

# ANÁLISE ESTATÍSTICA DE UM NÔVO ÍNDICE DE INTENSIDADE DE INFECCÃO<sup>1</sup>

JOÃO GILBERTO CORRÊA DA SILVA<sup>2</sup>

## Sinopse

A aplicação de um novo índice de intensidade de infecção, proposto por Amaral (1967), é ilustrada, utilizando-se os resultados de um experimento sobre controle da ferrugem do pessegueiro.

## INTRODUÇÃO

A avaliação da intensidade de infecção de plantas cultivadas tem sido feita pela fórmula

$$I = \frac{n_1 + 2n_2 + 3n_3}{3N}$$

onde  $n_1$ ,  $n_2$  e  $n_3$  são os números de unidades na amostra (fôlhas, por exemplo) com infecção fraca, regular e forte, respectivamente, e

$$n_0 + n_1 + n_2 + n_3 = N,$$

sendo  $n_0$  o número de unidades não infectadas e  $N$  o número total de unidades na amostra.

O índice  $I$ , determinado para cada parcela de um experimento, não pode ser submetido, sem maior exame, à análise da variação, visto que não são asseguradas a normalidade da distribuição e a homogeneidade da variância.

Amaral (1967) propôs um novo índice

$$I' = \text{sen}^2 \omega,$$

onde

$$\omega = 0,89 \theta_1 + 0,22 \sqrt{\frac{(n_1 + n_2 + n_3)}{N}} \theta_2 + 0,39 \sqrt{\frac{(n_2 + n_3)}{N}} \theta_3,$$

$$\theta_i = \text{arc sen} \sqrt{f_i}, \quad i = 1, 2 \text{ e } 3,$$

$$f_1 = \frac{n_1 + n_2 + n_3}{N}, \quad f_2 = \frac{n_2 + n_3}{n_1 + n_2 + n_3}, \quad f_3 = \frac{n_3}{n_2 + n_3}.$$

convencionando-se fazer  $f_2 = 0$  se  $n_1 + n_2 + n_3 = 0$  (isto é, senão há unidades infectadas na amostra) e

$f_3 = 0$  se  $n_2 + n_3 = 0$  (isto é, se não há unidades com infecção regular ou forte).

Analogamente à transformação angular  $\theta = \text{arc sen} \sqrt{p}$ , indicada por Bliss (1937) para proporções de indivíduos com determinado caráter, os valores  $\omega = \text{arc sen} \sqrt{I'}$  podem ser, segundo Amaral (1967), submetidos à análise da variação, já que é assegurada a homogeneidade da variância e se pode admitir a normalidade da distribuição.

Neste trabalho, ilustra-se a aplicação do novo índice de intensidade de infecção na análise estatística de experimentos, usando-se os resultados do experimento "Controle da ferrugem do pessegueiro" (1965/66), realizado pelo Prof. Manoel Alves de Oliveira, no Posto de Defesa Sanitária Vegetal de Pelotas, Rio Grande do Sul, com a finalidade de estudar a eficiência de quatro fungicidas no controle da ferrugem do pessegueiro.

## MATERIAL E MÉTODOS

O experimento foi delineado com os tratamentos completamente casualizados, constituindo-se dos tratamentos e respectivos números de repetições indicados a seguir.

Tratamento	N.º de repetições
1. Zineb	3
2. Manzate	4
3. Enxôfre molhável	4
4. Dithane M-45	4
5. Testemunha	4

Em cada parcela, constituída de um pessegueiro, escolheu-se uma amostra de 20 fôlhas, anotando-se o número de fôlhas sadias ( $n_0$ ), o número de fôlhas com 1 a 5 pústulas ( $n_1$ ), o número de fôlha com 6 a 10 pústulas ( $n_2$ ) e o número de fôlhas com mais de 10 pústulas ( $n_3$ ). Os resultados são apresentados no Quadro 1.

Pesq. agropac. bras. 4:3-7. 1969

<sup>1</sup> Recebido em 23 de outubro de 1967 e aceito para publicação em 18 de janeiro de 1968.

