correções também pode ser confirmado pelo R.

Sphericity Tests

Variables	DF	Mauchly's Criterion	Chi-Square	Pr >ChiSq
Orthogonal Components	20	0.0020088	507.85725	<.0001

Correções

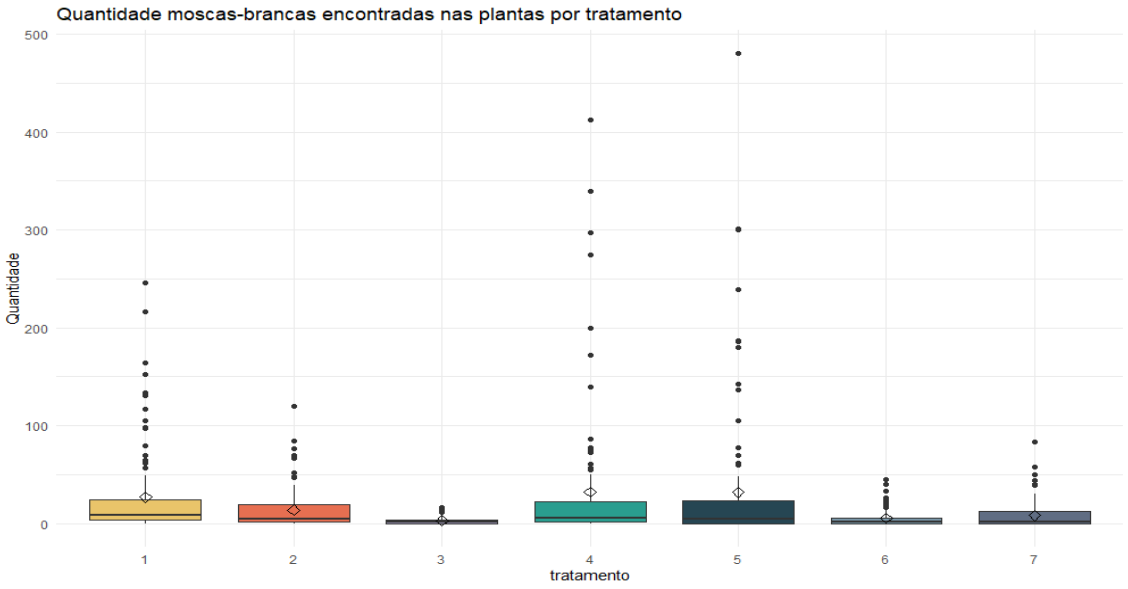
Greenhouse-Geisser Epsilon	0.4728
Huynh-Feldt-Lecoutre Epsilon	0.4910

Análise entre sujeitos

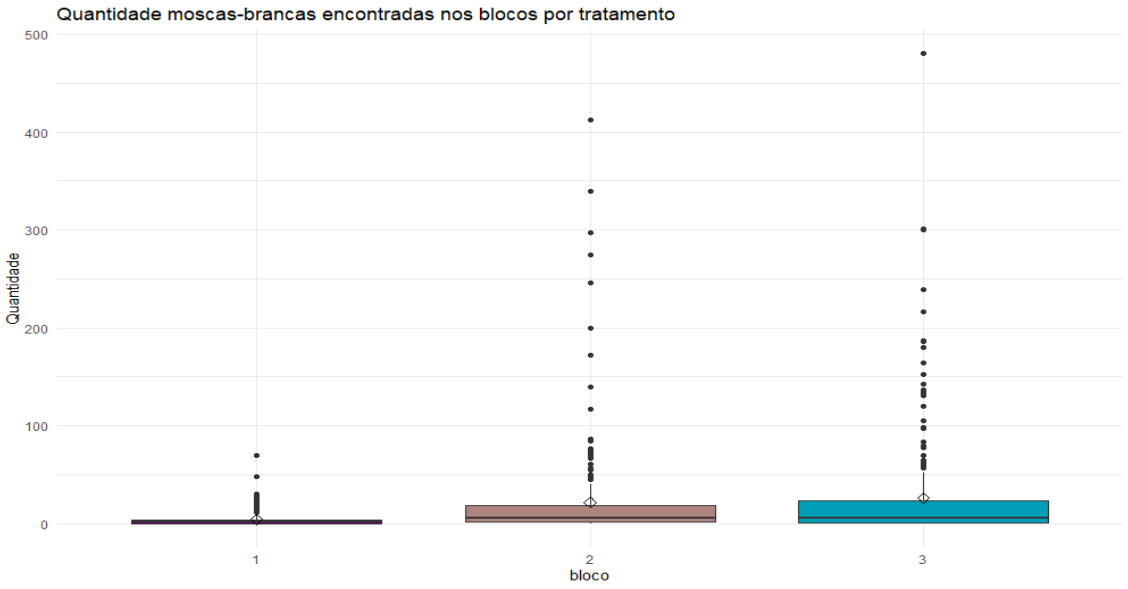
Source	DF	Sum Square	Mean Square	F Value	Pr >F
trat	6	102049.1510	17008.1918	19.16	<.001
bloco	2	63472.7211	31736.3605	35.74	<.001
trat × bloco	12	265483.8122	22123.6510	24.92	<.001
Error	84	74583.9429	887.9041		

todos os efeitos foram significativos, inclusive a interação entre blocos e tratamentos. Portanto, existe algum tratamento em que a média é diferente das demais. Também existe algum bloco que tem médias diferentes dos demais e o efeito de interação não é nulo pra alguma combinação entre tratamentos e blocos.

