

Avaliação da distribuição de sementes por uma semeadora de anel interno rotativo utilizando média móvel exponencial¹

Proposal of using exponentially weighted moving average for studies about longitudinal distribution of seeds

Daniel Albiero^{2*}, Antonio José da Silva Maciel³, Marcos Milan⁴, Leonardo de Almeida Monteiro² e Renildo Luiz Mion²

Resumo - Conceitos de qualidade cada vez mais se tornam essenciais para a sobrevivência da empresa agrícola, pois a importância do aprimoramento das operações agrícolas se faz necessária para a obtenção de resultados viáveis economicamente, ambientalmente e socialmente. Uma das dimensões da qualidade é conseguir de conformidade, ou seja, a garantia de execução exata do que foi planejado para atender aos requisitos dos clientes em relação a um determinado produto ou serviço. Os objetivos deste trabalho são avaliar a distribuição longitudinal entre sementes de uma semeadora de anel interno rotativo, e propor a utilização da metodologia estatística da Média Móvel Exponencialmente Ponderada (MMEP) como alternativa para o controle de qualidade da semeadura, quando não há normalidade da distribuição dos dados. Os resultados demonstraram que a MMEP é adequada para a avaliação da qualidade da distribuição longitudinal de sementes, pois concordou com os dados apresentados na estatística descritiva, o que lhe credencia para avaliação de distribuições não normais.

Palavras-chave - Uniformidade de distribuição. Controle de Qualidade. Média móvel.

Abstract - Quality concepts are essentials for survivor of agricultural companies, therefore, the importance of improvement of agricultural process is necessary for to get results economically, environmentally and socially viables. One quality dimension is to get a compliance quality, ie, ensure the exact execution than was planned. The subject of this paper is evaluable at longitudinal distribution between seed of a internal ring seeder. The subject of this paper is to evaluate at longitudinal distribution between seed distributed for a internal ring seeder and to propose the use of statistical methodology exponentially weighted moving average (MMEP) like alternative for the quality control of seeders, when there is not normality in data. The results showed that the MMEP is adequate for quality evaluation of longitudinal distribution between seeds, as agreed with the data of descriptive statistic.

Key words - Distribution uniformity. Normality. Moving average.

* Autor para correspondência

¹Recebido para publicação em 18/11/2010; aprovado em 04/07/2011

Parte da Tese de Doutorado do primeiro autor, apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Engenharia Agrícola, FEAGRI/UNICAMP

²Departamento de Engenharia Agrícola/DENA-UFC, Bloco 804, Campus do Pici, Fortaleza-CE, Brasil, 60.455-760, dalbiero@ufc.br, aiveca@ufc.br, rmion@ufc.br

³Faculdade de Engenharia Agrícola/FEAGRI-UNICAMP, Cidade Universitária Zeferino Vaz, Campinas-SP, Brasil, 13.083-875, amaciel@feagri.unicamp.br

⁴Departamento de Engenharia de Biosistemas/ESALQ-USP, Avenida Pádua Dias, 11, Piracicaba-SP, Brasil, 13.418-900, macmilan@esalq.usp.br

Introdução

Estudos com a aplicação de conceitos e técnicas de qualidade na área agrícola ainda existem em pequena escala, no entanto a sobrevivência da empresa agrícola está ligada à implantação de novas técnicas administrativas baseadas na gestão de qualidade (MILAN; FERNANDES, 2002). Helman e Andery (1995) afirmam que o maior interesse do cliente é que o produto não falhe. Neste contexto Campos et al. (2008) afirmam que é de fundamental importância o aprimoramento de operações agrícolas devido a sua influência direta sobre a germinação, desenvolvimento e produtividade das plantas.

Milan e Fernandes (2002) garante que quantificar todos os fatores que influem nas operações agrícolas é uma tarefa complexa, portanto é necessário concentrar esforços nos fatores que trarão resultados esperados com melhor eficiência e eficácia, assim a utilização de ferramentas de qualidade é essencial para garantir a avaliação do desempenho adequado de um processo em função de fatores críticos, principalmente em relação à variabilidade.

Segundo Montgomery (2004) e Kotz e Johnson (1993) se a distribuição dos valores dos dados não é normal, então, as afirmações sobre falhas esperadas do processo atribuídas a um valor particular de índices de capacidade de processo tais como a Capacidade do Processo (C_p) ou a Capacidade Efetiva do Processo (C_{pk}), descritos por Pearn e Liao (2005), podem não ser verdadeiras, o que é particularmente grave, pois Wu et al. (2009) definem estes índices como um valor numérico da capacidade de um processo se encontrar dentro de uma tolerância definida. Assim o intervalo de confiança do índice fica comprometido (ZIMMER et al., 2001).

Uma abordagem para índices de capacidade de processos não normais é apresentada por Luceño (1996) que afirma que o valor de C_p não é uma variável aleatória e pode ser substituído por um estimador: o desvio padrão de uma amostra (LUCENÑO, 2000), quando a população tem uma distribuição normal (KHAN et al., 2007). Quando não é normal Luceño (1996) sugere um novo índice de capacidade de processo que é insensível a afastamentos da distribuição normal, o Índice de Capacidade de Confiança (C_{pc}). Neste novo índice o estimador não é o desvio padrão amostral, mas sim a esperança da amostra em relação à média e os limites de controle, assim os intervalos de confiança são independentes do afastamento da hipótese de normalidade.

Lucas e Saccucci (1990) afirmam que se a característica de qualidade não apresenta distribuição normal, o gráfico de controle usual não é preciso sendo necessária a utilização do gráfico de controle da média móvel exponencialmente ponderada, que é robusta em

relação à não-normalidade quase sendo um teste não-paramétrico (REYNOLDS; STOUMBOS, 2001).

