



Acta Scientiarum. Agronomy

ISSN: 1679-9275

eduem@uem.br

Universidade Estadual de Maringá

Brasil

Gonzaga do Vale, Welington; Ferreira Garcia, Ricardo; Lima Thiebaut, José Tarcísio; do Amaral Gravina, Geraldo

Caracterização estatística de variáveis usadas para ensaiar uma semeadora-adubadora em semeadura direta e convencional

Acta Scientiarum. Agronomy, vol. 31, núm. 4, octubre-diciembre, 2009, pp. 559-567

Universidade Estadual de Maringá

Maringá, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=303026589002>

- ▶ Como citar este artigo
- ▶ Número completo
- ▶ Mais artigos
- ▶ Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe , Espanha e Portugal
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

Caracterização estatística de variáveis usadas para ensaiar uma semeadora-adubadora em semeadura direta e convencional

Wellington Gonzaga do Vale^{*}, Ricardo Ferreira Garcia, José Tarcísio Lima Thiebaut e Geraldo do Amaral Gravina

Laboratório de Engenharia Agrícola, Centro de Ciências e Tecnologias Agropecuárias, Universidade Estadual do Norte Fluminense "Darcy Ribeiro", Av. Alberto Lamego, 2000, 28013-602, Campos dos Goytacazes, Rio de Janeiro, Brasil.

*Autor para correspondência. E-mail: valewg@bol.com.br

RESUMO. O objetivo deste trabalho foi caracterizar, estatisticamente, as variáveis patinagem dos rodados, espaço percorrido por parcela, área da parcela trabalhada, capacidade de campo teórica e efetiva de uma semeadora em sistema de semeadura direta (SD) e convencional (SC), com base na verificação do ajuste de uma série de dados a uma distribuição estatística, visando indicar a melhor forma de representação e valores a serem adotados para que estas variáveis sejam utilizadas em operações de práticas agrícolas. O experimento na SC foi realizado com velocidade de $1,5 \text{ m s}^{-1}$, com 190 repetições, durante a semeadura de milho em solo classificado como Cambissolo; o experimento na SD, com $1,8 \text{ m s}^{-1}$ e 58 repetições, durante a semeadura de sorgo em solo classificado como Latossolo Vermelho-Amarelo. Concluiu-se que não foram detectados valores discrepantes e que as variáveis em estudo podem ser representadas pela função densidade de probabilidade normal (Distribuição de Gauss), podendo ser utilizados parâmetros para suas representações.

Palavras-chave: mecanização agrícola, variabilidade, número de amostras.

ABSTRACT. Statistical characterization of variables used to test a planter under direct and conventional sowing systems. The objective of this work was to statistically characterize variables such as wheels slip, theoretical and effective field capacity of a planter in direct (DS) and conventional sowing (CS) systems, based on the verification of the adjustment of a series of data to a statistical distribution, aiming for the best form of representation and values be adopted so that these variables be used in agricultural practices operations. The experiment in CS was done with a speed of 1.5 m s^{-1} with 190 repetitions, and the experiment in DS was done with 1.8 m s^{-1} and 58 repetitions. It was concluded that differing values were not detected, and the variables in study can be represented by the function density of normal probability (Gaussian distribution), and the variables can be used for its representations.

Key words: agricultural mechanization, variability, number of samples.

Introdução

No Norte Fluminense, grande parte do relevo é plana, favorecendo a utilização de máquinas em todas as etapas da produção agrícola. Com o uso intenso de máquinas na cultura da cana-de-açúcar, principal produto da região, e a ocorrência de chuvas de grande intensidade no verão, verificam-se, com frequência, problemas pertinentes à conservação do solo e da água resultando na desagregação e exposição do solo aos agentes intempéricos.

Os métodos convencionais de produção adotados inicialmente, segundo modelos europeus, caracterizavam-se pelo excessivo revolvimento do solo e, consequentemente, pela ausência de cobertura na superfície do terreno. Por esse motivo, começaram a

ser questionados pelos crescentes e graves problemas de erosão hídrica e eólica, perda da fertilidade e manutenção da umidade do solo, além, é claro, da compactação do solo (VALE et al., 2008).

O sistema de semeadura direta está cada vez mais presente na agricultura brasileira. O método visa à maior conservação do solo e redução do tráfego de máquinas, e tem como princípio a semeadura direta em solo não-revolvido.

Para o sucesso da lavoura na semeadura direta, os aspectos mais relevantes estão relacionados com o desempenho da semeadora no que se refere ao corte eficiente dos restos culturais, à abertura do sulco e colocação da semente e adubo em profundidades corretas e em contato com o solo. Hoje, porém, ainda se utiliza muito o preparo convencional, normalmente

composto por uma aração com arado de disco, seguida de duas gradagens niveladoras.

A avaliação de máquinas agrícolas é muito importante, principalmente das semeadoras, pois um dos grandes entraves para a adoção plena da semeadura direta é a dificuldade na obtenção de máquinas versáteis e resistentes, que sirvam para culturas e solos distintos, abram o sulco removendo pouca terra e palha, tenham penetração e controle de profundidade aceitáveis e cubram, adequadamente, a semente, fatores estes que garantiriam o sucesso da exploração (GASSEN; GASSEN, 1996 apud REIS et al., 2002).