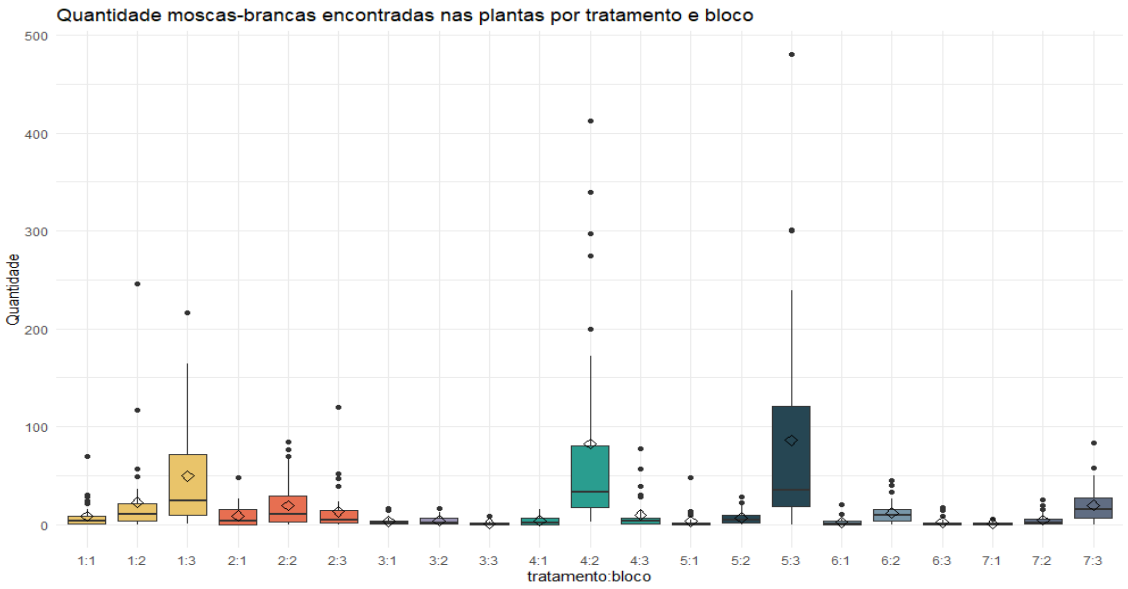
Os tratamentos 3, 6 e 7 aparentam ter menores resultados em relação aos outros (depois vou apresentar um intervalo de confiança)



O bloco 1 aparenta ter menor incidência de moscas-brancas.



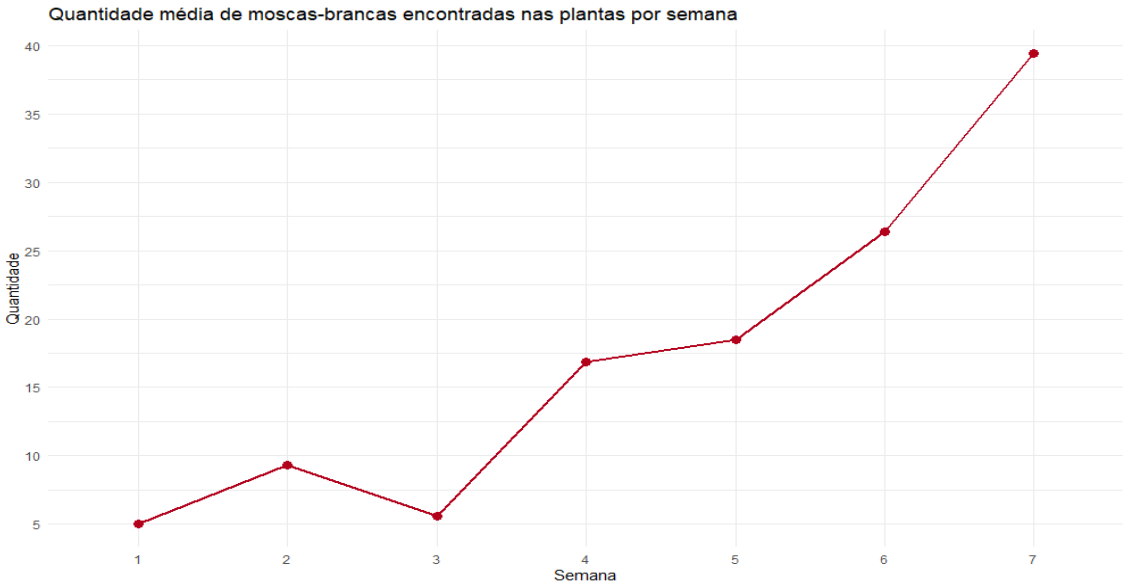
interação tratamento 1 e bloco 3, tratamento 4 e bloco 2 e tratamento 5 e bloco 3 tem maior incidência de moscas brancas.

