ANÁLISE ESTATÍSTICA DE UM NÔVO ÍNDICE DE INTENSIDADE DE INFECÇÃO [1]

JOÃO GILBERTO CORRÊA DA SILVA [2]

Sinopse

A aplicação de um nôvo índice de intensidade de infecção, proposto por Amaral (1967), é ilustrada, utilizando-se os resultados de um experimento sôbre contrôle 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 nôvo índice

$$I' = sen^2\, \omega,$$

onde

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

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

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

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).

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

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

MATERIAL E MÉTODOS

O experimento foi delineado com os tratamentos completamente casualizados, constituindo-se dos tramentos 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.

[1] 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.

[2] 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 fôlhas 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 nôvo índice de intensidade de infecção. Determinou-se, para cada parcela, o valor ω, cuja expressão foi dada antes. Para a determinação dos valores $\theta_i = \ldots\ldots = \text{arc sen} \sqrt{f_i}$, $i = 1, 2, 3$ daquela expressão, foi usada a tabela de transformação angular 11.12.1 que se encontra em Snedecor (1957). Os valores angulares ω, 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

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

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

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

ANÁLISE ESTATÍSTICA DO NÔVO ÍNDICE

Para ilustração da aplicação ao nôvo índice de intensidade de infecção, explica-se, a seguir, o processo adotado na análise estatística do experimento de contrôle da ferrugem do pessegueiro.

Calculou-se, inicialmente, o valor ω 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 fôlhas 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	0,80	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

$$f_{23} = \frac{n_2 + n_3}{N}$$

e se determinaram as raízes quadradas de $f_{123} = f_1$, calculados anteriormente, e de f_{23}. 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

$$A = 0{,}39 \; \theta_1,$$

$$B = 0{,}22 \sqrt{f_{123}} \; \theta_2$$

$$C = 0{,}39 \sqrt{F} \; \theta_3.$$

QUADRO 3. *Valores angulares θ_i, $i = 1, 2$ e 3, para cada parcela*

Tratamento	Repetição	θ_1	θ_2	θ_3
1	1	71,56	75,82	57,42
	2	90,00	90,00	60,00
	3	90,00	60,44	56,17
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 ω, que estão no Quadro 6.

Realizou-se, então, a análise da variação dos valores ω 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	35,10	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 ω para cada parcela*

Tratamento	Repetição 1	2	3	4	Soma
1	64,4	78,3	68,6	—	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	70,9	72,5	63,8	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 ω*

Influências	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Tratamentos	4	2.585,95	646,488	35,12**
Êrro	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

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

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 nôvo índice de intensidade de infecção, usou-se o teste de Bartlett. O teste proposto por Bartlett (1937) é baseado na distribuição de χ^2 e usa a fórmula

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

onde s_i^2, $i = 1, 2, \ldots, k$, 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:

$$\bar{s}'^2 = \frac{\Sigma n_i s_i^2}{\Sigma n_i},$$

2,3026 é a constante $\log_e 10$, necessária quando se usa logaritmos decimais, indicados simbòlicamente por log, e a constante C é uma correção dada pela expressão

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

sempre maior do que 1.

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

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.

QUADRO 10. *Cálculos para o teste de Bartlett de homogeneidade da variância do nôvo 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 ($\Sigma n_i s_i^2$)	14 (Σn_i)			16,382 125 ($\Sigma n_i \log s_i^2$)

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

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

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

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

(—) Indica ausência de significância.

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 $(i = 1, 2, \ldots, 5)$ podem ser considerados como estimativas de uma mesma variância, concluindo-se pela homogeneidade da variância do nôvo índice de intesidade de infecção.

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

CONCLUSÕES

O nôvo 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 nôvo índice serão, respectivamente, 0, 1/3, 2/3 ou 1.

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

Esta característica importante do nôvo 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 dêste mesmo teste ao antigo índice ressaltou que êle não pode ser, em geral, submetido à análise da variação, visto não ser assegurada a homogeneidade da variância.

REFERÊNCIAS

Amaral, E. 1969. Nôvo 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. Estatistical 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.