A variabilidade dos parâmetros patinagem dos rodados de uma semeadora e capacidade de campo teórica e efetiva é amplamente conhecida. Encontram-se referências na literatura mostrando que os valores desses parâmetros, em uma área, podem ser muito variáveis e bastante diferenciados, mas que não podem ser considerados como discrepantes, e ocasionam grande amplitude total e elevados coeficientes de variação (CASÃO JÚNIOR et al., 2000; OLIVEIRA et al., 2000; WEBER et al., 2001 apud VALE et al., 2008; REIS et al., 2002; BRANQUINHO et al., 2004; FURLANI et al., 2004; MAHL et al., 2004; AREND et al., 2005; BALASTREIRE, 2005; FURLANI et al., 2005a; FURLANI et al., 2005b; BORTOLOTTO et al., 2006; SILVEIRA et al., 2006). Isso é um indicativo da variabilidade espacial dentro da área e sugere que o parâmetro não seja representado por uma distribuição de probabilidade simétrica.

Segundo Warrick e Nielsen (1980) e Brejda et al. (2000) citados por Mesquita et al. (2003), em uma primeira aproximação, pode-se dizer algo sobre a população conhecendo somente sua média e desvio-padrão. Grandes valores de desvio-padrão correspondem a amostras mais dispersas, e pequenos valores correspondem a amostras que têm seus valores mais próximos da média estimada, apresentando menor dispersão. Esses dois valores estatísticos, porém, nada podem informar sobre o tipo de distribuição, e uma população fica mais completamente definida pela sua distribuição de probabilidade, a qual permite determinar, além da média e da dispersão, o número de amostras a serem coletadas e a probabilidade que um dado valor assumirá dentro de limites especificados.

Uma vez que o conhecimento do parâmetro de interesse em toda a área é impossível, tem-se que a distribuição de probabilidade populacional é desconhecida e precisa ser estimada a partir da distribuição de probabilidade amostral (SILVEIRA JUNIOR et al. apud MARTIN et al., 2005). Um erro comum é ignorar a distribuição de probabilidade mais adequada para o parâmetro em estudo e adotar, a priori,

a distribuição normal, o que pode resultar, se os valores do parâmetro não seguem esta distribuição, em conclusões, ao menos, imprecisas. Mesmo com hipótese de normalidade, ressalta-se, ainda, a necessidade de confirmar ou não se o parâmetro em estudo se distribui segundo uma normal antes de fazer uso das diversas ferramentas estatísticas que pressupõem essa distribuição, conforme indicam Nielsen et al. (1973).

Para verificar se as pressuposições do modelo matemático estão sendo satisfeitas, podem-se usar os testes de Kolmogorov-Smirnov ou o teste de Lilliefors, que comprovam a normalidade da distribuição dos erros (CAMPOS, 1983 apud MARQUES et al., 2000).

Comparando o teste Kolmogorov-Smirnov com o teste de Lilliefors, verifica-se facilmente grande flexibilidade neste último, pelo fato de que a hipótese nula Ho especifica que a população é pertencente à família de distribuições normais, sem, contudo, ter a necessidade de especificar a média ou variância da distribuição.

Segundo Mesquita et al. (2003), outra alternativa para a verificação da normalidade é o uso dos coeficientes de simetria e curtose. Esse procedimento, porém, é limitado a grandes amostras, caracterizando, assim, um teste assintótico, além de não garantir resultados referentes à normalidade, pois não são realizadas comparações após o quarto momento. Uma distribuição só pode ser considerada igual à outra se todos os seus momentos forem iguais (COCHRAN, 1977).

É muito importante que a variável estudada tenha distribuição normal. Para populações grandes, com mais de 30 indivíduos, a distribuição amostral das médias é aproximadamente normal, independentemente da população (COCHRAN, 1977).

O objetivo deste trabalho foi apresentar uma análise sobre a caracterização estatística da patinagem dos rodados, capacidades de campo teórica e efetiva de uma semeadora em sistemas de semeadura direta e convencional visando indicar a melhor forma e representação destas variáveis.

Material e métodos

Dois experimentos foram realizados no período de novembro a dezembro de 2005, em áreas experimentais da Unidade Experimental da Universidade Estadual do Norte Fluminense, localizadas na Fazenda Barra Seca e na Escola Estadual Agrícola Antônio Sarlo, em Campos dos Goytacazes, Estado do Rio de Janeiro. O solo da primeira área é classificado como Cambissolo (C), plano. Na segunda área, o solo é Latossolo Vermelho-Amarelo (LVA), plano (EMBRAPA, 2006).

Na Fazenda Barra Seca, semeou-se milho em sistema de semeadura convencional (SC); na Escola Estadual Agrícola, semeou-se sorgo em sistema de semeadura direta (SD). Trabalhou-se com três linhas de semeadura de milho e de sorgo, com 0,90 m de espaçamento. No experimento em PC, foi utilizado um trator New Holland TL 100 4x2 TDA com potência máxima de 68,70 kW (93,4 cv) no motor. No experimento em PD, foi utilizado um trator Massey Ferguson MF 275 4x2 TDA com potência máxima de 55,16 kW (75 cv) no motor.

Os equipamentos utilizados no preparo do solo na SC foram grades aradora e niveladora. Para dessecar a cobertura vegetal, na SD, utilizou-se um pulverizador de barras montado.

Nas operações de semeadura, foi utilizada a semeadora-adubadora de plantio direto MAX Seed-Max PCR 2226, equipada com quatro linhas espaçadas de 0,90 m, com capacidade total de 500 kg de adubo e 40 kg por linha de sementes; durante os experimentos, mantiveram-se os depósitos completos. A semeadora possui pneu motriz tipo militar 6,50-16, disco de corte de palhada de 0,41 m de diâmetro, sulcadores do tipo discos duplos defasados para fertilizantes e sementes e rodas de controle de profundidade/compactador do tipo roda dupla cônica angulada em V.