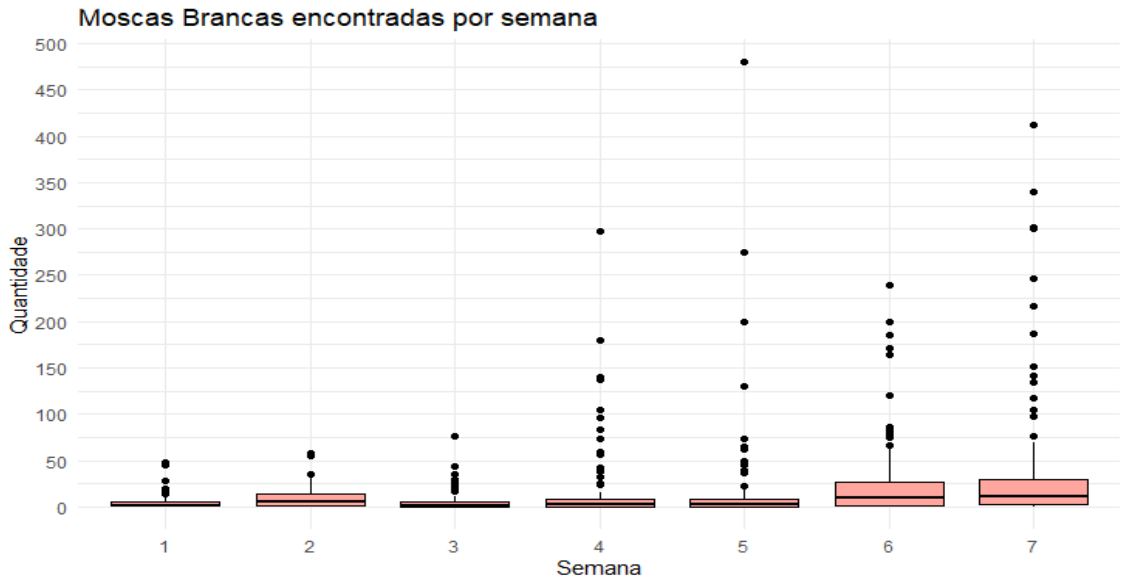


Análise de variância dentre os sujeitos:

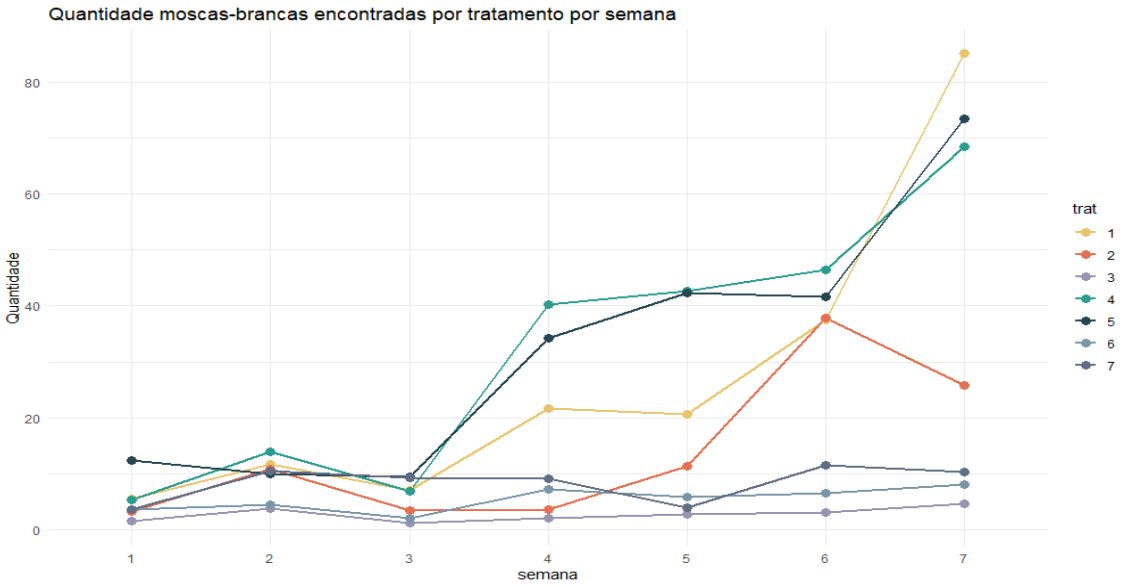
Source	DF	Sum Square	Mean Square	F Value	Pr >F	Adj Pr >F	
						G - G	H-F-L
semana	6	96888.5034	16148.0839	14.27	<.0001	<.0001	<.0001
semana * trat	36	90594.0871	2516.5024	2.22	<.0001	0.0043	0.0038
semana * bloco	12	34721.7170	2893.4764	2.56	0.0027	0.0226	0.0209
semana * trat * bloco	72	163414.9497	2269.6521	2.01	<.0001	0.0014	0.0012
Error(semana)	504	570294.4571	1131.5366				

Todos os efeitos são significativos com as correções nos graus de liberdade. Portanto, a quantidade de moscas brancas encontradas nas plantas muda significativamente no decorrer do estudo.

