

SEBASTIÃO GAZOLA

**MODELAGEM DE PERCENTUAIS DE GERMINAÇÃO DE SEMENTES DE
MILHO EM FUNÇÃO DO TEMPO**

**MARINGÁ
PARANÁ – BRASIL
NOVEMBRO - 2009**

SEBASTIÃO GAZOLA

**MODELAGEM DE PERCENTUAIS DE GERMINAÇÃO DE SEMENTES DE
MILHO EM FUNÇÃO DO TEMPO**

Tese apresentada à Universidade Estadual de Maringá, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Agronomia, na área de concentração em Produção Vegetal, para obtenção do título de Doutor.

MARINGÁ
PARANÁ – BRASIL
NOVEMBRO - 2009

AGRADEÇO

A

DEUS:

Por ter me dado forças para o desenvolvimento deste trabalho;
Por ter me protegido nos momentos de fraqueza, angústia e desânimo;
Por eu ter conseguido finalizar este trabalho, em um momento de
minha vida em que tudo parecia impossível.

Sem Deus na minha vida este trabalho não teria sido realizado por isso
ofereço essa grande conquista a Ele.

Obrigado, meu DEUS.

AGRADECIMENTOS

Ao programa de Pós-Graduação em Agronomia, pela oportunidade de realizar o curso de Doutorado;

Ao Professor Dr. Carlos Alberto Scapim, por aceitar-me como orientando, pela amizade, pelo grande apoio e compreensão;

À Professora Dr^a Terezinha Aparecida Guedes, pela co-orientação, pela amizade, pela compreensão e pelo apoio;

Ao Professor Ms. José Walter Pedrosa Carneiro, pelo apoio no desenvolvimento do trabalho e cedência de dados de germinação;

Ao Professor Dr. Alessandro de Lucca e Braccini, pelas contribuições para o desenvolvimento do trabalho;

Ao Professor Dr. Décio Sperandio, pelo enorme incentivo à realização do curso;

Às colegas de estudo Clédina e Leonilce (*in memorium*), pela amizade e incentivo à realização do curso;

À secretaria do Programa de Pós-Graduação em Agronomia, em especial à secretária Érika Cristina Takamizawa Sato;

À todos os colegas do Departamento de Estatística que me apoiaram na realização do curso;

Aos Professores Terezinha, Ronald, Alessandro, Hidalgo, Antônio Carlos, Carlos Alberto e Ivan Schuster, que me proporcionaram muitos conhecimentos necessários a minha formação.

BIOGRAFIA

Sebastião Gazola, filho de Vicente Gazola e Duzolina Guizelini Gazola, nasceu em Maringá-PR, em 14 de abril de 1959.

Em dezembro de 1982, graduou-se em Licenciatura em Matemática pela Fundação Universidade Estadual de Maringá - UEM.

De 1990 a 1996, atuou como professor do Departamento de Matemática e Estatística da Universidade Estadual do Oeste do Paraná – Unioeste.

De 1996 até a presente data, atua como professor do Departamento de Estatística da Universidade Estadual de Maringá – UEM.

Em 1987, especializou-se em Matemática Aplicada à Administração e Economia pela Faculdade Estadual de Ciências Econômicas de Apucarana, FECEA.

Em 1998, especializou em Estatística Aplicada pela Universidade Estadual de Maringá - UEM.

Em 2002, obteve o título de mestre em Engenharia/Área: Engenharia de Produção/Subárea: Gestão de Negócios/Especialidade: Estatística Aplicada, pela Universidade Federal de Santa Catarina – UFSC.

ÍNDICE

RESUMO	viii
ABSTRACT	x
INTRODUÇÃO	12
REVISÃO DE LITERATURA	15
1. Equações de Longevidade de Sementes.....	15
2. Análise de Regressão Probita.....	22
3. Modelos de Regressão não-linear.....	25
4. Identidade de Modelos.....	28
5. Análise Bayesiana	29
6. Referências bibliográficas.....	32
CAPÍTULO 1	37
REGRESSÃO PROBITO PARA ESTIMAR O PERCENTUAL GERMINATIVO DE SEMENTES DE MILHO SOB CONDIÇÕES DE ESTRESSE	37
RESUMO	37
ABSTRACT	38
INTRODUÇÃO	39
MATERIAL E MÉTODOS	42
RESULTADOS E DISCUSSÃO	49
CONCLUSÕES	55
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	56
CAPÍTULO 2	58
UMA PROPOSTA DE MODELAGEM NÃO-LINEAR DO DESEMPENHO GERMINATIVO DE SEMENTES DE MILHO AO LONGO DO TEMPO DE ENVELHECIMENTO ACELERADO	58
RESUMO	58
ABSTRACT	59
INTRODUÇÃO	60
MATERIAL E MÉTODOS	63
RESULTADOS E DISCUSSÃO	66