Para realizar a caracterização estatística das variáveis patinagem dos rodados motrizes, capacidade de campo teórica e capacidade de campo efetiva da máquina, realizou-se estudo de algumas medidas de posição como média e mediana, estudo de coeficientes de assimetria e curtose, seguida pela análise de dados discrepantes, utilizando diagrama de ramos e folhas, resumo de cinco números e limites críticos para valores discrepantes (CAMPOS, 1983; LIBARDI et al., 1996; MESQUITA et al., 2003). Além disso, avaliou-se uma série de medidas de posição e dispersão a partir das amostras representativas, e verificou-se, pelo teste de Lilliefors, a aproximação normal das variáveis utilizando-se o aplicativo computacional SAEG, versão 9.0 (RIBEIRO JÚNIOR, 2001).

Os experimentos foram configurados na mesma estrutura; na SC, ocuparam uma área total de 4.063 m², e, na SD, 1.192 m²; cada parcela foi formada por distâncias percorridas pelas rodas da semeadora para completar cinco voltas, com largura de trabalho de 1,8 m e repetição de 190 e 58 vezes, respectivamente. A diferença entre o número de repetições foi ocasionada pelo tamanho da área disponível para os testes. Em cada ensaio, foram registrados os tempos gastos em cada percurso, os quais foram obtidos com um cronômetro digital.

A patinagem das rodas motrizes da semeadora foi calculada pela Equação 1. Cada dado de patinagem foi obtido deslocando a semeadora para suas rodas completarem cinco voltas.

$$S = \left(\frac{A_n - A_f}{A_n} \right) 100 \quad (1)$$

em que:

S = patinagem dos rodados motrizes da semeadora, %;

A_n = avanço com carga por número de voltas, m; e

A_f = avanço sem carga por número de voltas, m.

A condição de avanço com carga foi calculada pela relação entre a distância percorrida durante a semeadura e o número de voltas percorridas. A condição de avanço sem carga foi calculada pela relação entre a distância percorrida pela semeadora em pista asfaltada, condição considerada sem patinagem, e o número de voltas percorridas.

A capacidade de campo teórica foi determinada por meio da largura útil de trabalho da semeadora e sua velocidade de deslocamento medida no campo. A capacidade de campo teórica foi calculada pela Equação 2.

$$Ct = L v \quad (2)$$

em que:

Ct = capacidade de campo teórica, m² s⁻¹;

L = largura útil de trabalho da semeadora, m; e

v = velocidade real de deslocamento do conjunto, m s⁻¹.

A capacidade de campo efetiva foi determinada por meio da largura útil de trabalho da semeadora e sua velocidade de deslocamento medida no campo, considerando-se, segundo a ASAE (1997), uma eficiência de campo de 65%. A capacidade de campo efetiva foi calculada pela Equação 3.

$$Ce = Ct E_f \quad (3)$$

em que:

Ce = capacidade de campo efetiva, m² s⁻¹;

Ct = capacidade de campo teórica, m² s⁻¹; e

E_f = eficiência de campo, decimal.

Foi utilizado o método de amostragem simples ao acaso para determinação do número ótimo de amostras, utilizando o nível de significância de 5% e os desvios de 5 a 20% em torno da média amostral, considerando populações infinitas.

O intervalo de confiança para a média, por meio da teoria normal, foi obtido pela Equação 4, no caso da amostragem de uma população infinita, ou tirada, com reposição, de uma população finita.

$$IC_{95\%} = \hat{y} \pm t_{\frac{\alpha}{2}} \left(\frac{s}{\sqrt{n}} \right) \quad (4)$$

em que:

$IC_{95\%}$ = intervalo de confiança com 95% de probabilidade;

$T = t_{(\alpha/2)} (n-1)$ da distribuição de Student para testes de significância (bilateral a 5%);

S = estimativa do desvio padrão da amostra;

N = tamanho da amostra; e

\hat{y} = estimativa da média amostral.

Resultados e discussão

No Tabela 1, são apresentados os resultados das medidas estatísticas para as variáveis patinagem dos rodados motrizes (S), capacidade de campo teórica (Ct) e efetiva (Ce) da semeadura-adubadora.

Observa-se, inicialmente, que os valores da média e mediana são iguais ou muito próximos e, para as variáveis S, Ct e Ce na SD e na SC, são praticamente iguais. Isso é um indicativo de que os valores se encontram distribuídos simetricamente ao redor da média e da mediana e de que estas medidas podem ser consideradas como valores típicos do conjunto de observações, ou seja, os resultados observados podem ser summarizados por uma dessas medidas.

Para as variáveis Ct e Ce, nos dois sistemas de semeadura, observa-se que a amplitude de variação dos dados não é muito acentuada, quando comparada aos respectivos valores de média e mediana. Ou seja, os dados não se distanciam muito dessas medidas de

tendência central, o que reforça as hipóteses de menor dispersão entre os dados e da simetria das distribuições. Para a variável S, na SD, a amplitude total é mais elevada do que na Ct e Ce, indicando que há variação relativamente maior entre os valores observados, o que poderá influenciar a simetria dos mesmos em torno das medidas de tendência central.

Pela análise dos quartis e da amplitude interquartílica que informam quanto à porcentagem de valores observados, distribuídos na faixa de variação da amplitude total, e que não são afetados por valores extremos e/ou discrepantes, observa-se que os valores da média e da mediana se encontram próximos ao centro da amplitude interquartílica, entre o Quartil 1 e o Quartil 3; como entre estas medidas estão 50% dos valores observados, confirma-se que estes valores estão distribuídos em torno das medidas centrais.

As variáveis S, Ct e Ce apresentam desvio-padrão relativamente pequeno quando comparadas com as respectivas médias (Tabela 1), o que é reflexo de pequena dispersão dos valores com relação à média. A observação é confirmada pelos valores de coeficiente de variação, os quais podem ser considerados baixos, principalmente para as variáveis Ct e Ce, nos dois sistemas de semeadura, e para S, na SC. Mahl et al. (2004), Furlani et al. (2004), Branquinho et al. (2004), Furlani et al. (2005a), Furlani et al. (2005b) e Silveira et al. (2006) relataram coeficientes de variação entre 1,7 e 24,2% para a variável Ce, considerando os resultados obtidos em diferentes tipos de solos; a maioria deles está abaixo dos encontrados neste trabalho. Para a Ct, Silveira et al. (2006) relataram coeficiente de variação de 20,4%, enquanto que, para a variável S, não foi encontrado nenhum relato.

Tabela 1. Medidas estatísticas para as variáveis patinagem das rodas motrizes (S), capacidade de campo teórica (Ct) e capacidade de campo efetiva (Ce) da semeadura-adubadora.

Estatística / Propriedade	Semeadura Direta			Semeadura Convencional		
	S (%)	Ct ($m^2 \cdot s^{-1}$)	Ce ($m^2 \cdot s^{-1}$)	S (%)	Ct ($m^2 \cdot s^{-1}$)	Ce ($m^2 \cdot s^{-1}$)
Número de Dados Analisados	58	58	58	190	190	190
Média	7,20	3,19	2,08	10,70	2,67	1,75
Mediana = Quartil 2	7,00	3,31	2,14	10,70	2,67	1,72
Valor Mínimo	3,60	2,83	1,86	6,90	2,31	1,50
Valor Máximo	10,8	1,26	0,82	14,30	1,13	0,73
Amplitude Total	7,20	0,67	0,42	7,40	0,83	0,53
Quartil 1	5,50	2,94	1,92	9,80	2,61	1,69
Quartil 3	8,50	3,39	2,19	11,70	2,69	1,75
Amplitude Interquartílica	3,00	0,44	0,28	1,90	0,08	0,06
Intervalo de Confiança Inferior*	6,70	3,13	2,04	10,50	2,66	1,72
Intervalo de Confiança Superior*	7,70	3,25	2,12	10,90	2,70	1,76
Variância	3,3829	0,009	0,003	2,071	0,029	0,012
Desvio-padrão	1,827	0,233	0,151	1,439	0,171	0,111
Coeficiente de Variação (%)	25,37	7,28	7,28	13,42	6,38	6,38
Distorção	0,074715	-0,266625	-0,266625	-0,008445	0,540483	0,540483
Curtose	-0,859145	-1,67413	-1,67413	-0,007128	0,608112	0,608112

* $\alpha = 5\%$ de probabilidade.

Segundo Gomes e Garcia (2002), para experimentos de campo agronômicos, $CV < 10\%$ são considerados baixos.

O coeficiente de variação (CV) tem a vantagem de permitir a comparação da dispersão entre variáveis, pois independe das unidades de medidas envolvidas (WARRICK; NIELSEN, 1980).

No presente estudo, pode-se observar que as variáveis Ct e Ce , na SC, com coeficientes de variação igual a 6,38%, têm menores variações que as demais variáveis estudadas. As variáveis Ct e Ce , na SD, possuem coeficiente de variação igual a 7,28%. A variável S , na SC e SD, apresentou coeficientes de variação igual a 13,42 e 25,37%, respectivamente. As variáveis do presente estudo podem ser classificadas, segundo Warrick e Nielsen (1980), como de baixa e média variação, uma vez que estes autores estabeleceram um intervalo em que classificaram como de baixa variação – $CV < 12\%$; de média variação – $12\% \leq CV \leq 52\%$; e de alta variação – $CV > 52\%$.

A importância dessa constatação, do ponto de vista de amostragem, é que a utilização de um mesmo número de amostras para caracterização conjunta desses parâmetros levaria a diferenças na sensibilidade das estimativas. Um coeficiente de variação alto significa que maiores números de amostras devem ser analisados, caso se queira que os parâmetros sejam avaliados com o mesmo grau de sensibilidade. Isto é, o coeficiente de variação é um indicativo da variabilidade relativa das propriedades e, no presente caso, as variáveis Ct e Ce , na SC, podem ser comparadas quando provenientes de um menor número de amostras. O mesmo foi observado na SD. A variável S , na SC, requer um número maior de dados, e na SD, um número maior ainda de amostras para manter a mesma confiabilidade e permitir comparações.

A literatura evidencia que a patinagem depende de várias propriedades, como densidade do solo, índice de cone, umidade do solo, tipo de solo, tipo de rodado, peso da máquina e outras; no entanto, possui variabilidades e distribuições distintas, o que, por si só, realça uma questão frequentemente esquecida: trabalhar com igual número de amostras para, por exemplo, comparação entre médias de tratamentos, quando as propriedades são tão distintas em seus comportamentos estatísticos, embora altamente dependentes Mesquita et al. (2003).

Quanto à simetria da distribuição dos valores observados, verifica-se, pelo valor da distorção, que a variável S , tanto na SD quanto na SC, apresenta simetria admissível. As variáveis Ce e Ct , na SD,

apresentam assimetria moderada à esquerda; no entanto, como a média é praticamente igual à mediana, esta assimetria pode ser considerada moderada. As variáveis Ce e Ct , na SC, apresentam assimetria moderada à direita, porém valores médios praticamente iguais aos medianos, o que também permite concluir que a assimetria é moderada, segundo a classificação dada por Góes (1980 apud Mesquita et al., 2003).

Pelos coeficientes de curtose (Tabela 1), tem-se que as variáveis S , Ct e Ce , na SD, e as variáveis S , Ct e Ce , na SC, podem ser consideradas platicúrticos; verifica-se, porém, que são diferentes se comparados com o coeficiente de curtose da distribuição mesocúrtica. Estas diferenças, quando não são elevadas, podem permitir classificar as distribuições como aproximadamente normal, desde que verificadas as demais condições.

As medidas estatísticas até agora discutidas foram calculadas considerando-se o conjunto completo de dados, portanto podem ter sido influenciadas pela presença de valores extremos, ou seja, valores muito acima ou muito abaixo da maioria observada, isto é, valores discrepantes. A presença desses valores pode afetar a qualidade das medidas estatísticas como avaliadoras da variabilidade, e é, então, necessário o estudo dos dados que permita defini-los como discrepantes ou não.

Pelo diagrama de ramos e folhas, resumo dos cinco números e análise de limites críticos para dados discrepantes, determinados conforme Libardi et al. (1996) e Mesquita et al. (2003), apresentados nas Figuras 1a, b, c, d e e, para a SD, e nas Figuras 1f, g, h, 2 e j, para a SC, observa-se que não foram detectados valores discrepantes para as variáveis espaço percorrido, área da parcela, S , Ct e Ce na SD. Já na SC, observa-se que, como candidato a discrepante para a variável S , tem-se o valor 6,9%, que se situa abaixo do limite crítico inferior (l_i); para a variável Ct , encontram-se 23 valores abaixo do limite crítico inferior e 29 acima do limite crítico superior (l_s); para a variável Ce , encontram-se 23 valores abaixo do limite crítico inferior e 29 acima do limite superior.

De modo geral, os possíveis candidatos a discrepantes de um conjunto de dados são aceitos como tal quando diferem muito dos demais dados em sua vizinhança, representando valores com significado de desempenho muito diferente dos demais resultados vizinhos e dos relatados na literatura, o que permite concluir que esses valores não sejam considerados como discrepantes.

a. Espaço Percorrido (m) na SD									
Altura	Ramo	Folhas							
2	11,0	0	5						
7	11,1	0	0	0	5	5	5	5	
7	11,2	0	0	0	0	0	0	5	
8	11,3	0	0	0	0	5	5	5	7
(9)	11,4	0	0	0	0	0	0	3	5
10	11,5	0	0	0	0	0	0	4	5
4	11,6	0	0	5	5				5
7	11,7	0	0	0	0	0	2	5	
4	11,8	0	5	5	8				

Limites críticos para discrepantes: $l_i = FI - 1,5 \text{ dF} = 10,60$ e $l_s = FS + 1,5 \text{ dF} = 12,20$
candidatos a discrepantes: não há

f_Espaco Percorrido (m) na SC		
Altura	Ramo	Folhas
1	11,3	8
5	11,4	0 3 7 8 8
4	11,5	3 3 5 6
24	11,6	0 2 2 2 3 4 4 5 5 5 5 6 6 6 6 7 8 9 9 9 9 9 9 9 9
31	11,7	0 0 0 0 1 1 2 2 3 3 3 4 5 5 5 5 6 6 6 6 6 7 7 8 8 8 8
(34)	11,8	0 0 0 0 0 0 0 2 2 2 2 3 3 3 3 5 5 5 6 6 6 7 7 8 8 8 8 8 8
41	11,9	0 0 0 0 0 0 1 1 2 2 2 2 2 3 3 3 3 3 3 4 4 5 5 6 6 7 7 7 7 7 7 8
		9 9 9
23	12,0	0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 1 2 2 4 5 5 5 5 6 6 7
15	12,1	0 0 0 0 0 3 4 4 5 5 6 7 7 9
8	12,2	0 0 0 1 6 7 8
4	12,3	0 3 5 7

Limites críticos para discrepantes: $l_i = FI - 1,5 dF = 11,38$ e $l_s = FS + 1,5 dF = 12,38$

b. Área da Parcela (m ²) na SD		
Altura	Ramo	Folhas
2	19,8	0 9
3	19,9	8 8 8
4	20,0	7 7 7 7
6	20,1	6 6 6 6 6 6
1	20,2	5
4	20,3	4 4 4 4
4	20,4	3 3 3 7
(7)	20,5	2 2 2 2 2 2 7
2	20,6	1 1
10	20,7	0 0 0 0 0 0 7 9 9 9
2	20,8	8 8
2	20,9	7 7
5	21,0	6 6 6 6 6
2	21,1	0 5
1	21,2	4
3	21,3	3 3 8

n 58	Md = 20,52
M 30	FI 20,16
F 15	LI 19,80
	FS 20,88
	LS 21,38
	dF 0,72

Limites críticos para discrepantes: $l_i = F_l - 1,5 \cdot dF = 17,92$ e $l_s = F_s + 1,5 \cdot dF = 22,46$
 candidatos a discrepantes: não há