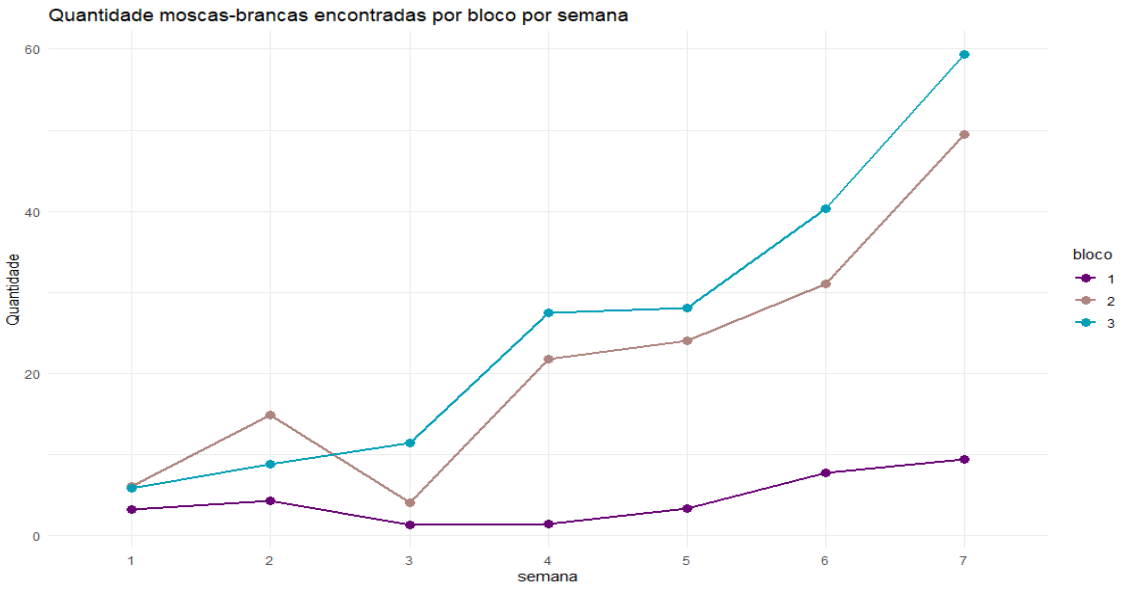




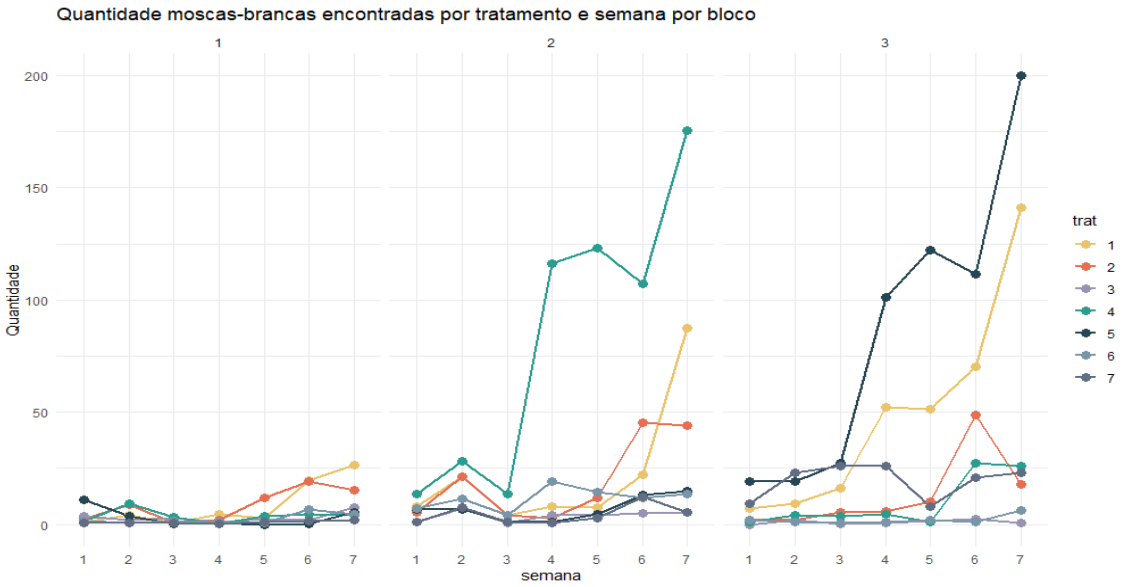
Além disso, o crescimento durante as semanas ocorre de forma desigual entre os tratamentos. Note que os tratamentos 4 e 5 mantém um ritmo acelerado de crescimento durante todo o estudo e ao final são ultrapassados pelo tratamento 1.



O crescimento do número médio de moscas brancas nos bloco 2 e 3 é constante, porém, o bloco 1 apresenta crescimento bem lento e em algumas semanas até diminuição no número de parasitas encontrados.



interação semana × trat × bloco



O modelo para plantas tem mais de 30 parâmetros, por isso optei por não botar aqui, mas colocarei nos arquivos do github.

5.2 Ranques

- Critério de Mauschly $W = 0,771$ (pode ser confirmado pelo codigo R)
- Estatística do teste de Mauschly $\chi^2 = 21,17$ e p-valor $0,38$ (pode ser confirmado pelo R), portanto não é possível rejeitar a hipótese de esfericidade na matriz de covariâncias estimada. Não é necessário usar correções ao teste F na análise dentre sujeitos.