Boletim Técnico n.º 60 do Instituto de Pesquisas e Experimentação Agropecuárias do Sul (IPEAS). Apresentado na reunião anual da Região Brasileira da Sociedade Internacional de Biometria, Campinas, São Paulo, março de 1967.

<sup>2</sup> Eng.º Agrônomo, Encarregado do Setor de Estatística Experimental do IPEAS e Professor Assistente de Matemática da Escola de Agronomia Eliseu Maciel, Pelotas, Rio Grande do Sul.

QUADRO 1. Incidência de ferrugem em folhas de pessegueiro

Tratamento	Repetição	Incidência de ferrugem			
		$n_0$	$n_1$	$n_2$	$n_3$
1	1	2	1	5	12
	2	0	0	5	15
	3	0	4	5	11
2	1	0	13	0	7
	2	1	13	0	6
	3	1	13	0	6
	4	2	11	0	7
3	1	0	0	0	20
	2	0	3	0	17
	3	0	0	0	20
	4	0	1	0	19
4	1	0	1	8	11
	2	0	0	10	10
	3	0	2	12	6
	4	0	0	9	11
5	1	0	0	0	20
	2	0	0	0	20
	3	0	0	1	19
	4	0	0	0	20

Para a análise estatística, usou-se o novo índice de intensidade de infecção. Determinou-se, para cada parcela, o valor  $\omega$ , cuja expressão foi dada antes. Para a determinação dos valores  $\theta_i = \dots = \text{arc sen } \sqrt{f_i}$ ,  $i = 1, 2, 3$  daquela expressão, foi usada a tabela de transformação angular 11.12.1 que se encontra em Snedecor (1957). Os valores angulares  $\omega$ , expressos em graus, foram submetidos à análise da variação, pelo processo usual para experimentos com os tratamentos completamente casualizados, e aos testes de significância adequados.

Para a expressão dos resultados da análise estatística, determinou-se um índice médio de infecção para cada tratamento, pela fórmula

$$\bar{F}_t = \text{sen}^2 \bar{\omega}_t,$$

onde  $\bar{\omega}_t$  é a média aritmética dos valores  $\omega$  nas parcelas com o tratamento  $t$ . Para a determinação desses índices médios, usou-se a tabela de transformação angular, antes citada.

O antigo e o novo índice de intensidade de infecção foram submetidos ao teste de homogeneidade da variância (teste de Bartlett).

#### ANÁLISE ESTATÍSTICA DO NOVO ÍNDICE

Para ilustração da aplicação ao novo índice de intensidade de infecção, explica-se, a seguir, o pro-

cesso adotado na análise estatística do experimento de controle da ferrugem do pessegueiro.

Calculou-se, inicialmente, o valor  $\omega$  para cada parcela, pelo processo que se segue.

a) Com os dados do Quadro 1, calcularam-se, para cada parcela, os valores

$$f_1 = \frac{n_1 + n_2 + n_3}{N} \quad f_2 = \frac{n_2 + n_3}{n_1 + n_2 + n_3} \quad e \quad f_3 = \frac{n_3}{n_2 + n_3}$$

onde  $N$  é o número total de folhas em cada amostra ( $N = 20$ , no exemplo). Os valores obtidos estão no Quadro 2.

QUADRO 2. Valores  $f_1$ ,  $f_2$  e  $f_3$  para cada parcela

Tratamento	Repetição	$f_1$	$f_2$	$f_3$
1	1	0,90	0,94	0,71
	2	1,00	1,00	0,75
	3	1,00	0,86	0,69
2	1	1,00	0,35	1,00
	2	0,95	0,32	1,00
	3	0,95	0,32	1,00
	4	0,90	0,39	1,00
3	1	1,00	1,00	1,00
	2	1,00	0,85	1,00
	3	1,00	1,00	1,00
	4	1,00	0,95	1,00
4	1	1,00	0,95	0,58
	2	1,00	1,00	0,50
	3	1,00	0,90	0,33
	4	1,00	1,00	0,55
5	1	1,00	1,00	1,00
	2	1,00	1,00	1,00
	3	1,00	1,00	0,95
	4	1,00	1,00	1,00

b) Determinaram-se os correspondentes valores  $\theta_i = \text{arc sen } \sqrt{f_i}$ ,  $i = 1, 2$  e  $3$ , usando a tabela de transformação angular, antes citada. Os resultados estão no Quadro 3.