Área da Parcela (m ²) na SC		
Altura	Ramo	Folhas
1	20,4	8
2	20,5	2 7
3	20,6	5 6 6
3	20,7	5 5 9
2	20,8	1 8
14	20,9	2 2 2 3 5 5 7 7 7 9 9 9 9
15	21,0	1 2 4 4 4 4 4 4 4 6 6 6 6 8 8
20	21,1	0 0 1 1 1 3 5 5 5 5 7 7 7 7 9 9 9
22	21,2	0 0 0 0 2 4 4 4 4 4 4 4 8 8 8 8 9 9 9 9
(17)	21,3	3 3 3 3 5 5 5 5 7 7 8 8 8 8 8 8
24	21,4	2 2 2 2 2 2 2 4 4 6 6 6 6 6 7 7 7 7 7 9 9
17	21,5	1 1 3 3 3 5 5 5 5 5 5 6 8 8 8
20	21,6	0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 2 4 4 7 9 9 9 9
9	21,7	1 1 3 8 8 8 8 8 8
6	21,8	3 5 5 7 7 9
8	21,9	1 1 4 6 6 6 6 8
2	22,0	7 9
3	22,1	0 4 9
2	22,2	3 7

Limites críticos para discrepantes: $l_i = FI - 1,5 \text{ dF} = 20,48$ e $l_s = FS + 1,5 \text{ dF} = 22,28$

c. Patinagem dos Rodados da Semeadora (%) na SD									
Altura	Ramo	Folhas							
1	3,	6							
8	4,	1	5	5	9	9	9	9	
7	5,	4	4	4	4	4	4	8	
8	6,	2	2	2	2	6	6	6	7
(15)	7,	0	0	0	0	0	2	4	4
		8	8	8	8				8
6	8,	2	2	2	2	6	6		
9	9,	0	0	4	4	4	4	4	6
4	10,	2	6	6	8				8

n 58	Md = 7,0		
M 30	M 15,4	FS 8,6	dF 3,2
F 15	I 13,6	I S 10,8	

Limites críticos para discrepantes: $l_i = FI - 1,5 dF = 0,6$ e $l_s = FS + 1,5 dF = 13,4$.
 candidatos a discrepantes: não há

Límites críticos para discrepantes: $l_i = F_i - 1,5 \text{ dF} = 7,0$ e $l_s = F_s + 1,5 \text{ dF} = 15,0$
 candidatos a discrepantes: 6,9

d. Capacidade do Campo Teórica ($m^2 s^{-1}$) na SD									
Altura	Ramo	Folhas							
6	2,8	5	5	5	8	8			
14	2,9	0	1	1	2	3	3	3	4
			8	8	9				6
4	3,0	0	2	3	3				
1	3,1	9							
3	3,2	5	7	9					
(15)	3,3	1	1	3	3	4	4	4	5
		7	7	8	9	9			7
13	3,4	0	0	0	2	2	2	3	4
		7	7	9					6
2	3,5	0	1						7

n 58	Md = 3,31
M 30	
E 15	

FI 2,94	FS 3,40	dF 0,46
E 15	I 10,54	L 10,54

Limites críticos para discrepantes: $l_i = FI - 1,5 dF = 2,25$ e $l_s = FS + 1,5 dF = 4,09$
candidatos a discrepantes: não há

Límites críticos para discrepantes: $l_i = FI - 1,5 dF = 2,49$ e $ls = FS + 1,5 dF = 2,85$
 candidatos a discrepantes: 2,30; 2,34; 2,35; 2,36; 2,37; 2,38; 2,39; 2,40; 2,41; 2,42; 2,43;

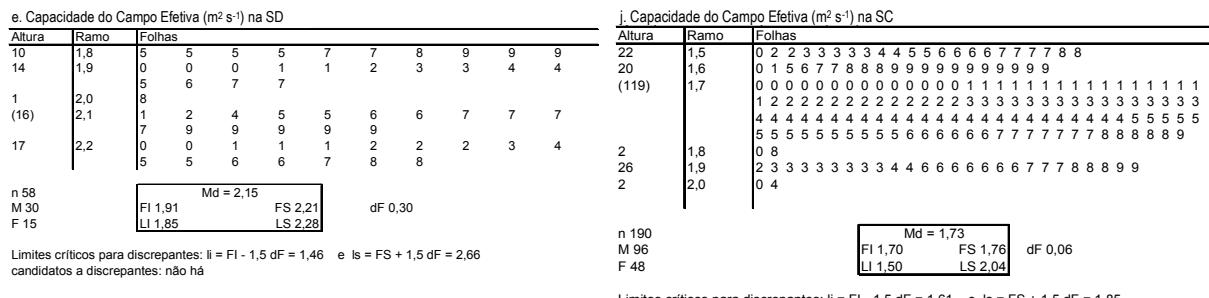


Figura 1. Diagrama de ramos e folhas, resumo de cinco números e limites críticos para valores discrepantes para a variável patinagem das rodas motrizes da semeadora-adubadora (S), em que: n = número de dados analisados; M = posição da mediana; F = posição dos quartis; Md = mediana; FI = Quartil 1; FS = Quartil 3; LI = valor mínimo; LS = valor máximo; dF = dispersão dos quartis; li = limite crítico inferior; ls = limite crítico superior.

O teste de Lilliefors (Tabelas 2 e 3) confirma que as variáveis patinagem dos rodados, espaço percorrido por parcela e área da parcela trabalhada não apresentam diferenças significativas ao serem testadas em relação à distribuição normal. Já as variáveis capacidade de campo teórica, capacidade de campo efetiva e velocidade de deslocamento apresentaram diferenças significativas ao serem testadas em relação à distribuição normal. Isso ocorreu porque a velocidade não foi aleatória. As diferenças entre os valores observados e os esperados, para essas variáveis, são estatisticamente significativas, e a probabilidade de os valores se ajustarem ($p < 0,01^{**}$ e $p < 0,05^*$) é menor que 1 e 5%.