Sphericity Tests

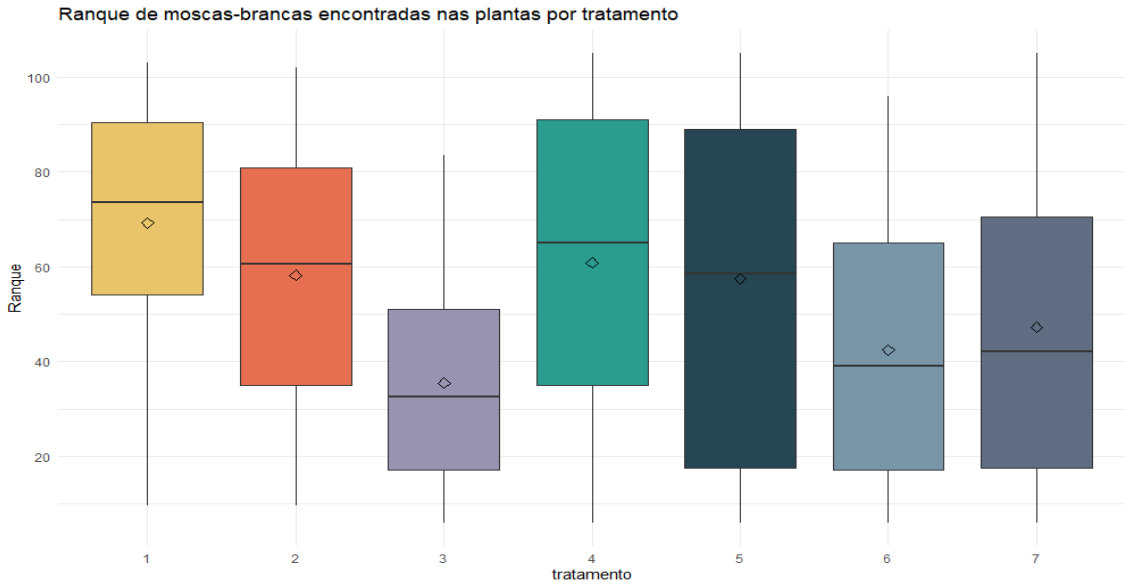
Variables	DF	Mauchly's Criterion	Chi-Square	Pr >ChiSq
Orthogonal Components	20	0,771	21,17	0,38

Análise entre sujeitos

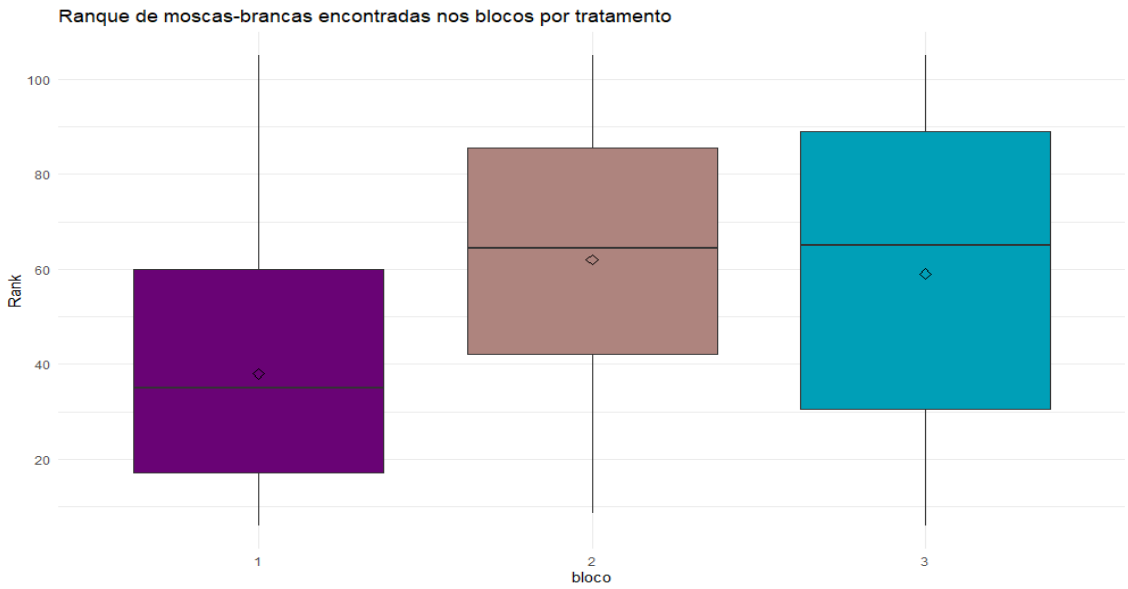
Source	DF	Sum Square	Mean Square	F Value	Pr >F
trat	6	86918.30	14486.3833	80.32	<.001
bloco	2	83934.1163	41967.0582	35.74	<.001
trat × bloco	12	152493.198	12707.7665	24.92	<.001
Error	84	43891.5286	522.5182		

Novamente, todos os efeitos foram significativos.