CONCLUSÕES	71
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	72
CAPÍTULO 3	75
UTILIZAÇÃO DE MODELOS NÃO-LINEARES NA ANÁLISE DE CURVAS DE PERCENTUAIS GERMINATIVOS DE SEMENTES DE MILHO	75
RESUMO	75
ABSTRACT	76
INTRODUÇÃO	77
MATERIAL E MÉTODOS	81
RESULTADOS E DISCUSSÃO	87
CONCLUSÕES	95
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	96
CAPÍTULO 4	99
MODELOS NÃO-LINEARES BAYESIANOS PARA DESCREVER O PERCENTUAL DE GERMINAÇÃO DE SEMENTES DE MILHO	99
RESUMO	99
ABSTRACT	100
INTRODUÇÃO	101
MATERIAL E MÉTODOS	105
RESULTADOS E DISCUSSÃO	107
CONCLUSÕES	113
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	114

RESUMO

GAZOLA, Sebastião. D. S. Universidade de Maringá, dezembro de 2008.
Modelagem de Percentuais de Germinação de Sementes de Milho em Função do Tempo. Professor Orientador: Dr. Carlos Alberto Scapim.
Professora Co-Orientadora: Terezinha Aparecida Guedes.

No ano de 2008, a safra brasileira de milho foi de 58,7 milhões de toneladas de grãos. Essa produção dependeu, dentre outros fatores, da qualidade das sementes, que é prioridade nas unidades de beneficiamento, secagem e classificação. Nesse contexto, propõe-se realizar estudos sobre a germinação de sementes por meio de métodos de regressão. Utilizando-se nove conjuntos de sementes de milho híbrido OC 705, submetidas ao teste de envelhecimento acelerado à temperatura de 43°C a cada 24 horas, estimou-se o percentual de germinação, por meio da análise de regressão probito, cuja equação do probito é dada por $P(Y=y)=C+(1-C).F(\beta_0+\beta_1.\log(x))$. Os testes do Chi-quadrado de Pearson e do Chi-quadrado da razão de verossimilhança indicaram que a regressão probito proporcionou bom ajuste aos dados, fornecendo valores estimados com boa precisão. Também foi possível descrever, por meio da regressão não-linear, a curva de percentuais germinativos utilizando o modelo de regressão logístico dado pela equação $y(t)=C/(1+\exp(B(t-M)))$. Esse modelo ajustou-se adequadamente aos nove conjuntos de dados de percentual de germinação e o cálculo do viés de Box e das curvaturas permitiu a escolha do lote três como o de melhor qualidade. Utilizando-se de dados de percentuais germinativos de sementes de milho híbrido OC 705 e CD 5501, em função dos dias de amostragens, em duas épocas de semeadura, ajustou-se o modelo $y(t)=A-B.\exp(-Ct)$. Os testes de comparação de modelos indicaram que a época de semeadura de (28/10/96) pode ter o percentual de germinação dos dois híbridos descritos por uma única equação. Verificou-se, ainda, que a época de (28/10/96) foi a melhor para a semeadura dos dois híbridos, devendo a colheita

ser realizada 57 dias após o florescimento feminino, para obter o percentual máximo de 96,1% de germinação. A metodologia Bayesiana possibilitou o estudo das curvas de germinação e permitiu recomendar, para os dois híbridos, a primeira época de semeadura, 28/10/96, como a mais viável. Os resultados indicaram o tempo ideal de colheita, 57 dias após o florescimento feminino, para obter o percentual máximo de 96,1% de germinação. Ainda por meios de intervalos de credibilidade foi possível a comparação das equações ajustadas para a combinação de híbridos e/ou épocas de semeadura.

Palavras-chave: germinação; regressão probito; regressão não-linear, inferência bayesiana.

ABSTRACT

GAZOLA, Sebastião. D. S. Universidade de Maringá, Dec 2008. **Modelling of Percentile of Germination of Seeds of Corn in Function of the Time.** Supervisor: Dr. Carlos Alberto Scapim; Adviser: Terezinha Aparecida Guedes.