A Média Móvel Exponencialmente Ponderada (MMEP) é muito eficaz contra mudanças no processo de pouca amplitude (TSENG et al., 2002), no entanto não é muito sensível a mudanças de grande amplitude conforme Montgomery (2004) e Reynolds e Stoumbos (2002). A combinação dos gráficos de controle convencionais com os MMEP para identificar tanto mudanças de grande amplitude no comportamento da amostra como de pequena amplitude é a solução ideal (SHEU; LIN, 2003; SHEU et al., 2009).

Este trabalho tem o objetivo de avaliar a distribuição longitudinal entre sementes da semeadora de anel interno rotativo para sistemas a tração animal (CHANG, 1998), propondo a utilização da metodologia estatística da MMEP como alternativa para o controle de qualidade da semeadura, quando não há normalidade da distribuição dos dados (FAN; CHANG, 2010).

Material e métodos

Na Figura 1(a) tem-se o desenho conceitual da unidade semeadora de anel interno rotativo (CHANG; FERRAZ, 1998). A regulagem de dosagem é feita com a troca do anel de sementes.

A metodologia utilizada para a avaliação dos mecanismos de semeadura foi descrita por Kurachi et al. (1989) e constituiu-se no estudo de dois tiros de semeadura com aproximadamente 250 espaçamentos, onde foram coletados: os espaçamentos entre sementes, sementes quebradas, espaçamentos duplos e espaçamentos falhos. A velocidade de deslocamento adotada neste trabalho foi de $0,25 \text{ m s}^{-1}$ ($0,9 \text{ km m}^{-1}$) para simular uma semeadura utilizando equipamento a tração animal, a posição do mecanismo foi: nivelado longitudinalmente e transversalmente. Em cada tiro de amostragem havia uma área de estabilização de distribuição de 3 metros no início do tiro. Foram contabilizadas as revoluções da roda motora da semeadora e o tempo para completar o circuito. O mecanismo dosador de anel interno rotativo foi montado no protótipo da semeadora multifuncional conservacionista Novo Dragão (ALBIERO; MACIEL, 2010), Figura 1(b), a máquina fez os tiros de semeadura sobre uma esteira formada por areia solta em pista de testes, os elementos ativos de preparo do sulco e de cobrimento da semente foram retirados, assim após a liberação das sementes pelo mecanismo as mesmas seguiam pelo tubo de condução de sementes e eram depositadas superficialmente sobre o leito de areia solta evitando que as sementes pulassem ou se distanciassem do local de queda.

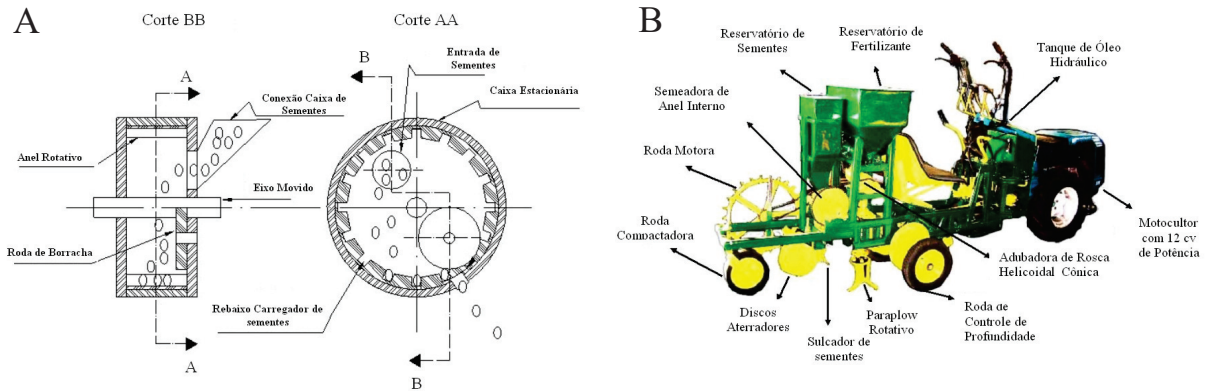


Figura 1 - (a) Esquema da construção geral da unidade dosadora e seus componentes (CHANG, 1998); (b) Protótipo da semeadora multifuncional conservacionista Novo Dragão

A distribuição longitudinal foi avaliada medindo-se o espaçamento entre as sementes depositadas na esteira de areia em função dos seguintes critérios, definidos por Coelho (1996): 1-Espaçamento duplo: espaço entre sementes menor que metade do espaçamento referência (X_{ref}); 2-Espaçamento falho: espaço entre sementes 50% maior do que o espaçamento referência (X_{ref}); 3- Sementes quebradas: todas as sementes que possuíam qualquer dano sobre sua superfície (arranhões, embriões danificados, dicotiledões separados, ou alargados, etc), para este item foram feitas avaliações anteriores ao teste de campo, para garantir que as sementes estavam em boas condições antes de serem semeadas.

Para se encontrar o deslizamento da roda motora da semeadora seguiu-se a metodologia descrita por Gamero e Lanças (1996). Era contado o número de voltas que a roda motora da semeadora realizava com carga (semeando) e o número de voltas da roda motora sem carga, sendo o cálculo realizado pela seguinte equação:

$$P_t = \frac{(nc - ns)}{nc} \cdot 100 \quad (1)$$

Onde: P_t é o índice de patinagem da máquina (%); nc é o número de voltas da roda motora com carga; ns é o número de voltas da roda motora sem carga;

Neste trabalho os dados foram tratados e avaliados pela estatística descritiva clássica (média aritmética, desvio padrão, coeficiente de variação, amplitude, máximo, mínimo, simetria, curtose). Como testes de normalidade para as distribuições de medidas nas variáveis dos tratamentos foram considerados na seguinte ordem crescente de sensibilidade: 1- histogramas de frequência; 2- testes de Curtose e Simetria; 3- gráficos de probabilidade normal; e 4- teste de Anderson-Darling.

Nos gráficos de probabilidade normal se os pontos da distribuição estiverem fora da reta, conclui-se pela suposição de não normalidade, segundo Snedecor e Cochran (1989).

Na propriedade de simetria valores negativos representam concentração de valores a montante da média e positivos a jusante. Já na propriedade da curtose de uma distribuição normal, valores positivos representam distribuições concentradas em torno da média, enquanto valores negativos representam distribuições achatadas em relação à média. De forma geral coeficientes de simetria e curtose com valores maiores que 2 e menores que -2, representam grande desvio da distribuição normal, portanto deve-se desconsiderar a hipótese de normalidade (MONTGOMERY, 2004).

Uma medida refinada e acurada para detectar desvios da distribuição normal é a estatística Anderson-Darling. Snedecor e Cochran (1989) define-a como:

$$AD^2 = -n - n^{-1} \cdot \sum_{i=1}^n (2i - 1) \cdot [\ln(P_i) + \ln(1 - P_{n+1-i})] \quad (2)$$

Onde: P é a probabilidade que uma variável normal padronizada seja menor do que $(X_i - \mu) / \sigma$; n é o número de amostras; μ é a média da amostra; σ é o desvio padrão da amostra;

Grandes valores de AD^2 indicam que a distribuição da amostra é diferente de uma população normal. O valor p , probabilidade de se aceitar uma hipótese nula, da estatística AD é dado por Snedecor e Cochran (1989) pela seguinte equação:

$$p = 1 - (1 - \alpha)^n \quad (3)$$

Onde: α é o nível de significância (5%); n é o número de amostras.

Se o valor p para o teste Anderson-Darling for menor do que o nível de significância conclui-se que os dados não seguem uma distribuição normal.

Segundo Montgomery (2004) os gráficos de controle possuem limites que são dados pelas seguintes equações:

$$LSC = \mu + L \cdot \sigma \quad (4)$$

$$LIC = \mu - L \cdot \sigma \quad (5)$$

Onde: LSC é o limite superior de controle; LIC é o limite inferior de controle; μ é a média do processo, também chamada de linha central; L é a distância entre a linha central e o limite especificado, neste trabalho será considerado $L=3$, que conforme Montgomery (2004) garante (em uma distribuição normal) a inclusão de 99,73% das amostras; σ é o desvio padrão da amostra.

Kotz e Johnson (1993) citam uma medida indireta da capacidade de um processo que é dada pela seguinte relação:

$$C_p = \frac{LSE - LIE}{6 \cdot \sigma} \quad (6)$$

Onde: C_p é o índice da capacidade do processo; LSE é o limite superior de especificação; LIE é o limite inferior de especificação, ambos limites são definidos em função de dados da literatura específica referente ao processo em avaliação.

A capacidade efetiva do processo (C_{pk}) leva em conta o posicionamento da média em relação às especificações (WU, 2008), este índice é o menor valor (mínimo) entre a capacidade de processo superior (C_{ps}) e a capacidade de processo inferior (C_{pi}) e é dada pela seguinte equação:

$$C_{pk} = \text{mínimo}(C_{ps}, C_{pi}) \quad (7)$$

Onde:

$$C_{ps} = \frac{LSE - \mu}{3 \cdot \sigma} \quad (8)$$

$$C_{pi} = \frac{\mu - LIE}{3 \cdot \sigma} \quad (9)$$

μ é a média do processo.

O Controle Estatístico do Processo (CEP) será baseado nos gráficos de controle, nos números índices c_p , c_{pk} em casos de distribuições de dados normais. Quando os dados não possuírem padrão normal serão utilizados o gráfico de MMEP e o número índice c_{pc} .

A variância do desvio padrão amostral depende altamente do quarto momento da média, a chamada curtose (que define a forma da distribuição), esta sensibilidade ou robustez deste estimador para a distribuição é inerente à distribuição da variância e diretamente ao C_p , conseqüentemente intervalos de confiança para o desvio padrão populacional e para C_p , baseados no desvio padrão amostral podem ser muito inadequados quando a distribuição é não-normal (LEE et al., 2008). Assim Luceño (2000) propõe o C_{pc} que é baseado na esperança de uma amostra, que é independente de normalidade.

O índice de capacidade de confiança C_{pc} é definido por Luceño (1996) como:

$$C_{pc} = \frac{LSE - LIE}{6 \cdot \left(\sqrt{\frac{\pi}{2}}\right) \cdot E|X - T|} \quad (10)$$

Onde: T é o valor alvo: $T = (LSE + LIE)/2$; $E|X - T|$ é a esperança da distribuição X , estimada por:

$$c = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |X_i - T|;$$

Montgomery (2004) descreve a MMEP como:

$$z_i = \lambda \cdot \sum_{j=0}^{i-1} (1 - \lambda) \cdot x_{i-j} + (1 - \lambda)^i \cdot z_0 \quad (11)$$

Onde: z_0 é a média alvo do processo; x_i é o valor da característica medida; λ é o peso considerado para a média, se refere à sensibilidade em captar pequenas mudanças na média, Hunter (1989) sugeriu a escolha de peso $\lambda=0,4$ e intervalo em 3σ .

Os limites de controle do gráfico MMEP são dados pelas seguintes equações que diferem das equações 3 e 4 devido a um fator ponderador que é atrelado ao desvio padrão, este fator tem a função de regular os limites de controle em função da progressão de amostragem, possibilitando um ajuste em função do número de amostras (i) consideradas no computo dos limites de controle:

$$LSC = \mu + L \cdot \sigma \cdot \sqrt{\frac{\lambda}{(2 - \lambda)} \cdot [1 - (1 - \lambda)^{2i}]} \quad (12)$$

$$LIC = \mu - L \cdot \sigma \cdot \sqrt{\frac{\lambda}{(2 - \lambda)} \cdot [1 - (1 - \lambda)^{2i}]} \quad (13)$$

A taxa de ocorrência de falhas no processo pode ser inferida através dos índices C_{pk} e C_{pc} . Na Tabela 1 é apresentada a taxa de falhas e seu correspondente valor do índice, assim como a descrição da qualificação de ocorrência.

Tabela 1 - Classificação de ocorrência

Qualificação de Ocorrências	Taxas de falhas possíveis	Cpk ou Cpc
Muito alta: Falha é quase inevitável	≥ 1 em 2	$< 0,33$
	1 em 3	$\geq 0,33$
Alta: Falhas repetitivas	1 em 8	$\geq 0,51$
	1 em 20	$\geq 0,67$
Moderada: Falhas ocasionais	1 em 80	$\geq 0,83$
	1 em 400	$\geq 1,00$
	1 em 2,000	$\geq 1,17$
Baixa: Relativamente poucas falhas	1 em 15,000	$\geq 1,33$
	1 em 150,000	$\geq 1,50$
Remota: Falhas são raras	≤ 1 em 1,500,000	$\geq 1,67$

Para o processamento dos dados foram utilizados os *softwares* MINITAB 15 e STATGRAPH Plus 4.1.

A regulagem da dosagem de sementes foi realizada pela adoção de disco de sementes específico para 15 sementes por metro (66,7 mm entre sementes). Para cada 1 metro percorrido o disco de sementes deve realizar 1 revolução completa.

Seguindo a metodologia de Coelho (1996) tem-se os seguintes limites em termos de espaçamentos:

Duplo = $35,7 \text{ mm} > X_i > 107,1 \text{ mm}$ = Falha

Nestas condições, tem-se a avaliação da qualidade de semeadura pela Tabela 3:

Resultados e discussão

O deslizamento da roda motora em média foi de 3,09% o que resulta em uma diminuição da dosagem de sementes, pois ao se percorrer 1 metro a roda motora gira 3,09% a menos do que deveria, assim pelos cálculos a dosagem de sementes cai para 14 sementes por metro, equivalente a um espaçamento de 71,4 mm, Tabela 2.

Tabela 2 - Sumário estatístico da distribuição de sementes, espaçamento entre sementes em milímetros

	Teste 1	Teste 2
Observações	231,0	267,0
Média	71,7	68,5
Variância	45,1	26,8
Desvio Padrão	21,2	16,3
Coefficiente de Variação	29%	23%
Máximo	155,0	145,0
Mínimo	20,0	30,0
Amplitude	135,0	115,0
Simetria	6,4	10,7
Curtose	8,7	18,8

Tabela 3 - Avaliação de duplos, falhas e sementes quebradas

Teste	Quebrada	Duplo	Falha	Total
Teste 1	5 (2,16%)	4 (1,73%)	13 (5,62%)	22 (9,51%)
Teste 2	5 (1,87%)	4 (1,49%)	17 (6,36%)	26 (9,72%)

Pela Tabela 3 tem-se um valor de 9,51% de espaçamentos não aceitáveis da distribuição longitudinal das sementes no teste 1; já no teste 2 tem-se um valor de 9,72%, estes dados representam uma regularidade de distribuição longitudinal de 90,49 e 90,28% respectivamente. Segundo Coelho (1996) valores de regularidade de distribuição longitudinal de semente para mecanismos mecânicos é de no máximo 75% e para mecanismos pneumáticos no mínimo de 90%. Em relação ao coeficiente de variação do espaçamento, Coelho (1996) define como limite para semeadoras pneumáticas coeficiente de variação máximo de 30%. Tanto no teste 1 como no 2 os coeficientes de variação das distribuições são equivalentes a semeadoras pneumáticas.

Os testes de normalidade do espaçamento de sementes em pista são apresentados nas Figuras 2 (a) e (b) e Figuras 3 (a) e (b).

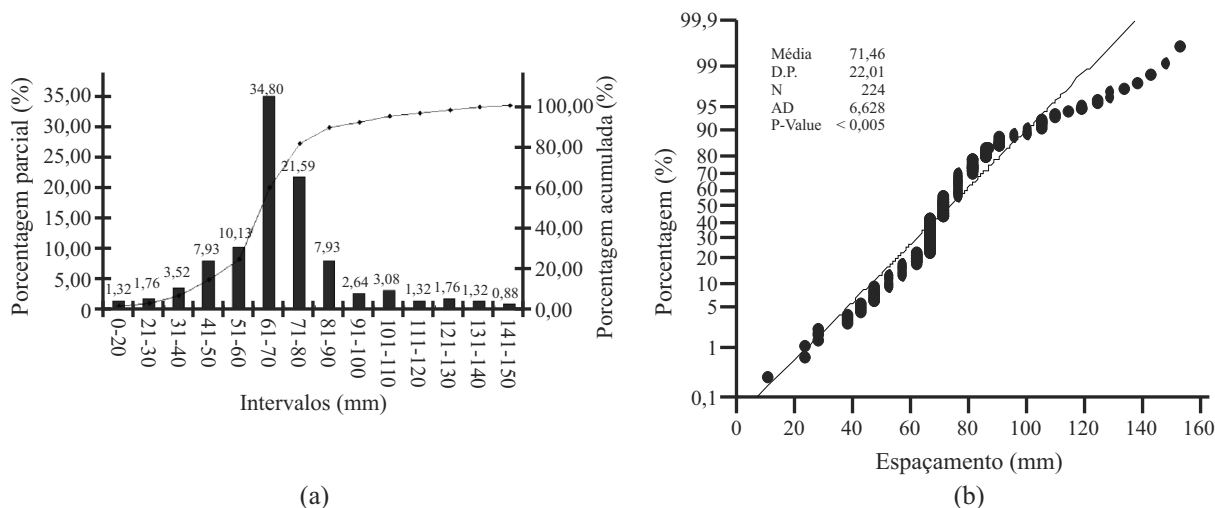


Figura 2 - Teste em pista 1 (a) Histograma dos espaçamento entre sementes, (b) Gráfico de probabilidade normal dos espaçamentos. Legenda: D.P.: Desvio Padrão; N é o Número de amostras; AD é a estatística Anderson-Darling; P-Value é a significância do teste

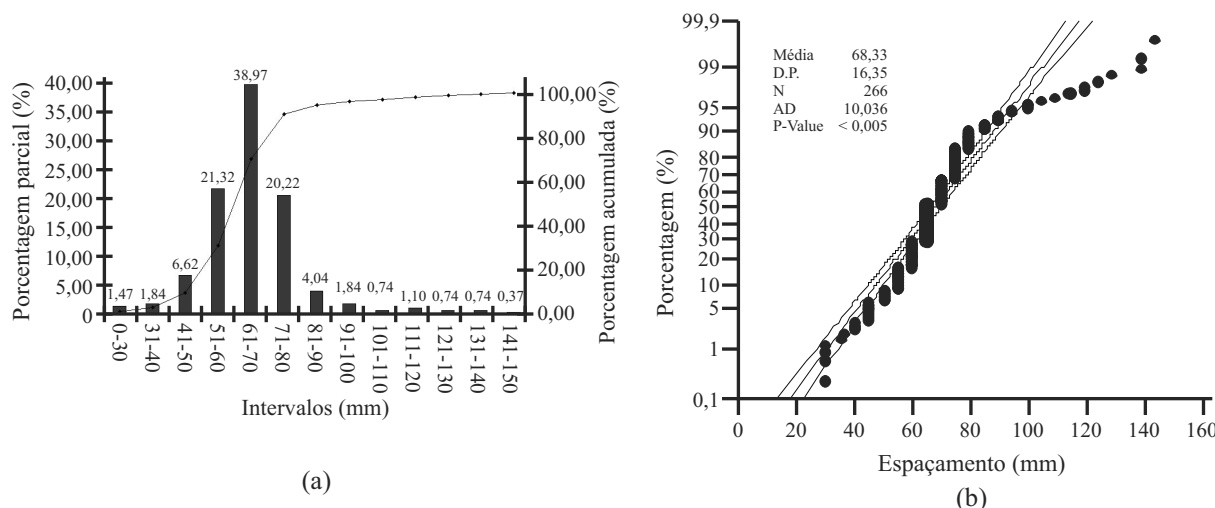


Figura 3 - Teste em pista 2 (a) Histograma dos espaçamento entre sementes, (b) Gráfico de probabilidade normal dos espaçamentos. Legenda: D.P.: Desvio Padrão; N é o Número de amostras; AD é a estatística Anderson-Darling; P-Value é a significância do teste

Pela observação dos coeficientes de curtose e simetria da Tabela 2, percebe-se que os dados de ambos os testes não respeitam uma distribuição normal, pois estão muito fora do intervalo entre -2 e 2 o que indica assimetria e uma concentração de valores próximos à média; os histogramas das Figuras 2 (a) e 3 (a) mostram estes fatos apresentando-se com formas muito diferentes de uma distribuição normal (forma de sino). Os gráficos de probabilidade normal de ambos os testes, Figuras 2 (b) e 3 (b), se apresentam fora do padrão para distribuições normais, os pontos não se comportam linearmente e saem nitidamente dos limites de confiança de 95%. Os

testes de Anderson-Darling tem valores grandes, muito distantes de zero e os valores p são menores do que a significância de 5% (0,05), portanto é aceita a hipótese nula de normalidade. Em função da comprovação da não normalidade dos dados, o desvio padrão não é uma medida confiável para análise da variabilidade dos dados (SONG et al., 2002). Isto neutraliza o poder dos gráficos de controle (KOURTI, 2005) e dos índices cp e cpk.

Os gráficos de controle do espaçamento entre sementes em pista são apresentados nas Figuras 4 (a) e (b); foi utilizada a metodologia de gráficos de controle para a

média e desvio padrão amostral (MONTGOMERY, 2004). Esta metodologia determina a construção dos gráficos de controle em função da média amostral que define a linha central e de limites superior e inferior calculados em função do desvio padrão.

Pelos gráficos de controle apresentados nas Figuras 4 (a) e (b), percebe-se que a distribuição de sementes pelo mecanismo de anel interno rotativo tem variabilidade elevada como indica a dispersão dos dados em torno da média amostral. Existem 8 pontos fora do limite superior de controle o que indica um processo instável. No entanto, duas considerações devem ser realizadas: a primeira é que os gráficos de controle não são recomendados por Montgomery (2004) e Reynolds e Stoumbos (2004) para processos não normais; a segunda é que atualmente os processos agrícolas não tem o nível de controle que processos industriais possuem. Em termos de semeadura para uma empresa agrícola, índices de falhas na semeadura pouco abaixo de 10% são ótimos, enquanto para a indústria de automóveis, software e eletro-eletrônicos, índices de falhas acima de 0,26% são inaceitáveis (3 sigma) (MONTGOMERY, 2004). Segundo Albiero (2010) isto se deve principalmente ao fato do universo industrial ter controles muito mais precisos e imediatos, além de substratos (matéria-prima, maquinaria, processos, operadores, etc.) onde são realizados os trabalhos, constantes, uniformes e com pequena variabilidade. Assim é possível atingir índices de falha ao nível (6 sigma) de 0,00034% (precisão de 99,99966%).

No meio agrícola tais índices são utópicos, haja vista a imensa variabilidade de: matérias-primas, condições meteorológicas, condições de solo, sistemas mecanizados, índices de qualidade de operações agrícolas, qualificação de operadores, etc. Neste contexto as ferramentas de controle estatístico de qualidade (CEP) devem ser adequadas e adaptadas para tais condições

adversas, que não ocorrem na indústria. Campos et al. (2008) desenvolveram um trabalho envolvendo operações mecanizadas agrícolas e controle estatístico de qualidade adotando uma simplificação muito útil na análise de gráficos de controle aplicados a agricultura.

Sua metodologia baseou-se em retirar os pontos fora dos limites de controle, desde que mais de 95% dos restantes estejam dentro dos limites, tal simplificação se mostrou adequada não influenciando de maneira negativa, pois não mascarou os dados. Ao se considerar processos onde os índices de precisão estão ao redor de 90% retirar apenas 5% dos dados não influi significativamente na amostragem.

Neste caso, mesmo retirando os pontos fora dos limites de controle percebe-se que o processo de semeadura foi variável, tal fato decorre da total não normalidade dos dados que inviabiliza o desvio padrão como medida confiável. Embora os índices cp e cpk não sejam adequados para análise do processo pode-se observar nas Figuras 5 (a) e (b) que a amplitude das diferenças entre eles demonstra que os processos estão descentrados em relação aos limites de especificação (LSE: 107,1 mm, LIE: 35,7 mm). As análises de capacidade do processo de espaçamento entre sementes em pista são apresentadas nas Figuras 5 (a) e (b).

Devido à pouca adequação da análise de capacidade de processo convencional (Cp e Cpk), foram realizadas análises em função da MMEP, Figuras 6 (a) e (b). Neste trabalho os gráficos MMEP utilizaram todos os dados obtidos, assim não foram retirados os 5% de dados discrepantes conforme Campos et al. (2008) sugerem. Esta decisão foi tomada em função do interesse em se comparar a variabilidade, dispersão e sensibilidade dos gráficos MMEP em relação aos gráficos de controle de média e desvio padrão, ambos com os dados discrepantes. No entanto percebe-se que se esta ação for tomada, nos gráficos MMEP, os resultados são processos estáveis.

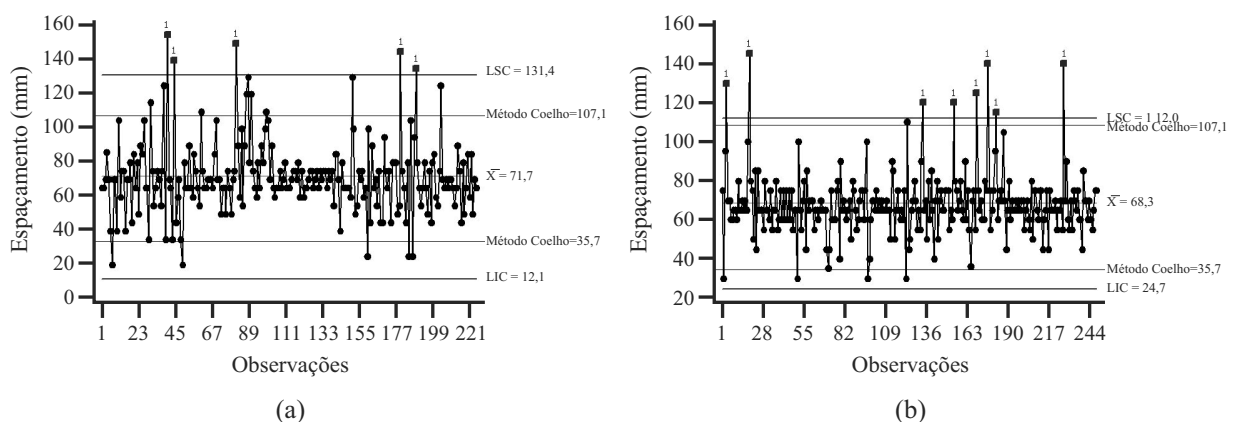


Figura 4 - Gráfico de controle do espaçamento entre sementes (a) teste 1 e (b) teste 2

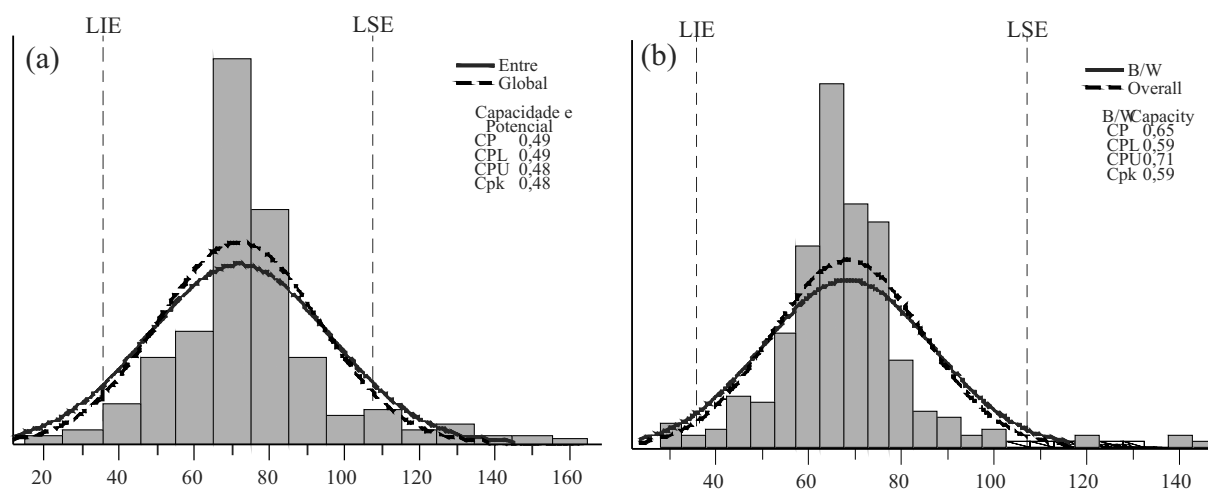


Figura 5 - Análise da capacidade do processo de distribuição de sementes (a) teste 1 e (b) teste 2

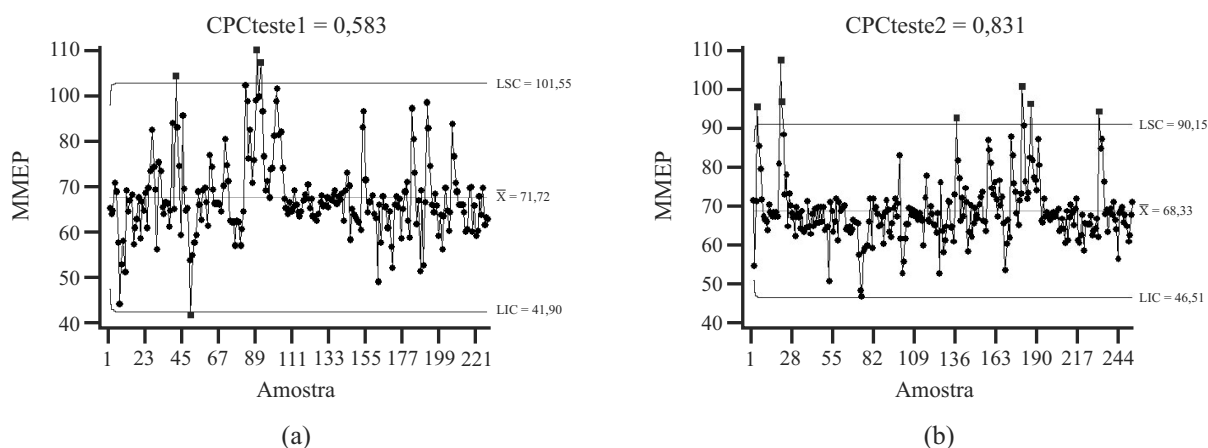


Figura 6 - Gráfico da média móvel exponencialmente ponderada do espaçamento entre sementes (a) teste 1 e (b) teste 2

Pelos gráficos MMEP percebe-se que o processo ainda tem pontos fora dos limites de controle o que indica instabilidade no processo, mas a variabilidade das amostras caiu em relação aos gráficos de controle normais. Isto indica que com os testes adequados o aspecto negativo da variabilidade foi reduzido. Se retirarmos os pontos fora dos limites (menos que 5% dos dados) tem-se um processo que se pode considerar estável (HOLT, 2004; ORD, 2004). Sempre deve ser lembrado que todas estas análises se limitam à variabilidade em torno da média, mas para análise de precisão de sementeira, Coelho (1996) determina uma faixa de espaçamentos aceitáveis; neste aspecto a sementeira foi adequada, pois superou a expectativa, atingindo índices de sementeiras pneumáticas (90% das sementes estão dentro da faixa aceitável).

Em relação ao valor referencial de espaçamento (71,4 mm), observando-se a Tabela 1, percebe-se que o teste 1 teve menor erro em torno da média (71,7-71,4 = 0,3 mm) do que o teste 2 (71,4-68,3 = 3,1 mm). Neste aspecto é interessante comparar as Figuras 6 (a) e (b), que apresentam os dados de espaçamento depois do tratamento estatístico da média móvel exponencialmente ponderada. É possível visualizar que o teste 1 tem maior variabilidade do que o teste 2, embora o teste 2 seja mais instável (7 pontos fora dos limites) do que o teste 1 (4 pontos fora dos limites), portanto, como o teste 1 tem maior estabilidade, o mesmo tem menor erro em torno da média, mas tem valores mais dispersos. Ao se analisar o índice capacidade de confiança (CPC) percebe-se esta característica.

Ambos os testes podem ser considerados adequados. No teste 1 em função da Tabela 1, obteve-se taxa de falha de 1 em 11 amostras o que perfaz 9,07%, já o teste 2 obteve taxa de falha de 1 em 80, 1,25%. Se for analisada a Tabela 3 tem-se valores para falhas nos espaçamentos de 9,51% para o teste 1 e de 9,72% para o teste 2. Esta discrepância no teste 2 se deve essencialmente à metodologia de quantificação de falhas. O índice CPC é um valor calculado em função de um parâmetro estatísticos definido e imune a não-normalidade, a esperança de uma amostra (LUCENÑO, 1996), que é um estimador independente para qualquer distribuição devido ao teorema do limite central, assim este índice se refere essencialmente a dispersão e variabilidade da amostra e define a taxa de falhas em função das características da distribuição. No caso dos valores de falhas encontrados através da metodologia definida por Coelho (1996), o parâmetro de falha é definido em função de uma faixa de amplitude pré-definida das amostras (espaçamento falho: espaço entre sementes 50% maior do que o espaçamento referencial; espaçamento duplo: espaço entre sementes menor do que metade do espaçamento referencial), portanto não há preocupação em relação a forma da distribuição, apenas é de interesse o valor do espaçamento. Neste contexto percebe-se que o índice CPC analisa mais fatores do que a metodologia definida por Coelho (1996), mostrando assim que em termos de falhas dentro dos limites estabelecidos pelos limites superior e inferior, o teste 2 tem menor porcentagem de falha do que o metodologia de faixas pré-definidas. O que concorda com a análise visual da Figuras 6 (a) e (b), pois percebe-se que embora o teste 1 seja mais estável do que o teste 2, o mesmo tem maior variabilidade, perfazendo maior porcentagem de falhas na avaliação dos espaçamentos.

Conclusões

1. A semeadora de anel interno rotativo teve desempenho em distribuição longitudinal de sementes semelhante às semeadoras pneumáticas;
2. Os dados obtidos não apresentaram distribuição normal o que inviabilizou a análise dos gráficos de controle convencionais, indicando a necessidade de utilização da metodologia da MMEP;
3. A MMEP se mostrou adequada para a avaliação da qualidade da distribuição longitudinal e o índice CPC concordou com os dados apresentados na estatística descritiva, o que lhe credencia para avaliação de distribuições não normais.

Agradecimentos

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pela bolsa de doutorado e a Financiadora de Estudos e Projetos (FINEP) pelo financiamento do projeto.