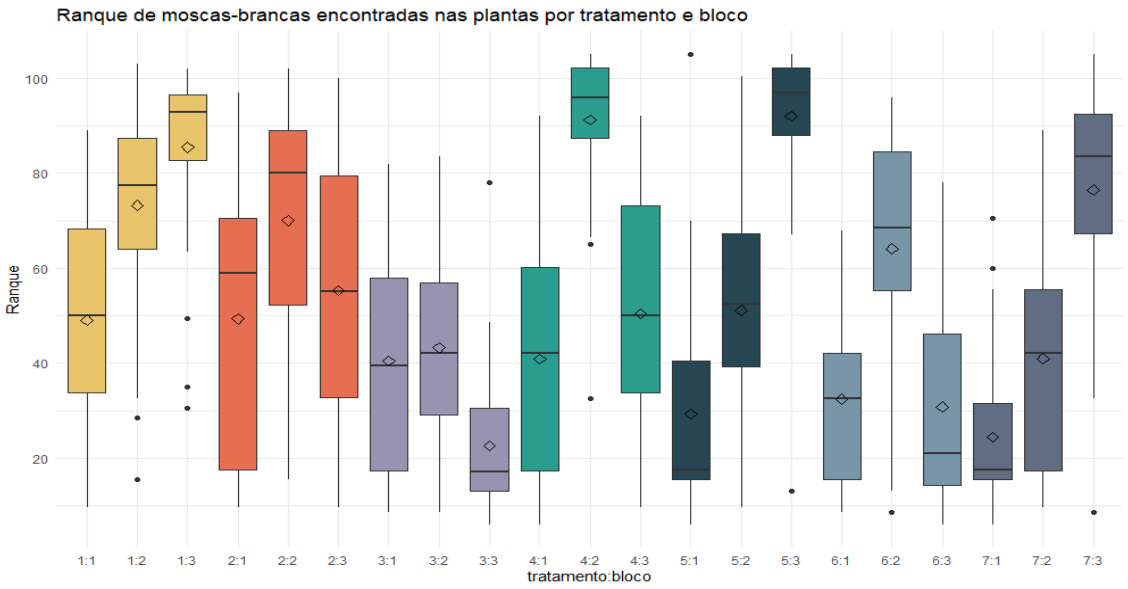
Existe um tratameto que tem ranques diferentes dos demais. Note que os ranks dos tratamentos 3, 6 e 7 são menores que os outros. (Esses tratamentos são os tratamentos com variedades selvagens, resistentes as moscas brancas)



As plantas do bloco do 1 ficaram com os menores ranks, como podemos observar pelos boxplots abaixo:



As interações 1:2, 4:2, 5:3 e 7:3 apresentaram ranks maiores que as outras.

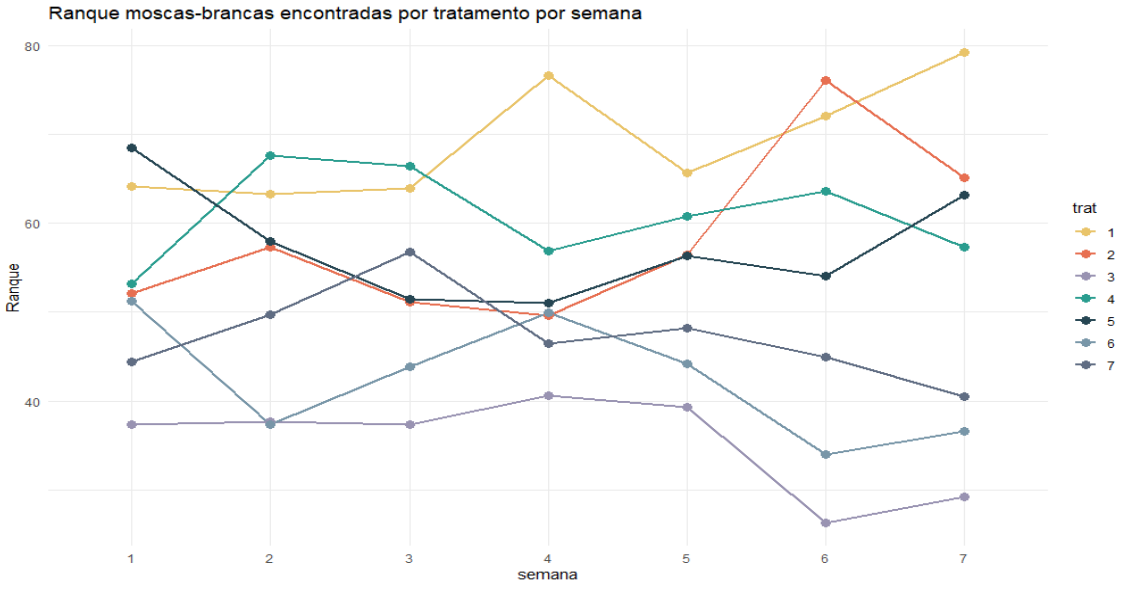


Análise entre sujeitos:

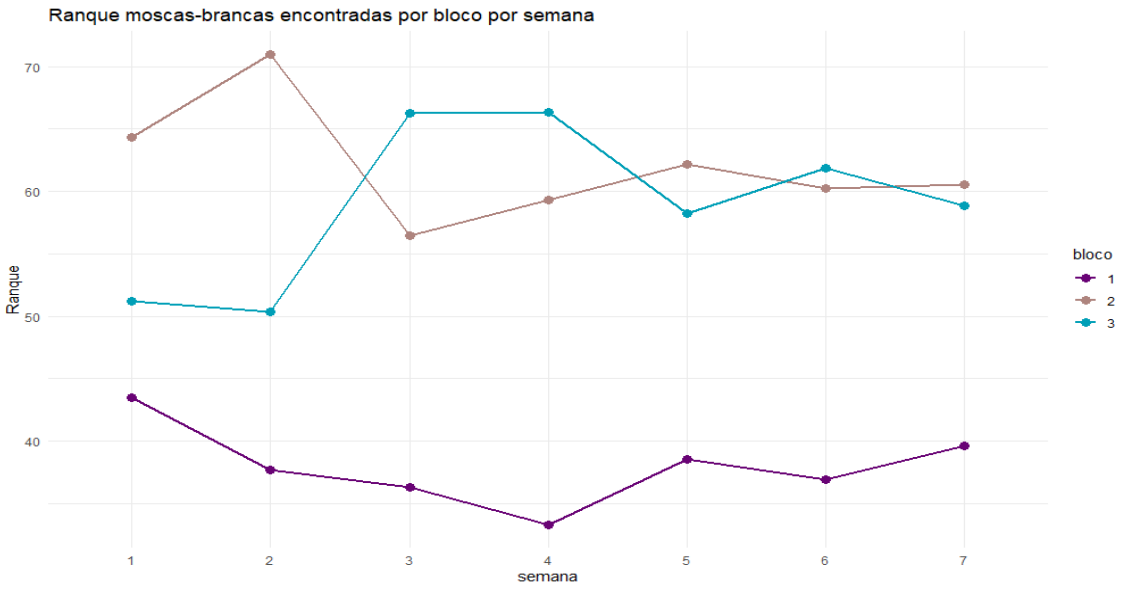
Source	DF	Sum Square	Mean Square	F Value	Pr >F
semana	6	0.0000	0.0000	0.00	1.0000
semana × trat	36	27251.1000	756.9750	1.94	0.0012
semana × bloco	12	15366.4408	1280.5367	3.27	0.0001
semana× trat × bloco	72	54992.6449	763.7867	1.95	<.0001
Error(moscab)	504	197110.1714	391.0916		

Novamente, todos os efeitos e interações são significativos, exceto pela variação semanal, que não ocorre pois os ranks sempre variam de 0 a 105. Essa característica induz os valores médios semanais a serem 53.

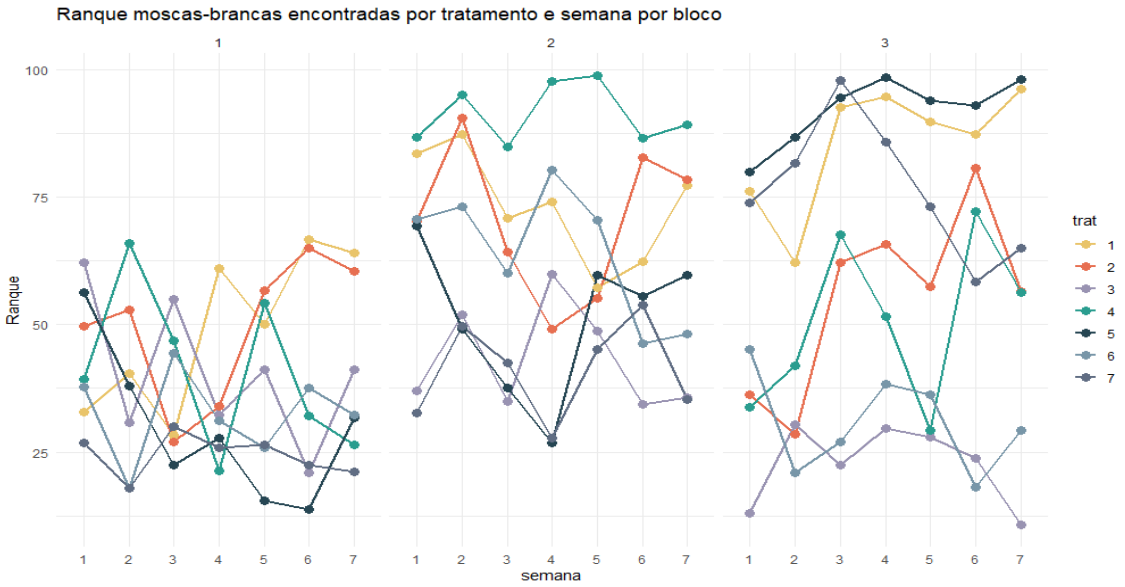
Pela linha temporal abaixo, podemos ver que os tratamentos apresentam comportamentos diferentes no decorrer do estudo. os tratamentos sem a presença da variedade selvagem crescem enquanto os tratamentos com a variedade selvagem se mantém em níveis baixos por todo o período estudado.



Em relação aos blocos, temos que o bloco 2 apresenta uma queda no início do estudo e se estabiliza em torno do ranque médio 60. O bloco 3 apresenta um crescimento e também estabiliza em torno do valor 60. Já o bloco 1 tem queda no ranque médio semanal e por fim uma leve alta.



o próximo gráfico, interação semana × tratamento × bloco, está horrível, mas dá pra ver que o comportamento das linhas é diferente em cada nível de bloco.



6 Regressão de Poisson para colheitas

Na última parte do estudo, fiz uma regressão de Poisson pra os dados de colheita.