In 2008, the national production of grains was about 58.7 million of tonnes for which the seed quality had the most effective contribution. However, the seed quality is reduced during warehouse storage and the prediction of seed lot performance under such conditions has been a challenge for seed technologist. Therefore, research programs must always investigate the seed lots performance in which the percentage of germination during the storage could properly be described by regression models. In this context, the germination performance of aged seeds of maize was estimated by the probit $P(Y=y)=C+(1-C).F(\beta_0+\beta_1.\log(x))$ as an alternative to the simplified equation in which $V_p=V_i-p.tg(\beta)$. Seeds from three seed lots of the hybrid maize OC 705 were aged at 43 °C for 24, 48, 72, 96, 120, 144, 168 and 192 h. The seeds were stored under warehouse conditions and the experiment was replicated three times. Coefficients of determination at most of 0.92 had no goodness of fit to describe the data by the simplified equation. On the other hand, the χ^2 of the Pearson and log-likelihood tests indicated significant goodness of fit for the same data described by the probit model. Next, another analysis was carried out to fit the logistic model $y(t)=C/(1+\exp(B(t-M)))$ to the same data. The goodness of fit was evaluated by the parameter and intrinsic curvatures and bias of Box which were important in identifying the seed lot with the best fit. Finally, data from another experiment was analyzed to describe the germination performance of hybrid seeds of maize OC 705 and CD 5501 along sampling days and during two planting times by using the nonlinear model $y(t)=A-B.\exp(-Ct)$. First, the identity of the models indicated that in the seeding time 28 Oct. 1996 the performance from both hybrid seeds were described by the same equation. The date 28 Oct.

1996 was the best planting time and 57 d after anthesis was the best harvesting time when the percentage of seed germination was 96.1%. The methodology Bayesian made possible the study of the germination curves and it allowed to recommend, for the two hybrid, the first harvesting time, as the viable for the sown. Still, for means of credibility intervals, it was possible the comparison of the adjusted equations for the combination of hybrid and harvesting times.

Key words: nonlinear regression, seed germination, probit analyses, Bayesian inference.

INTRODUÇÃO

O uso das sementes para a multiplicação de plantas ocorreu no século LXXX-AC, o qual provocou mudanças nos hábitos de vida dos humanos, dando início ao uso de sementes visando à produção de alimentos (EVENARI, 1984).

Com a necessidade do aumento da produção de alimentos, surgiram preocupações, tais como: época mais adequada para a semeadura; dificuldades com relação à dormência das sementes; cuidados com o armazenamento e falhas na germinação. Isto promoveu estudos que levaram ao avanço da tecnologia agrícola (KRZYZANOWSKI *et al.*, 1999).

A produção de grãos no Brasil vem crescendo ano após ano. Isto se deve, em parte, à alta qualidade das sementes produzidas no país. O alto valor agregado e o custo devem ser incentivos para os fornecedores e usuários usufruírem das tecnologias disponíveis e desenvolverem novas tecnologias, a fim de assegurarem o melhor desempenho. Os agricultores sempre esperam que as sementes que compram tenham um mínimo de qualidade.

A qualidade de um lote de sementes não é determinada apenas pela sua viabilidade. O lote pode estar livre da infestação de pragas e doenças, ter ótima pureza genética e varietal, pureza física comprovada e, no entanto, ser descartado como semente por se encontrar com um percentual germinativo abaixo dos padrões estabelecidos, o que resulta em grandes perdas para produtores e comerciantes.

Seria de muita valia para os produtores e comerciantes de sementes conhecerem o desempenho dos lotes ao longo do tempo. As primeiras equações básicas de estimativas da longevidade foram construídas por Roberts (1960; 1961a e 1961b). Ainda hoje, após uma série de modificações nas equações básicas, buscam-se modelos que possam descrever a longevidade com melhor capacidade de estimativa.

O Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento, por meio da Instrução Normativa Nº. 25, de 16 de dezembro de 2005, estabelece normas específicas e os padrões de identidade e qualidade para produção e comercialização de sementes, conforme divulga a Associação Brasileira de Sementes e Mudas – ABRASEM (2005), em que ficou estipulado para o milho, o percentual mínimo de germinação igual a 85%. Assim, é de fundamental

interesse, não apenas dos usuários de sementes, mas também dos produtores e comerciantes, poderem detectar o percentual mínimo de 85% de germinação ao longo do tempo.