Essas diferenças foram de 31,7 e 37,2% superiores, nos níveis de 1 e 5% de probabilidade de os valores se ajustarem, respectivamente, na SC, e de 63,7 e 74,1% superiores, nos níveis de 1 e 5% de probabilidade de os valores se ajustarem, respectivamente, na SD. Isso significa que os dados não seguem os pressupostos exigidos pela distribuição normal, não possuem as características necessárias para serem considerados como normalmente distribuídos.

Tabela 2. Resultado do teste de Lilliefors para o ajuste das variáveis patinagem dos rodados motrizes da semeadora-adubadora (%), capacidade de campo teórica ($m^2 s^{-1}$), capacidade de campo efetiva ($m^2 s^{-1}$), espaço percorrido por parcela (m), área da parcela trabalhada (m^2) e velocidade de deslocamento ($m s^{-1}$), para a função densidade de probabilidade normal, na semeadura convencional (SC).

Variáveis (SC)	Valor Calculado	Valor ($p = 0,05$)	Valor ($p = 0,01$)
Patinagem dos rodados motrizes	0,0548**	0,064	0,075
Espaço percorrido por parcela	0,0586**	0,064	0,075
Área da parcela trabalhada	0,0583**	0,064	0,075
Capacidade de campo teórica	0,2018**	0,064	0,075
Capacidade de campo efetiva	0,2018**	0,064	0,075
Velocidade de deslocamento	0,2018**	0,064	0,075

O valor da diferença máxima permitida para 190 dados é de 0,075 em nível de significância de 1% e 0,064 em nível de significância de 5%; **altamente significativo; *não-significativo.

Tabela 3. Resultado do teste de Lilliefors para o ajuste das variáveis patinagem dos rodados motrizes da semeadora-adubadora (%), capacidade de campo teórica ($m^2 s^{-1}$), capacidade de campo efetiva ($m^2 s^{-1}$), espaço percorrido por parcela (m), área da parcela trabalhada (m^2) e velocidade de deslocamento ($m s^{-1}$), para a função densidade de probabilidade normal, na semeadura direta (SD).

Variáveis (SD)	Valor Calculado	Valor ($p = 0,05$)	Valor ($p = 0,01$)
Patinagem dos rodados motrizes	0,1026**	0,116	0,135
Espaço percorrido por parcela	0,1020**	0,116	0,135
Área da parcela trabalhada	0,1019**	0,116	0,135
Capacidade de campo teórica	0,1821**	0,116	0,135
Capacidade de campo efetiva	0,1821**	0,116	0,135
Velocidade de deslocamento	0,1821**	0,116	0,135

O valor da diferença máxima permitida para 58 dados é de 0,135 em nível de significância de 1% e 0,116 em nível de significância de 5%; **altamente significativo; *não-significativo.

As variáveis patinagem, espaço percorrido por parcela e área da parcela trabalhada ficam, então, perfeitamente definidas pela função densidade de probabilidade normal e podem ser resumidas por seus parâmetros estatísticos; ou seja, os valores apresentados na Tabela 1 podem ser considerados representativos desses parâmetros para as áreas em estudo, e as decisões para operação de SD e/ou SC podem ser tomadas a partir desses valores. Inclusive, os intervalos de confiança, com incerteza de 5%, observados na Tabela 1, podem ser adotados para as médias dos parâmetros, desde que eles tenham sido calculados considerando-se a função densidade de probabilidade normal.

As variáveis capacidade de campo teórica, capacidade de campo efetiva e velocidade de deslocamento, de maneira oposta, apresentaram não-normalidade, o que adverte sobre a importância de avaliar a confirmação, ou não, desta hipótese, para verificar a possibilidade de uso correto das análises estatísticas. Análises estatísticas comumente utilizadas para verificação de diferenças entre tratamentos, tais como análises de variância, regressões, testes de hipóteses, exigem que as

variáveis tenham distribuição normal, portanto devem ser utilizadas somente se esta exigência for cumprida; caso contrário, conclusões estatísticas podem ser assumidas erroneamente. Além disso, trabalhar com o mesmo número de amostras para estudo de diferentes parâmetros de avaliação de uma semeadora-adubadora (máquinas agrícolas) para tirar conclusões sobre essas variáveis, desconsiderando as características das diferentes distribuições de probabilidades subjacentes, pode levar à aceitação de cálculos e valores estatísticos não-indicadores das relações entre as variáveis.

Como essas variáveis não possuem distribuição normal, o uso de valores, tais como a média aritmética e/ou a mediana, considerando os dados normalmente distribuídos, pode, portanto, trazer erros na estimativa das velocidades de deslocamento, da capacidade de campo e desempenho da semeadora-adubadora nas operações de campo. A distribuição mais ajustada aos dados é requerida para determinar os parâmetros estatísticos representativos e que poderão ser considerados como sumários para estes parâmetros.

Conclusão

As variáveis patinagem dos rodados motrizes da semeadora-adubadora, espaço percorrido por parcela e área da parcela trabalhada podem ser descritas pela função densidade de probabilidade normal e podem ser representados por seus parâmetros estatísticos.

As variáveis capacidade de campo teórica, capacidade de campo efetiva e velocidade de deslocamento não podem ser descritas pela função densidade de probabilidade normal, portanto, seus parâmetros estatísticos não as representam.