A média estimada de frutos por planta é 6,81 e a variância é 6,42. Assim, não há o problema de superdispersão.

De qualquer forma, optei por testar modelos de Poisson e Binomial Negativa. O melhor modelo, pelo critério AIC considerando as variáveis explicativas tratamento, bloco e interação trat:bloco, foi o modelo apenas com intercepto e função de ligação logaritmo.

Critério AIC para escolha do melhor modelo

Modelo	Poisson	Bin. Negativa
Tratamentos + blocos + interações (saturado)	296.90	298.90
Tratamentos + blocos	288.36	290.36
Tratamentos + interações	296.90	298.90
Blocos + interações	296.90	298.90
Tratamentos	284.39	286.69
Blocos	284.86	286.86
Interações	296.90	298.90
Modelo vazio (intercepto)	281.19	283.19

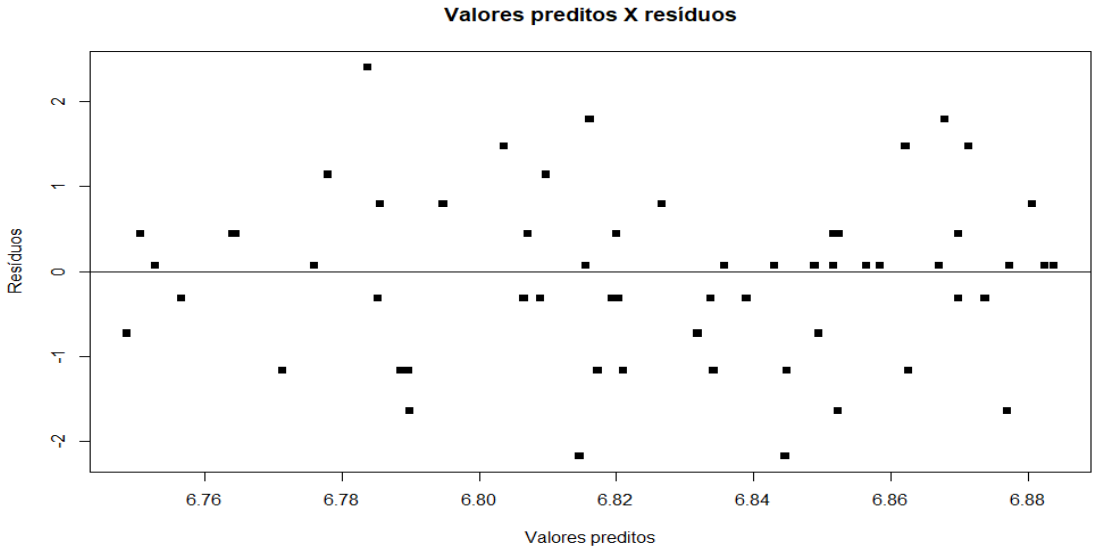
Vale ressaltar que em todos os modelos, nenhum fator foi significativo. Portanto, o melhor modelo não tem nenhuma variável explicativa.

Modelo proposto:

$$log(\mu_i) = 1.91937$$

O resíduos deviance para este modelo é 56,59. Pelo teste Qui-quadrado de razão de verossimilhança, o modelo está adequado (p-valor 0.564761 com 59 graus de liberdade).

Gráfico dos valores preditos vs resíduos (todos os valores preditos são iguais, mas dei uma chocalhada para mehorar a visualização.)



Distância de Cook para pontos influentes:

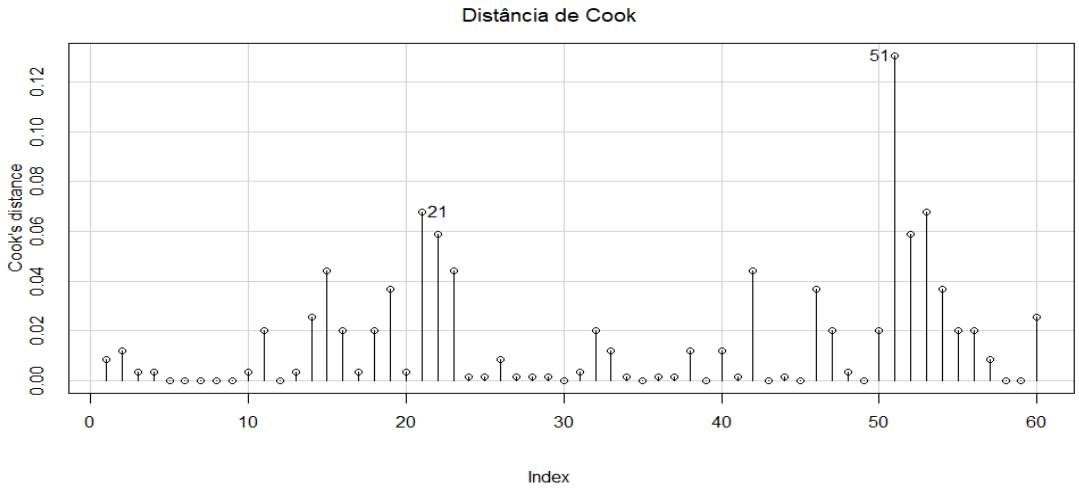


Gráfico envelope para os resíduos: