

# GENERALIZAÇÃO DE UM ÍNDICE DE INTENSIDADE DE INFECÇÃO EM EXPERIMENTOS DE AVALIAÇÃO DE DOENÇAS EM PLANTAS<sup>1</sup>

ANA BEATRIZ COSTA CZERMAINSKI<sup>2</sup>

RESUMO - Em experimentos de avaliação de doenças em plantas é comum a classificação de indivíduos de cada parcela experimental, segundo classes de uma escala quantitativa discreta, mediante avaliação visual da severidade de doença. O objetivo deste trabalho foi apresentar a generalização de uma medida que associa uma resposta quantitativa denominada índice de intensidade de infecção, o qual é expresso por  $I = \text{sen}^2 \omega$ , a cada distribuição de frequências obtida nas parcelas, e cuja transformação angular  $\omega = \arcsen \sqrt{I}$  pode ser submetida à análise da variação. Desde que o cálculo de  $\omega$  não envolve os valores ou notas da escala, ele pode ser aplicado também a uma escala qualitativa ordinal.

Termos para indexação: medida de infecção, doenças de plantas, transformação angular.

## GENERALIZATION OF AN INDEX OF INFECTION INTENSITY IN PLANT DISEASE EXPERIMENTS

ABSTRACT - In plant disease experiments, individuals of each experimental unit are commonly classified according to categories of a discrete quantitative scale through visual assessment of disease severity. This paper shows the generalization of a measure that associates a quantitative response called infection intensity index, expressed as  $I = \text{sen}^2 \omega$ , to each distribution of frequencies obtained in the units. Its angular transformation  $\omega = \arcsen \sqrt{I}$  allows the application of the analysis of variance. Since the calculation of  $\omega$  does not involve the values or notes of the scale it can also be used with a qualitative ordinal scale.

Index terms: infection measure, plant disease, angular transformation.

## INTRODUÇÃO

Em experimentos fitossanitários é comum a classificação de indivíduos amostrados tais como folhas, ramos, frutos, flores, segundo notas de uma escala discreta preestabelecida, correspondentes a faixas de severidade de doença. A classificação dessas unidades amostrais em geral ocorre mediante avaliação visual e resultam na contagem de elementos ou incidência por classe. Alguns recursos estão disponíveis para a análise dessas variáveis categóricas como tabelas de contingência, onde frequências são analisadas

---

<sup>1</sup> Aceito para publicação em 26 de fevereiro de 1999.

<sup>2</sup> Eng. Agr., M.Sc., Embrapa-Centro Nacional de Pesquisa de Uva e Vinho (CNPUV), Caixa Postal 130, CEP 95700-000 Bento Gonçalves, RS. E-mail: ana@cnpuv.embrapa.br

ao invés de dados quantitativos (Eskridge, 1995). Porém, quando os dados provêm de um delineamento experimental, é natural a busca de um índice de intensidade de doença que represente a distribuição de freqüências obtida em cada unidade experimental, de modo a associá-la a uma resposta quantitativa que possa ser submetida à análise da variação, uni ou multivariada, ou correlacionada a outras variáveis quantitativas. O termo “intensidade”, que envolve atributos de incidência e severidade, é usado aqui como uma caracterização geral de medida de doença numa área específica, conforme Seem (1984).

Em experimentos de respostas dicotômicas, isto é, com escala de valores 0 e 1, exprimindo ausência e presença de doença, a transformação angular pode ser aplicada às porcentagens de indivíduos com doença, obtidas em cada unidade experimental, para posterior análise de variação (Cochran, 1943; Bartlett, 1947). Hughes & Madden (1995) comparam alguns métodos de avaliação de dados binários como medida de incidência.

Em escalas com três notas, ou mais, essa resposta quantitativa é obtida comumente pela média ponderada das notas, sendo também usual o cálculo de um “índice de doença”, proposto por McKinney (1923), que consiste no seguinte:

$$ID = \frac{\sum_{k=1}^K F_k x_k}{n \cdot x_K}$$

onde  $F_k$  representa o número de indivíduos da amostra com nível de infecção  $x_k$ ,  $k=1, \dots, K$ , na parcela;  $n$  é o número total de indivíduos na amostra;  $x_K$  é o valor numérico máximo da escala empregada. O ID é proporcional à média ponderada das notas, pois corresponde à razão entre ela e a nota máxima da escala adotada, e pode ser expresso em porcentagem. Embora o autor tenha proposto o cálculo de ID para a escala 0, 0,75, 1, 2 e 3, na avaliação de sintomas por *Helminthosporium sativum* em trigo, a medida é usada para outras escalas, em outros cultivos. Na literatura, encontra-se o ID submetido à análise da variação com e sem o uso da transformação angular.

Amaral (1969) alertou para a impropriedade de se submeter os dados resultantes da fórmula de McKinney (1923) à análise da variação, e propôs um índice de intensidade de infecção (I) para escalas de quatro categorias, expresso por  $I = \sin^2 \omega$ , cuja transformação angular  $\omega = \arcsen \sqrt{I}$  pode ser submetida a análise da variação e procedimentos de análise estatística subsequentes. A variável  $\omega$  é calculada por:

$$\omega = 0,39 \arcsen \sqrt{f_1} + 0,22 \sqrt{p_{1,3}} \arcsen \sqrt{f_2} + 0,39 \sqrt{p_{2,3}} \arcsen \sqrt{f_3},$$

onde as freqüências relativas  $f_j$  são frações das freqüências absolutas ( $F_j$ ), expressas por:  $f_1 = (F_1 + F_2 + F_3)/n$ ,  $f_2 = (F_2 + F_3)/(F_1 + F_2 + F_3)$  e  $f_3 = F_3/(F_2 + F_3)$ ;  $p_{1,3} = p_1 + p_2 + p_3$  e  $p_{2,3} = p_2 + p_3$  e  $p_1$ ,  $p_2$  e  $p_3$  são as probabilidades de infecção fraca ( $x_1=1$ ), regular ( $x_2=2$ ) e forte ( $x_3=3$ ), respectivamente, por indivíduo da parcela cujo índice de infecção está sendo determinado. Essas probabilidades são desconhecidas, e devem ser estimadas pelas freqüências relativas

correspondentes  $F_j/n$ . As constantes  $k_1=0,39$ ,  $k_2=0,22$  e  $k_3=0,39$  são pesos determinados a partir da atribuição do valor teórico máximo de  $I$  correspondente a cada nota da escala (Amaral, 1969). O autor propôs o índice  $I$  particularmente para escalas de quatro categorias, isto é, os pesos  $k_j$  são específicos para este caso.

Silva (1969) abordou a validade estatística do índice  $I$ , constatando, através de um exemplo, a normalidade das observações e a homogeneidade de variância, requisitos estes não assegurados com o índice antigo (McKinney, 1923). Não se encontram, porém, aplicações na literatura científica, e pesquisadores seguem usando a média ponderada ou o “índice de McKinney” como medida da intensidade de doença e submetendo-os à análise da variação.

Em experimentos com videiras, por exemplo, as avaliações fitossanitárias são baseadas em escalas categóricas convencionadas distintamente para as diferentes doenças. Em caso de antracnose, utiliza-se uma escala de quatro notas (0, 1, 2 e 3); para míldio nas folhas é usada uma escala de doze notas (0, 5, 10(10)...100); para podridões no cacho (botritis, míldio e glomerela) é usada escala de seis notas (de 0 = “sem sintoma” até 5 = “mais de 50% de podridão”). Assim, tornou-se necessário estabelecer o cálculo de  $\omega$  para escalas de mais de quatro classes.

Este trabalho teve por objetivo apresentar a generalização do índice de intensidade de infecção ( $I$ ) proposto por Amaral (1969) para escalas discretas ou escalas qualitativas ordinais.

## MÉTODO

A Tabela 1 representa a estrutura de respostas da classificação de  $n$  indivíduos por parcela, segundo  $J+1$  categorias  $x_j$ ,  $j=0, \dots, J$ , (uma classe de ausência de doença e  $J$  classes de presença de doença), onde  $x_0$  significa “ausência da doença” ou “sem sintomas” e  $x_J$  a classe de intensidade máxima dentro do critério adotado. As contagens ou freqüências de indivíduos em cada classe da escala ordinal (crescente) estão representadas por  $F_0$  (número de unidades “sem infecção” ou “sem sintoma”),  $F_1$  (número de unidades no nível mais baixo de severidade de infecção),  $F_2$ , etc., até  $F_J$  (número de unidades no nível mais alto de severidade de infecção). Por facilidade de

**TABELA 1. Estrutura de respostas (freqüências absolutas) da classificação de  $n$  indivíduos por unidade experimental, segundo classes de severidade de doença ( $x_j$ ).**

Parcela	Classe					Total
	$x_0$	$x_1$	$x_2$	...	$x_J$	
Parcela 1	$F_0$	$F_1$	$F_2$	...	$F_J$	$n$
Parcela 2	$F_0$	$F_1$	$F_2$	...	$F_J$	$n$
...	...	...	...	...	...	...
Parcela p	$F_0$	$F_1$	$F_2$	...	$F_J$	$n$

demonstração algébrica e como o cálculo é efetuado por parcela, foi suprimido o índice que a representa.

Generalizando  $\omega$  para escalas de  $J+1$  classes (uma classe referente à ausência de doença e  $J$  classes de presença de doença) tem-se

$$\omega = \sum_{j=1}^J k_j \sqrt{p_{j-1,j}} \arcsen \sqrt{f_j}.$$

Os termos  $f_j$  e  $p_{j-1,j}$  são obtidos dos dados observados conforme definido por Amaral (1969), ou seja,  $f_j = (F_j + F_{j+1} + \dots + F_J) / (F_{j-1} + F_j + F_{j+1} + \dots + F_J)$ ,  $j=1, \dots, J$  e  $p_{j-1,j} = p_j + p_{j+1} + \dots + p_J$ ,  $j=1, \dots, J$ , ressaltando-se que, sendo as probabilidades  $p_j$  estimadas por  $F_j/n$ , então  $p_{0,j}=1$  e  $p_{1,j}=f_1$ . Supondo que os  $n$  indivíduos de uma parcela tenham igual probabilidade de serem classificados nas  $J$  categorias referentes à presença de doença, o valor máximo que  $I$  assume é  $j/J$ , ou seja, para a classe  $x_1$ ,  $\max(I)=1/J$ ; para  $x_2$ ,  $\max(I)=2/J$ ; ... ; para  $x_j$ ,  $\max(I)=j/J$ . Note-se que, se os  $n$  indivíduos forem classificados em  $x_0$ ,  $I=0$  e  $\omega=0$ . Estabelecidos os valores máximos  $I=j/J$ , determinam-se os valores de

$$\omega = \arcsen \sqrt{j/J}. \text{ Mas, como } \omega = \sum_{j=1}^J k_j \sqrt{p_{j-1,j}} \arcsen \sqrt{f_j}, \text{ resulta que}$$

$$\arcsen \sqrt{j/J} - \sum_{j=1}^J k_j \sqrt{p_{j-1,j}} \arcsen \sqrt{f_j} = 0.$$

Na hipótese de  $\max(I)$ , para  $j$  fixado ( $j'$ ),  $p_{j'-1,j'}=1$  e  $f_{j'}=1$  e a igualdade anterior fica  $\arcsen \sqrt{j'/J} - 90 \sum_{j \leq j'} k_j = 0$ . Ou, o que é o mesmo,

$$k_1 = (\arcsen \sqrt{1/J})/90$$

$$k_2 = (\arcsen \sqrt{2/J})/90 - k_1$$

$$k_3 = (\arcsen \sqrt{3/J})/90 - k_1 - k_2$$

....

$$k_J = (\arcsen \sqrt{J/J})/90 - k_1 - k_2 - \dots - k_{J-1} = 1 - \sum_{j=1}^{J-1} k_j.$$

A partir desse sistema de  $J$  equações e  $J$  incógnitas, são calculados, seqüencialmente, os valores  $k_j$ ,  $j=1, \dots, J$ . Com a obtenção dos pesos  $k_j$ , dispõe-se de todos os elementos para o cálculo de  $\omega$ , para escalas com qualquer número de categorias. Na Tabela 2 são apresentados os valores numéricos dos pesos  $k_j$  para escalas de  $J+1=3$  a até  $J+1=12$  categorias por serem estes tamanhos de escala observados em experimentos de avaliação de doenças em plantas. Na prática, o que é calculado é  $\omega$  e, em experimentos, as análises são efetuadas com esta medida que corresponde à transformação angular do índice de infecção  $I$  de fato associado à unidade experimental. Os resultados e conclusões referentes às médias de tratamentos são então expressas na escala original de  $I$ , pela transformação inversa  $\bar{I}_i = \text{sen}^2 \bar{\omega}_i$ .

## APLICAÇÃO

Para ilustrar o cálculo e aplicação do índice de intensidade de infecção, foram utilizados os resultados de dois experimentos desenvolvidos na

Embrapa-Centro Nacional de Pesquisa de Uva e Vinho (CNPUV), ambos delineados em blocos completos com parcelas casualizadas.

No ensaio 1, foram pesquisados os efeitos de doze métodos de poda verde (T1, T2,...,T12) sobre a sanidade da uva 'Merlot'. Procedeu-se à avaliação visual de 50 cachos por parcela, nas três repetições por tratamento, seguindo-se escala de seis classes de severidade a saber:  $x_0=0$  ou "sem sintoma";  $x_1=1$  ou "1 a 5% de podridão";  $x_2=2$  ou "5 a 10% de podridão";  $x_3=3$  ou "10 a 25% de podridão";  $x_4=4$  ou "25 a 50% de podridão" e  $x_5=5$  ou "mais de 50% de podridão". Os resultados da contagem de cachos estão na Tabela 3, com o resultado do cálculo de  $\omega$  e da média do índice I por tratamento. No ensaio 2, foram aplicados dez métodos de desfolha (D1, D2,...,D10), em quatro repetições de plantas da cultivar Pinot Noir e foram avaliados, quanto à severidade de doença, todos os cachos da parcela, seguindo-se a mesma escala do ensaio 1, resultando nas distribuições de frequências e valores de  $\omega$  e da média de I da Tabela 4. Nos dois ensaios, foram calculados também os índices de doença (ID) segundo a fórmula de McKinney (1923) (Tabelas 3 e 4), a fim de se efetuarem comparações entre  $\omega$  e ID.

Utilizando-se os dados das três repetições do tratamento 1 do ensaio 1, são apresentadas planilhas mostrando as etapas para a obtenção de  $\omega$  (Tabelas 5 e 6). A bateria de cálculos pode parecer pesada, mas os computadores a tornam simples e rápida, seja por meio de planilhas de cálculo, ou por meio de aplicativos como o SAS (SAS Institute, 1990), utilizado neste trabalho.

Para verificar a validade de  $\omega$  e do ID numa análise de variância, procedeu-se aos testes das hipóteses de normalidade dos erros experimentais e de homogeneidade de variâncias de tratamentos. Foram obtidas as estimativas dos erros experimentais (resíduos) associados a cada medida, com base no modelo do delineamento adotado. Nos testes de normalidade, usaram-se diagramas de dispersão dos resíduos padronizados contra quantis normais, e o teste do coeficiente de correlação, entre essas medidas (Filliben, 1975).

**TABELA 2. Pesos  $k_j$ , utilizados no cálculo de  $\omega$ , de acordo com o número de classes referentes à presença de infecção, para escalas de três a doze categorias.**

J=1,...,J	Número de classes referentes à presença de infecção (J)									
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1	0,5	0,392	0,333	0,295	0,268	0,247	0,230	0,216	0,205	0,195
2	0,5	0,216	0,167	0,141	0,124	0,112	0,103	0,096	0,090	0,085
3		0,392	0,167	0,128	0,108	0,095	0,086	0,079	0,074	0,069
4			0,333	0,141	0,108	0,091	0,080	0,073	0,067	0,062
5				0,295	0,124	0,095	0,080	0,071	0,064	0,059
6					0,268	0,112	0,086	0,073	0,064	0,058
7						0,247	0,103	0,079	0,067	0,059
8							0,230	0,096	0,074	0,062
9								0,216	0,090	0,069
10									0,205	0,085
11										0,195

Para verificar a homogeneidade de variâncias, usou-se o teste de Bartlett (Silva, 1969).

Nas Figs. 1 e 2 estão os gráficos de resíduos padronizados (A – associados ao  $\omega$  e B – associados ao ID) contra os quantis normais correspondentes, nos ensaios 1 e 2, respectivamente. Pelo julgamento visual dos gráficos A, supôs-se a normalidade dos erros associados às observações  $\omega$ , em am-

**TABELA 3. Número de cachos por classe de severidade de doença, valores de  $\omega$  por parcela, médias do índice de infecção por tratamento ( $\bar{I}_t$ ) e índice de doença (ID) por parcela, para o ensaio 1.**

Tratamento	Bloco	Número de cachos ( $F_j$ ) por classe de severidade ( $x_j$ )						$\omega$	$\bar{I}_t = \text{sen}^2 \bar{\omega}_t$	ID
		$x_0$	$x_1$	$x_2$	$x_3$	$x_4$	$x_5$			
T1	1	19	9	4	5	6	7	39,2180	18,78	36,4
	2	41	4	3	1	0	1	16,9012		7,2
	3	40	6	0	0	2	2	20,9130		9,6
T2	1	34	4	5	1	2	4	27,2391	18,93	18,0
	2	33	8	1	4	3	1	23,2331		15,6
	3	31	7	8	1	0	3	26,9091		16,4
T3	1	36	6	4	2	1	1	19,8423	14,24	11,6
	2	37	3	4	4	1	1	20,7335		12,8
	3	31	10	3	1	2	3	25,9350		16,8
T4	1	36	11	2	0	1	0	14,3822	6,23	7,6
	2	45	4	1	0	0	0	6,6237		2,4
	3	36	6	3	1	2	2	22,3457		13,2
T5	1	34	10	1	2	2	1	20,9105	17,50	9,6
	2	31	7	6	2	1	3	26,3027		11,6
	3	28	11	3	2	4	2	26,9683		10,8
T6	1	20	16	5	4	2	3	30,9141	21,77	24,4
	2	35	6	4	3	0	2	23,3962		13,2
	3	32	7	2	3	1	5	29,1256		19,6
T7	1	33	4	4	5	3	1	24,2144	20,57	17,6
	2	26	9	4	6	1	4	30,8933		23,6
	3	38	2	2	2	2	4	25,8134		16,0
T8	1	29	9	6	1	1	4	28,3628	26,40	19,2
	2	27	5	8	2	3	5	32,4101		25,6
	3	32	5	3	2	1	7	31,9770		22,4
T9	1	36	6	5	1	0	2	22,2233	9,37	11,6
	2	37	5	4	3	0	1	20,0156		10,8
	3	41	6	1	2	0	0	11,2342		5,6
T10	1	38	9	1	1	0	1	17,4690	7,49	7,6
	2	43	4	0	1	0	2	18,6650		6,8
	3	44	2	3	0	1	0	11,5300		4,8
T11	1	32	9	2	1	2	4	27,2144	12,51	17,6
	2	37	8	2	2	0	1	18,8302		9,2
	3	32	11	4	3	0	0	16,1020		11,2
T12	1	33	3	5	1	1	7	31,8837	28,09	22,0
	2	24	5	7	7	3	4	33,4369		28,8
	3	35	3	3	0	3	6	30,6891		20,4

bos os ensaios. A normalidade foi confirmada pelos coeficientes de correlação:  $r_1=0,984$  e  $r_2=0,986$ , não-significativos, respectivamente, nos ensaios 1 e 2 (os valores críticos correspondentes são  $\rho_1=0,969$  e  $\rho_2=0,972$  para  $\alpha=0,05$ ). No teste da hipótese de homogeneidade de variâncias de tra-

**TABELA 4. Número de cachos por classe de severidade de doença, valores de  $\omega$  por parcela, médias do índice de infecção por tratamento ( $\bar{I}_t$ ) e índice de doença (ID) por parcela, para o ensaio 2.**

Tratamento	Bloco	Número de cachos ( $F_j$ ) por classe de severidade ( $x_j$ )						$\omega$	$\bar{I}_t = \text{sen}^2 \bar{\omega}_t$	ID
		$x_0$	$x_1$	$x_2$	$x_3$	$x_4$	$x_5$			
D1	1	17	19	9	11	11	23	49,0703	60,21	50,89
	2	12	29	7	8	7	31	52,5828		53,19
	3	7	13	13	13	13	10	48,2519		52,17
	4	2	22	3	7	6	15	53,6712		53,82
D2	1	7	11	8	5	6	9	47,1882	57,07	48,26
	2	8	27	12	4	6	16	47,7433		45,75
	3	12	11	9	8	16	9	46,2985		49,85
	4	7	8	4	9	9	18	55,0352		61,45
D3	1	1	6	4	12	6	38	68,0901	62,35	78,81
	2	17	11	15	15	5	12	44,0926		44,27
	3	12	15	18	9	18	16	48,7083		52,27
	4	10	19	8	7	3	15	47,7074		46,13
D4	1	2	14	14	9	12	7	49,4113	48,91	52,41
	2	6	15	14	15	15	9	48,0801		52,16
	3	12	32	15	8	5	3	35,6990		32,27
	4	9	20	16	9	5	10	44,3217		43,19
D5	1	6	21	7	4	5	12	47,8369	64,93	46,18
	2	6	19	11	9	11	36	58,0292		63,48
	3	6	18	18	17	15	53	60,3349		67,72
	4	9	13	7	6	6	13	48,5479		49,63
D6	1	14	19	10	12	9	16	46,8234	55,42	47,75
	2	5	13	12	9	8	4	43,8560		45,49
	3	2	21	15	14	15	34	58,5777		63,96
	4	9	16	15	9	3	8	43,1886		41,67
D7	1	18	19	11	4	3	14	43,0848	35,30	39,13
	2	22	30	11	9	15	6	38,1327		36,34
	3	10	8	8	8	2	0	30,2504		31,11
	4	25	15	3	1	3	7	34,3377		26,30
D8	1	1	0	2	9	10	52	74,8731	80,56	89,46
	2	4	9	18	18	15	27	57,2483		64,62
	3	7	9	7	9	8	38	61,3753		69,74
	4	2	10	8	5	16	28	61,8614		71,01
D9	1	1	3	9	10	14	44	68,2868	65,65	80,74
	2	23	33	20	15	10	25	45,6845		44,92
	3	7	10	8	8	4	28	58,2270		63,38
	4	22	17	12	9	7	17	44,2745		43,10
D10	1	3	14	8	14	16	30	59,3753	64,22	67,29
	2	2	7	6	9	7	22	61,1416		69,43
	3	30	27	21	16	13	23	44,1193		43,69
	4	9	19	17	11	17	14	48,3841		51,49

tamentos, com a variável  $\omega$ , obteve-se  $\chi^2$  igual a 13,06 e 7,62, respectivamente nos ensaios 1 e 2. Os respectivos valores críticos são  $\chi^2=19,68$  (11 graus de liberdade e  $\alpha=0,05$ ) e  $\chi^2=16,92$  (9 graus de liberdade e  $\alpha=0,05$ ). Portanto,  $\omega$  cumpre as pressuposições para se efetuar análise da variação em ambos os ensaios.

A observação das Figs. 1B e 2B levou a suspeitar da falta de normalidade dos resíduos associados ao ID, no ensaio 1. De fato, nesse ensaio, a hipótese distribucional de normalidade foi rejeitada ( $r=0,963$  significativo para  $\alpha=0,05$ ). A hipótese de homogeneidade de variâncias de tratamentos não foi rejeitada em nenhum dos ensaios, se considerado o nível de significância de 0,05 (os valores calculados de  $\chi^2$  foram 19,00 no ensaio 1 e 14,22 no ensaio 2). No ensaio 1, se ignorada a transgressão ao modelo adotado e efetuada a análise de variação, essa e seus desdobramentos levarão a inferências não verdadeiras no âmbito do ensaio.

Assim como a média ponderada, o ID, usado por pesquisadores em fitossanidade, depende dos valores da escala adotada, os quais são arbitrários, isto é, se estabelecida uma escala de notas igual a 0, 1, 2 e 3 ou a 1, 2, 3 e 4 (não iniciada em zero) ou a 0, 1, 3 e 5 (valores não equidistantes), todas para representar, respectivamente, “ausência de infecção”, “infecção fraca”, “infecção regular” e “infecção forte”, uma classificação idêntica de

**TABELA 5. Planilha com etapas iniciais do cálculo de  $\omega$  (frequências absolutas e relativas e estimativas de probabilidades) para as repetições do tratamento T1 do ensaio 1.**

Bloco	Frequências absolutas (F <sub>j</sub> )						n	Frequências relativas e estimativas de probabilidades <sup>1</sup>							
	F <sub>0</sub>	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>3</sub>	F <sub>4</sub>	F <sub>5</sub>		f <sub>1</sub> =p <sub>1,5</sub>	f <sub>2</sub>	f <sub>3</sub>	f <sub>4</sub>	f <sub>5</sub>	p <sub>2,5</sub>	p <sub>3,5</sub>	p <sub>4,5</sub>
1	19	9	4	5	6	7	50	0,62	0,71	0,82	0,72	0,54	0,44	0,36	0,26
2	41	4	3	1	0	1	50	0,18	0,56	0,40	0,50	1,00	0,10	0,04	0,02
3	40	6	0	0	2	2	50	0,20	0,40	1,00	1,00	0,50	0,08	0,08	0,08

<sup>1</sup>  $f_j=(F_j+F_{j+1}+\dots+F_5)/(F_{j-1}+F_j+F_{j+1}+\dots+F_5)$  e  $p_{j-1,5}=p_j+p_{j+1}+\dots+p_5$ ,  $j=1,\dots,5$ ,  $p_{0,5}=1$ .

**TABELA 6. Planilha com etapas finais do cálculo de  $\omega$  ( $\arcsen\sqrt{f_j}$ ,  $k_j\sqrt{p_{j-1,5}}\arcsen\sqrt{f_j}$  e  $\omega$ ) para as repetições do tratamento T1 do ensaio 1.**

Bloco	$\arcsen\sqrt{f_j}^1$					$k_j\sqrt{p_{j-1,5}}\arcsen\sqrt{f_j}^2$					$\omega^3$
	j=1	j=2	j=3	j=4	j=5	j=1	j=2	j=3	j=4	j=5	
1	51,94	57,40	64,76	58,19	47,21	15,32	6,37	5,50	4,92	7,10	39,22
2	25,10	48,19	39,23	45,00	90,00	7,41	2,88	1,59	1,27	3,75	16,90
3	26,57	39,23	90,00	90,00	45,00	7,84	2,47	3,26	3,59	3,75	20,91

<sup>1</sup> Arco seno da raiz quadrada da frequência relativa ( $f_j$ ) obtida na Tabela 5, com o j correspondente.

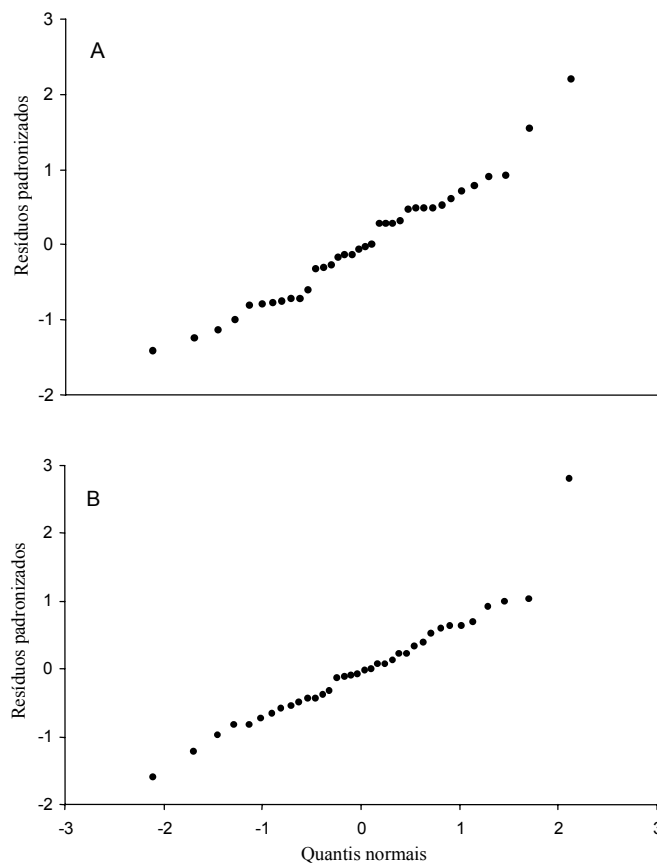
<sup>2</sup> Pesos  $k_j$  obtidos na Tabela 2 para J=5 e frequências relativas ( $f_j$ ) e estimativas de probabilidades ( $p_{j-1,5}$ ) obtidas na Tabela 5, com o j correspondente.

<sup>3</sup>  $\omega = \sum_{j=1}^5 k_j \sqrt{p_{j-1,5}} \arcsen \sqrt{f_j}$ .

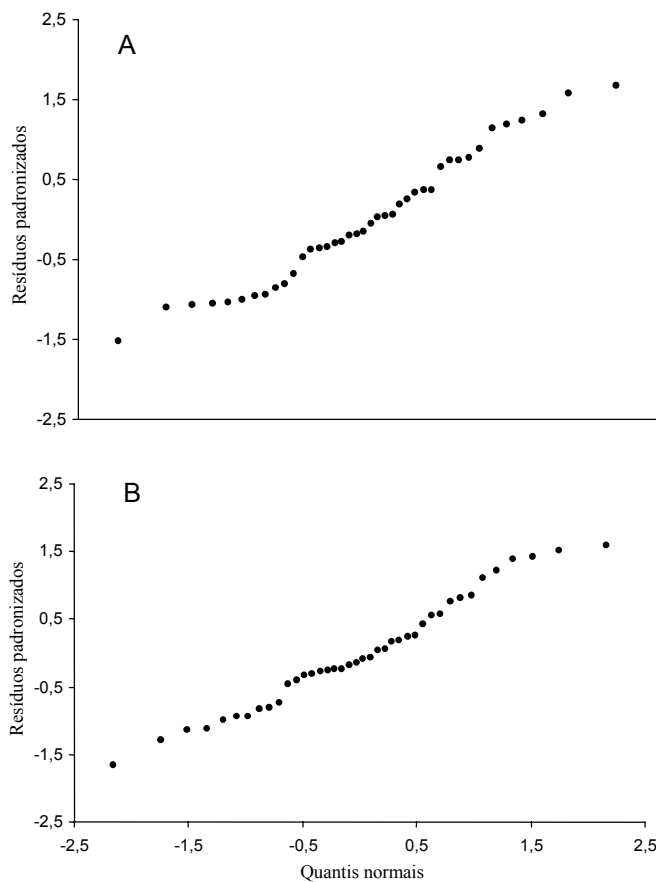


n indivíduos levará a diferentes valores percentuais da medida de infecção. Por outro lado, obedecida a mesma escala de avaliação, diferentes distribuições de n indivíduos resultam no mesmo ID. As realizações dessa variável são múltiplos de  $1/(n \times x_j)$ , no intervalo  $[0;100]$ , o que não a caracteriza como variável contínua. As duas últimas afirmativas podem ser mais facilmente observadas com os dados do ensaio 1 (Tabela 3), onde o número n de indivíduos (cachos, nesse caso) é o mesmo em todas as parcelas.

Com a determinação do método de obtenção dos pesos  $k_j$ , necessários para o cálculo de  $\omega$ , pode se obter essa medida para qualquer tamanho J+1 de escala. E como esse cálculo não envolve os valores ou notas da escala adotada,  $\omega$  pode ser aplicado a escalas qualitativas ordinais. Essa transformação angular do índice de intensidade de infecção I cumpre os requisitos de normalidade e de homogeneidade de variâncias de tratamentos, e pode ser submetida à análise de variação e procedimentos de inferência subsequentes.



**FIG. 1.** Diagrama de dispersão dos resíduos padronizados associados a  $\omega$  (A) e ao ID (B) contra quantis normais, no ensaio 1.



**FIG. 2.** Diagrama de dispersão dos resíduos padronizados associados a  $\omega$  (A) e ao ID (B) contra quantis normais, no ensaio 2.

### AGRADECIMENTOS

Ao pesquisador Francisco Mandelli, da Embrapa-CNPUV, por ceder dados de experimentos sob sua responsabilidade.

### REFERÊNCIAS

- AMARAL, E. Novo índice de intensidade de infecção. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**: Série Agronomia, Rio de Janeiro, v.4, n.2, p.1-2, 1969.
- BARTLETT, M.S. The use of transformations. **Biometrics**, v.3, p.39-52, 1947.
- COCHRAN, W.G. Analysis of variance for percentages based on unequal numbers. **Journal of the American Statistical Association**, v.38, p.287-301, 1943.

- ESKRIDGE, K.M. Statistical analysis of disease reaction data using nonparametric methods. **HortScience**, v.30, p.478-481, June 1995.
- FILLIBEN, J.J. The probability plot correlation coefficient test for normality. **Technometrics**, Washington, v.17, p.111-117, 1975.
- HUGHES, G.; MADDEN, L.V. Some methods allowing for aggregated patterns of disease incidence in the analysis of data from designed experiments. **Plant Pathology**, v.44, p.927-943, 1995.
- McKINNEY, H.H. Influence of soil, temperature and moisture on infection of wheat seedlings by *Helminthosporium sativum*. **Journal of Agricultural Research**, Washington, v.26, p.195-217, Nov. 1923.
- SAS INSTITUTE. **SAS language**: reference. version 6. Cary, 1990. 1042p.
- SEEM, R.C. Disease incidence and severity relationships. **Annual Review of Phytopathology**, Palo Alto, v.22, p.133-150, 1984.
- SILVA, J.G.C. da. Análise estatística de um novo índice de intensidade de infecção. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**: Série Agronomia, Rio de Janeiro, v.4, n.2, p.3-7, 1969.