As primeiras equações de longevidade de Roberts (1960, 1961 e 1961a) e Ellis & Roberts (1980) exigiam experimentos longos e complexos. Baseado nessas equações iniciais, Andreoli (2004) propôs uma equação simplificada para a estimativa da germinação de sementes de milho e soja em armazenamento convencional. No entanto, nem sempre se consegue a linearização dos dados e se torna necessário buscar outras metodologias, como, por exemplo, modelos não-lineares e inferência bayesiana.

Neste sentido, este trabalho teve como objetivo geral:

- Avaliar equações de estimativas de longevidade de sementes de milho.

Os objetivos específicos foram:

- Aplicar equações de longevidade de sementes a percentuais germinativos de sementes de milho na condição de estresse térmico, por meio da análise de regressão probito;
- Descrever por meio da regressão não-linear a curva de percentuais germinativos de sementes de milho na condição de estresse térmico;
- Ajustar um modelo de regressão não-linear a dados de germinação de milho híbrido, em função do tempo de amostragem, com aplicação da teoria de identidade de modelos;
- Aplicar a metodologia Bayesiana no estudo do percentual de germinação de sementes de milho, em função dos dias após o florescimento feminino, para dois híbridos e duas épocas de semeadura.

A tese está estruturada em cinco capítulos, construídos de forma a facilitar o entendimento do leitor desde os objetivos até a conclusão. Inicialmente, fez-se uma revisão de literatura dos métodos para desenvolvimento do trabalho: equações de longevidade de sementes, análise de regressão probito, modelos de regressão não-linear, identidade de modelos e análise bayesiana.

O primeiro capítulo aplica a metodologia de regressão probito para estimar o percentual germinativo de sementes de milho sob condição de estresse. O segundo capítulo aplica a metodologia de regressão não-linear

para estudar o desempenho germinativo de sementes de milho sob condição de estresse. O terceiro capítulo aplica a metodologia de regressão não-linear na análise de curvas de percentuais germinativos de milho ao longo do tempo de amostragem. O quarto capítulo utiliza modelos não-lineares bayesianos no estudo de percentuais germinativos de milho.

REVISÃO DE LITERATURA

1. Equações de longevidade de sementes

A germinação e a longevidade de sementes têm sido objeto de estudos desde muito antes dos anos 1960. Isto se deve ao fato de ser muito valioso para os produtores conhecer o desempenho de lotes ao longo do tempo, possibilitando o maior aproveitamento e a menor perda.

Segundo Roberts (1960, 1961a e 1961b), o período médio de viabilidade da semente de trigo, de cevada e de aveia depende do conteúdo de água e temperatura. O autor concluiu que a equação usada para estimar o período médio de viabilidade para trigo também pode ser usada para aveia e cevada. Embora sugira que a germinação das sementes de arroz seja semelhante a dos outros cereais, ainda não há informação experimental suficiente para estimar o seu período médio de viabilidade. O autor afirma que a distribuição de sementes mortas no tempo é discutível, pois é aproximadamente normal, a menos nos casos em que a viabilidade, é perdida muito rapidamente, em que a distribuição pode se tornar ligeiramente assimétrica. Este autor acrescenta que a variância da distribuição é diretamente proporcional ao período médio de viabilidade e que supondo a distribuição normal seria possível estimar a porcentagem de germinação para qualquer período sob condições uniformes de armazenamento.

A longevidade de sementes de cereais, sob certas condições de umidade e temperatura, pode estar relacionada às seguintes formas, na visão de Roberts (1960; 1961^a; 1961b).

- i- a distribuição da mortalidade no tempo como Gaussiana (com possíveis exceções em certas condições), descrita a seguir:

$$y = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{(p-\bar{p})^2}{2\sigma^2}}, \quad (1)$$

em que y é a frequência de sementes mortas ocorridas no tempo p ; \bar{p} é o período médio de viabilidade e σ é o desvio-padrão de sementes mortas no tempo.

- ii- uma relação diretamente proporcional entre o desvio padrão das sementes mortas e o período médio de viabilidade:

$$\sigma = K_{\sigma} \cdot \bar{p}, \quad (2)$$

em que K_{σ} é uma constante.

- iii- uma relação matemática, incluindo a temperatura do ambiente de armazenamento e o conteúdo de água da semente:

$$\text{Log } \bar{p} = K_V - C_1 m - C_2 t, \quad (3)$$

em que \bar{p} é o período médio de viabilidade, K_V , C_1 , e C_2 são constantes específicas de cada lote; m é a umidade da semente e t a temperatura.