Referências

- ASAE-American Society of Agricultural Engineers. Terminology and definitions for agricultural tillage implements. In: **ASAE standards 1997:** standards engineering practices data. St. Joseph, 1997. p. 254-75.
- ARENDE, L.; FORCELLINI, F. A.; WEISS, A. Desenvolvimento e testes de uma semeadora-adubadora modular para pequenas propriedades. **Engenharia Agrícola**, v. 25, n. 3, p. 801-808, 2005.
- BALASTREIRE, L. A. **Máquinas agrícolas**. São Paulo: Manole, 2005.
- BORTOLOTTO, V. C.; NETO, R. P.; BORTOLOTTO, M. C. Demanda energética de uma semeadora-adubadora para soja sob diferentes velocidades de deslocamento e coberturas do solo. **Engenharia Agrícola**, v. 26, n. 1, p. 122-130, 2006.
- BRANQUINHO, K. B.; FURLANI, C. E. A.; LOPES, A.; SILVA, R. P.; GROTTA, D. C. C.; BORSATTO, E. A. Desempenho de uma semeadora-adubadora direta, em função da velocidade de deslocamento e do tipo de manejo da biomassa da cultura de cobertura do solo. **Engenharia Agrícola**, v. 24, n. 2, p. 374-380, 2004.
- CAMPOS, H. **Estatística experimental não paramétrica**. Piracicaba: Esalq, 1983.
- CASÃO JÚNIOR, R.; ARAÚJO, A. G.; RALISH, R. Desempenho da semeadora-adubadora Magnum 2850 em plantio direto no basalto paranaense. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 35, n. 3, p. 523-532, 2000.
- COCHRAN, W. G. **Sampling techniques**. New York: John Wiley e Sons, 1977.
- EMBRAPA-Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. 2. ed. Brasília: Embrapa-CNPS, 2006.
- FURLANI, C. E. A.; GAMERO, C. A.; LEVIEN, R.; LOPES, A.; SILVA, R. P. Desempenho operacional de uma semeadora-adubadora de precisão, em função do preparo do solo e do manejo da cobertura de inverno. **Engenharia Agrícola**, v. 24, n. 2, p. 388-395, 2004.
- FURLANI, C. E. A.; LOPES, A.; SILVA, R. P. Avaliação de semeadora-adubadora de precisão trabalhando em três sistemas de preparo do solo. **Engenharia Agrícola**, v. 25, n. 2, p. 458-464, 2005a.
- FURLANI, C. E. A.; LOPES, A.; SILVA, R. P.; REIS, G. N. Exigências de uma semeadora-adubadora de precisão variando a velocidade e a condição da superfície do solo. **Ciência Rural**, v. 35, n. 4, p. 920-923, 2005b.
- GOMES, F. P.; GARCIA, H. G. **Estatística aplicada a experimentos agronômicos e florestais**: exposição com exemplos e orientações para uso de aplicativos. Piracicaba: Fealq, 2002.
- LIBARDI, P. L. MANFRON, P. A.; MORAES, S. O.; TUON, R. L. Variabilidade da umidade gravimétrica de um solo hidromórfico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 20, n. 3, p. 1-12, 1996.
- MAHL, D.; GAMERO, C. A.; BENEZ, S. H.; FURLANI, C. E. A.; SILVA, A. R. B. Demanda energética e eficiência da distribuição de sementes de milho sob variação de velocidade e condição de solo. **Engenharia Agrícola**, v. 24, n. 1, p. 150-157, 2004.
- MARQUES, D. G.; STORCK, L.; LOPES, S. J.; MARTIN, T. N. Qualidade dos ensaios de competição de cultivares de milho no Estado do Rio Grande do Sul. **Ciência Rural**, v. 30, n. 3, p. 381-385, 2000.
- MARTIN, T. N.; STORCK, L.; LÚCIO, A. D. C.; LORENTZ, L. H. Plano amostral em parcelas de milho para avaliação de atributos de espigas. **Ciência Rural**, v. 35, n. 6, p. 1257-1262, 2005.
- MESQUITA, M. G. B. F.; MORAES, O.; CORRENTE, J. E. Caracterização estatística de variáveis físicas do solo. **Acta Scientiarum. Agronomy**, v. 25, n. 1, p. 35-44, 2003.
- NIELSEN, D. R.; BIGGAR, J. W.; ERH, K. T. Spatial variability of field-measured soil-water properties. **Hilgardia**, v. 42, n. 7, p. 215-259, 1973.

- OLIVEIRA, M. L.; VIEIRA, L. B.; MANTOVANI, E. C.; SOUZA, C. M.; DIAS, G. P. Desempenho de uma semeadora-adubadora para plantio direto, em dois solos com diferentes tipos de cobertura vegetal. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 35, n. 7, p. 1455-1463, 2000.
- REIS, E. F.; VIEIRA, L. B.; SOUZA, C. M.; SCHAEFER, C. E. G. R.; FERNANDES, H. C. Avaliação do desempenho de duas semeadoras-adubadoras de plantio direto em diferentes teores de água em um solo argiloso. **Engenharia Agrícola**, v. 10, n. 1-4, p. 61-68, 2002.
- RIBEIRO JÚNIOR, J. I. **Análises estatísticas no SAEG**. Viçosa: Folha de Viçosa, 2001.
- SILVEIRA, G. M.; YANAI, K.; KURACHI, S. A. H. Determinação da eficiência de campo de conjuntos de máquinas convencionais de preparo do solo, semeadura e cultivo. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 10, n. 1, p. 220-224, 2006.
- VALE, W. G.; GARCIA, R. F.; THIEBAUT, J. T. L.; AMIM, R. T.; TOURINO, M. C. C. Desempenho e dimensionamento amostral para avaliação de uma semeadora-adubadora em plantio direto e convencional. **Acta Scientiarum. Agronomy**, v. 30, n. 4, p. 441-448, 2008.
- WARRICK, A. W.; NIELSEN, D. R. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: HILLEL, D. (Ed.) **Applications of soil physics**. New York: Academic Press, 1980.

Received on May 13, 2007.

Accepted on February 27, 2008.

License information: This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.