Referências

- ALBIERO, D. **Desenvolvimento e avaliação de máquina multifuncional conservacionista para a agricultura familiar**. 2010. 242 f. Tese (Doutorado em Máquinas Agrícolas) - Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2010.
- ALBIERO, D.; MACIEL, A. J. S. Projeto, desenvolvimento, construção e testes de nova semeadora conservacionista multifuncional para a agricultura familiar. **Varia Scientia Agrárias**, v. 01, n. 02, p. 77-97, 2010.
- CAMPOS, C. M.; MILAN, M.; SIQUEIRA, L. F. F. Identificação e avaliação de variáveis críticas no processo de produção de cana-de-açúcar. **Engenharia Agrícola**, v. 28, n. 03, p. 554-564, 2008.
- CHANG, C. S.; FERRAZ, A. C. O. A new seeder of rotating inner ring with high precision seeding rate. *In*: 1998 ASAE. ANNUAL INTERNATIONAL MEETING, 1998, Orlando. **Proceedings...** Orlando: American Society of Agricultural Engineers, 1998. p. 856-865.
- COELHO, J. L. D. Ensaio e certificação das máquinas para semeadura. *In*: MIALHE, L. G. **Máquinas agrícolas: ensaios e certificação**. Piracicaba: FEALQ, 1996. Cap. 11, p. 551-570.
- FAN, S. K. S.; CHANG, Y. J. Multiple-input multiple-output double exponentially weighted moving average controller using partial least squares. **Journal of Process Control**, v. 20, n. 06, p. 734-742, 2010.
- GAMERO, C. A.; LANÇAS, K. P. Ensaio e certificação das máquinas de mobilização periódica do solo. *In*: MIALHE, L. G. **Máquinas agrícolas: ensaios e certificação**. Piracicaba: FEALQ, 1996. Cap. 9, p. 463-514.
- HELMAN, H.; ANDERY, P. R. P. **Análise de falhas: aplicação dos métodos de FMEA e FTA**. Belo Horizonte: Fundação Cristiano Ottoni, 1995. 350 p.
- HOLT, C. C. Forecasting seasonals and trends by exponentially weighted moving averages. **International Journal of Forecasting**, v. 20, n. 01, p. 5-10, 2004.
- HUNTER, J. S. A one point plot equivalent to the Shewart chart with western electric rules. **Quality Progress**, v. 12, n. 01, p. 60-71, 1989.
- KHAN, A. A.; MOYNE, J. R.; TIBURY, D. M. An approach for factory wide control utilizing virtual metrology. **IEEE Transactions Semiconductors Manufacturing**, v. 20, n. 04, p. 364-374, 2007.
- KOTZ, S.; JOHNSON, N. L. **Process capability indices**. London: Chapman & Hall, 1993. 256 p.

- KOURTI, T. Applications of latent variable methods to process control and multivariate statistical process control in industry. **International Journal of Adaptive Control and Signal Processing**, v. 19, n. 04, p. 213-246, 2005.
- KURACHI, S. A. H. *et al.* Avaliação tecnológica de semeadoras e ou adubadora: tratamento de dados de ensaios e regularidade de distribuição longitudinal. **Bragantia**, v. 48, n. 03, p. 450-460, 1989.
- LEE, S. P.; CHOU, R. J.; TSENG, S. T. Stability and performance of a double MEWMA controller for drifted MMO systems. **IIE Transactions**, v. 40, n. 07, p. 690-708, 2008.
- LUCAS, J. M.; SACCUCCI, M. S. Exponentially weighted moving average control schemes. **Technometrics**, v. 32, n. 02, p. 230-249, 1990.
- LUCENÑO, A. A process capability index with reliable confidence intervals. **Communications Statistics**, v. 25, n. 04, p. 1023-1033, 1996.
- LUCENÑO, A. Minimum cost dead band adjustment schemes under tool-wear effects and delayed dynamics. **Statistics & Probability Letters**, v. 50, n. 02, p. 165-178, 2000.
- MIALHE, L. G. **Máquinas agrícolas: ensaios e certificação**. Piracicaba: FEALQ, 1996. 890 p.
- MILAN, M.; FERNANDES, R. A. T. Qualidade das operações de preparo de solo por controle estatístico de processo. **Scientia Agrícola**, v. 59, n. 02, p. 340-350, 2002.
- MONTGOMERY, D. C. **Introdução ao controle estatístico da qualidade**. 4. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2004. 563 p.
- ORD, K. Charles Holt's report on exponentially weighted moving averages: an introduction and appreciation. **International Journal of Forecasting**, v. 20, n. 01, p. 1-3, 2004.
- PEARN, W. L.; LIAO, M. Y. Measuring process capability based on Cpk with gauge measurement error. **Microelectronics Reliability**, v. 45, n. 04, p. 739-751, 2005.
- REYNOLDS, M. R.; STOUMBOS, Z. G. Monitoring the process mean and variance using individual observations and variable sampling intervals. **Journal of Quality Tecnology**, v. 33, n. 02, p. 181-205, 2001.
- REYNOLDS, M. R.; STOUMBOS, Z. G. Control charts and the efficient allocation of sampling resources. **Technometrics**, v. 46, n. 02, p. 200-214, 2004.
- SHEU, S. H.; LIN, T. C. The generally weighted moving average control chart for detecting small shifts in the process mean. **Quality Engineering**, v. 16, n. 02, p. 209-231, 2003.
- SHEU, S. H. *et al.* Monitoring process mean and variability with generally weighted moving average control charts. **Computers and Industrial Engineering**, v. 57, n. 01, p. 401-407, 2009.
- SNEDECOR, G. W.; COCHRAN, W. G. **Statistical methods**. Ames: Iowa State University Press, 1989. 589 p.
- SONG, K. *et al.* Partial least square based model predictive control for large scale manufacturing process. **IIE Transactions**, v. 34, n. 10, p. 881-890, 2002.
- TSENG, S. T.; CHOU, S. P.; LEE, S. P. Statistical design of double EWMA controller. **Applied Stochastic Models in Business and Industry**, v. 18, n. 03, p. 313-322, 2002.
- WU, C. W.; PEARN, W. L.; KOTZ, S. An overview of theory and practice on process capability indices for quality assurance. **International Journal of Production Economics**, v. 117, n. 02, p. 338-359, 2009.
- ZIMMER, L. S.; HUBELE, N. F.; ZIMMER, W. J. Confidence intervals and sample size determination for Cpm. **Quality and Reliability Engineering International**, v. 17, n. 01, p. 51-68, 2001.