c) Calculou-se, para cada parcela, o valor

$$f_{22} = \frac{n_2 + n_3}{N}$$

e se determinaram as raízes quadradas de  $f_{22} = f_1$ , calculados anteriormente, e de  $f_{22}$ . Os resultados obtidos são apresentados no Quadro 4.

d) Com os resultados obtidos nos Quadros 3 e 4, calcularam-se os valores do Quadro 5, usando as fórmulas

$$A = 0,59 \theta_1,$$

$$B = 0,22 \sqrt{f_{22}} \theta_2$$

$$C = 0,59 \sqrt{F} \theta_3.$$

QUADRO 3. Valores angulares  $\theta_1, \theta_2$  e  $\theta_3$ , para cada parcela

Tratamento	Repetição	$\theta_1$	$\theta_2$	$\theta_3$
1	1	71,56	75,82	57,42
	2	90,00	90,00	60,00
	3	90,00	60,44	58,17
2	1	90,00	36,27	90,00
	2	77,08	34,45	90,00
	3	77,08	34,45	90,00
	4	71,56	38,65	90,00
3	1	90,00	90,00	90,00
	2	90,00	67,21	90,00
	3	90,00	90,00	90,00
	4	90,00	77,08	90,00
4	1	90,00	77,08	49,60
	2	90,00	90,00	45,00
	3	90,00	71,56	35,06
	4	90,00	90,00	47,87
5	1	90,00	90,00	90,00
	2	90,00	90,00	90,00
	3	90,00	90,00	77,08
	4	90,00	90,00	90,00

QUADRO 4. Valores  $f_{123}$ ,  $f_{23}$  e respectivas raízes quadradas

Tratamento	Repetição	$f_{123}$	$\sqrt{f_{123}}$	$f_{23}$	$\sqrt{f_{23}}$
1	1	0,90	0,949	0,85	0,922
	2	1,00	1,000	1,00	1,000
	3	1,00	1,000	0,80	0,894
2	1	1,00	1,000	0,35	0,592
	2	0,95	0,975	0,30	0,548
	3	0,95	0,975	0,30	0,548
	4	0,90	0,949	0,35	0,592
3	1	1,00	1,000	1,00	1,000
	2	1,00	1,000	0,85	0,922
	3	1,00	1,000	1,00	1,000
	4	1,00	1,000	0,95	0,975
4	1	1,00	1,000	0,95	0,975
	2	1,00	1,000	1,00	1,000
	3	1,00	1,000	0,90	0,949
	4	1,00	1,000	1,00	1,000
5	1	1,00	1,000	1,00	1,000
	2	1,00	1,000	1,00	1,000
	3	1,00	1,000	1,00	1,000
	4	1,00	1,000	1,00	1,000

e) Finalmente, somaram-se, para cada parcela, os valores A, B e C, para obter os correspondentes  $\omega$ , que estão no Quadro 6.

Realizou-se, então, a análise da variação dos valores  $\omega$  do modo usual. Os resultados da análise da

QUADRO 5. Valores A, B e C para cada parcela

Tratamento	Repetição	A	B	C
1	1	27,91	15,83	20,65
	2	35,10	19,80	23,40
	3	35,10	13,96	19,58
2	1	35,10	7,98	20,78
	2	30,06	7,39	19,23
	3	30,06	7,39	19,23
	4	27,91	8,07	20,78
3	1	35,10	19,80	35,10
	2	35,10	14,79	32,36
	3	35,10	19,80	35,10
	4	35,10	16,96	34,22
4	1	35,10	16,96	18,86
	2	25,10	19,80	17,55
	3	35,10	15,74	12,98
	4	35,10	19,80	18,67
5	1	35,10	19,80	35,10
	2	35,10	19,80	35,10
	3	35,10	19,80	30,06
	4	35,10	19,80	35,10

QUADRO 6. Valor angular  $\omega$  para cada parcela

Tratamento	Repetição				Soma
	1	2	3	4	
1	64,4	78,3	68,8	—	211,3
2	63,9	56,7	56,7	56,8	234,1
3	90,0	82,3	90,0	86,3	348,6
4	76,9	72,5	64,8	73,6	280,8
5	90,0	90,0	85,0	90,0	355,0
					1.429,8

variação estão resumidos no Quadro 7, onde aparece, também, o resultado do teste F da variação entre tratamentos.

QUADRO 7. Análise da variação dos  $\omega$ 

Influências	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Tratamentos	4	2.585,95	646,488	35,12**
Erro	14	257,72	18,409	
Parcelas	18	2.843,67		

\*\* Indica significância no nível de 1% de probabilidade.

Para complementação da análise estatística, efetuaram-se tôdas as comparações de tratamentos tomados dois a dois, utilizando-se o teste de Duncan. O resultado do teste de Duncan está resumido no Quadro 8.

*Índice médio de intensidade de infecção*

Para a expressão dos resultados da análise estatística, determinou-se o índice médio de incidência da ferrugem para cada tratamento, dado pela fórmula

$$\bar{I}_i = \text{sen}^2 \bar{\omega}_i,$$

citada anteriormente. Os índices médios, expressos em percentagem no Quadro 9, foram obtidos a partir dos valores  $\bar{\omega}_i$  do Quadro 8, usando-se a tabela de transformação angular.

*Teste de homogeneidade da variância*

Para testar a homogeneidade da variância do novo índice de intensidade de infecção, usou-se o teste de Bartlett. O teste proposto por Bartlett (1937) é baseado na distribuição de  $\chi^2$  e usa a fórmula

$$\chi^2 = \frac{2,3026}{C} \left[ (\sum n_i) \log \bar{s}^2 - \sum n_i \log s_i^2 \right]$$

onde  $s_i^2$ ,  $i = 1, 2, \dots, k$ , é a  $i$ -ésima estimativa da variância casual com  $n_i$  graus de liberdade,  $\bar{s}^2$  é a média ponderada das estimativas da variância:

$$\bar{s}^2 = \frac{\sum n_i s_i^2}{\sum n_i}$$

2,3026 é a constante  $\log_{10} e$ , necessária quando se usa logaritmos decimais, indicados simbolicamente

QUADRO 10. Cálculos para o teste de Bartlett de homogeneidade da variância do novo índice de intensidade de infecção

Tratamento	SQ	GL ( $n_i$ )	QM ( $s_i^2$ )	$\log s_i^2$	$n_i \log s_i^2$
1	101,65	2	50,825	1,706 078	3,412 156
2	38,53	3	12,843	1,108 666	3,325 998
3	40,49	3	13,497	1,130 237	3,390 711
4	58,30	3	19,433	1,288 540	3,865 620
5	18,75	3	6,250	0,795 880	2,387 640
5 (k)	257,72 ( $\sum n_i s_i^2$ )	14 ( $\sum n_i$ )			16,382 125 ( $\sum n_i \log s_i^2$ )

$$\bar{s}^2 = \frac{\sum n_i s_i^2}{\sum n_i} = \frac{257,72}{14} = 18,408 6$$

$$(\sum n_i) (\log \bar{s}^2) = (14) (1,265 021) = 17,710 294$$

$$C = 1 + \frac{1}{3(k-1)} \left( \sum \frac{1}{n_i} - \frac{1}{\sum n_i} \right) = 1 + \frac{1}{3(5-1)} \left( \frac{11}{16} - \frac{1}{14} \right) = \frac{578}{504}$$

$$\chi^2 = \frac{2,3026}{C} \left[ (\sum n_i) \log \bar{s}^2 - \sum n_i \log s_i^2 \right] = \frac{(2,3026) (504)}{578} (17,710 294 - 16,382 125) = 2,6667 (-)$$

(-) Indica ausência de significância.

QUADRO 8. Resultados do teste de Duncan

Tratamento				
2	4	1	3	5
58,53	70,20	70,43*	87,15	88,75

\* Os traços horizontais ligam os tratamentos que não diferiram significativamente, no nível de 5% de probabilidade.

QUADRO 9. Índice médio de intensidade de infecção

Tratamento	Percentagem média de infecção
Manzate	72,8%
Dithane M-45*	88,5%
Zineb	88,8%
Enxôfre molhável	99,8%
Testemunha	100,0%

\* Os tratamentos unidos por uma mesma barra não diferiram significativamente, segundo o teste de Duncan.

por  $\log$ , e a constante C é uma correção dada pela expressão

$$C = 1 + \frac{1}{3(k-1)} \left( \sum \frac{1}{n_i} - \frac{1}{\sum n_i} \right),$$

sempre maior do que 1.

Os cálculos para testar a homogeneidade da variância dentro de tratamentos do novo índice estão resumidos no Quadro 10.

O valor calculado,  $\chi^2 = 2,6667$ , não é significativo, visto como é menor que o valor tabelado (9,488) para  $k - 1 = 4$  graus de liberdade, no nível de 5% de profundidade.

Logo, os quadros médios  $s_i^2$  ( $i = 1, 2, \dots, 5$ ) podem ser considerados como estimativas de uma mesma variância, concluindo-se pela homogeneidade da variância do nóvo índice de intensidade de infecção.

Realizou-se, também, o teste de homogeneidade da variância casual do antigo índice, concluindo-se que é heterogêneo e que, portanto, aquele índice, determinado para cada parcela do experimento em estudo, não pode ser submetido à análise da variação.

### CONCLUSÕES

O nóvo índice de intensidade de infecção tem a mesma característica importante do antigo índice, isto é, se tôdas as unidades da amostra tiverem o mesmo grau de infecção,  $n_0 = N$ ,  $n_1 = N$ ,  $n_2 = N$  ou  $n_3 = N$  (quando tôdas as unidades forem sadias, tiverem infecção de intensidade fraca, regular ou forte, respectivamente), os valores correspondentes

do nóvo índice serão, respectivamente, 0, 1/3, 2/3 ou 1.

Além disso, o nóvo índice  $I'$  pode ser submetido à análise da variação, visto como a transformação angular  $\omega = \arcsen \sqrt{I'}$  assegura a homogeneidade da variância e permite admitir-se a normalidade da distribuição.

Esta característica importante do nóvo índice foi verificada na análise dos dados do experimento tomado para ilustração, pela aplicação do teste de homogeneidade da variância de Bartlett. Em contraste, a aplicação deste mesmo teste ao antigo índice ressaltou que é não pode ser, em geral, submetido à análise da variação, visto não ser assegurada a homogeneidade da variância.

### REFERENCIAS

- Amaral, E. 1969. Nóvo índice de intensidade de infecção. *Pesq. agropec. bras.* 4:1-2.
- Bartlett, M.S. 1937. Some examples of statistical methods of research in agriculture and applied biology. *J. Roy. Statist. Soc. (Suppl.)* 4:137.
- Bliss, C.I. 1937. The analysis of field experimental data expressed in percentages. *Plant Protection Bull.* 12:67-77.
- Snedecor, G.W. 1957. *Statistical methods*. 5th ed. Iowa State College Press, Ames, Iowa.

### STATISTICAL ANALYSIS OF A NEW INDEX OF INFECTION INTENSITY

#### Abstract

The application of a new index of infection intensity, based on a suggestion by Amaral (1967), is considered by using the results of an experiment upon peach-tree rusts control.