As constantes K_V , C_1 , e C_2 são específicas de cada lote, ou seja, são valores estimados para cada conjunto de dados observados.

Roberts (1961b) investigou a viabilidade de sementes em armazenamento hermético e indicou que, sob certas condições, o percentual de germinação pode ser relacionado à temperatura e conteúdo de água por meio da equação básica (3). Verificou-se que as constantes da equação (3) calculadas para sementes de trigo não são as mesmas para as sementes de arroz. Também verificou-se que a perda de viabilidade é maior em sementes de trigo armazenadas a 50⁰C do que em 15 até 30⁰C. Portanto, essas relações são suficientes para definir o padrão de perda de viabilidade de sementes e estimar, teoricamente, a porcentagem de germinação após um determinado período de tempo, sob certas condições de conteúdo de umidade e temperatura constantes e conhecidas.

Roberts (1973) assinala que na maioria das espécies o período de viabilidade das sementes depende da temperatura, do conteúdo de água e do

oxigênio, sendo que decrescendo algum ou alguns desses fatores, cresce o período de viabilidade. O autor discute também as limitações da equação básica de viabilidade, que incluem efeitos que não têm sido investigados em detalhes, mas que podem modificar os valores a serem atribuídos para uma ou mais das quatro constantes de viabilidade básica, ou seja, diferentes genótipos, efeitos das condições de pré-armazenamento e conhecimento incompleto dos efeitos do oxigênio. Ainda existem problemas relacionados com a dificuldade de medição do conteúdo de umidade e das flutuações das condições ambientais. São necessários experimentos sob condições de temperatura, conteúdo de umidade e pressão de oxigênio em várias amplitudes de valores, a fim de confirmar a precisão da atual equação (3) ou possibilitar modificá-la.

Ellis e Roberts (1980) apontaram desvantagens da equação (3), pois embora ela possa ser aplicada com confiança em qualquer lote de semente, ela não leva em conta variações no potencial de longevidade entre lotes de sementes resultantes de diferenças nos genótipos ou na qualidade das sementes, que é o resultado de vários fatores ambientais que as afetam antes do armazenamento.

Os autores apresentaram uma modificação, em que as curvas de sobrevivência de sementes aproximam-se da distribuição normal acumulada positiva; essas curvas (percentual de viabilidade versus o tempo) se tornam linha reta se os valores percentuais são transformados em probito.

A dispersão da distribuição das sementes mortas é diretamente proporcional ao período médio de viabilidade contido na equação (2) e o relacionamento entre conteúdo de umidade, temperatura e período médio de viabilidade é descrito pela equação (3). Desse modo,, determinados os valores das quatro constantes (K_σ, K_v, C_1 e C_2), é possível determinar o percentual de viabilidade após qualquer período de armazenamento, em algumas combinações de condições.

Em consonância com Ellis e Roberts (1980), para cada lote a razão σ/\bar{p} é constante (equação 2). Pela combinação das equações (2) e (3) é possível obter uma nova equação, que descreve a relação entre o desvio-padrão da distribuição de sementes mortas no tempo e o ambiente de armazenamento:

$$\log \sigma = K_L - C_1 m - C_2 t, \quad (4)$$

nessa equação, $K_L = \log K_\sigma + K_v$

Segue da equação (1) que curvas de sobrevivência são linhas retas de declive negativo quando é plotado o probito do percentual de viabilidade versus o tempo. Em tal plote, o declive é dado por $1/\sigma$, e assim:

$$V = K_i - \frac{1}{\sigma} \cdot p, \quad (5)$$

em que V é o percentual de viabilidade em probito, p é o período de armazenamento (em dias) e K_i é o percentual de viabilidade em probito no início do armazenamento (quando $p=0$).

Segue da equação (4): $\sigma = 10^{K_L - C_1 m - C_2 t}$.

Substituindo na equação (5), vem:

$$v = K_i - \frac{p}{10^{K_L - C_1 m - C_2 t}}, \quad (6)$$

em que v é a viabilidade da semente em probito em qualquer período p na temperatura (t) e umidade (m); K_i é a qualidade inicial da semente, específica para cada lote; K_L , C_1 e C_2 são constantes específicas de cada espécie.

Porém, segundo Ellis & Roberts (1980), sob uma amplitude maior de condições (conteúdo de umidade e temperatura), a seguinte equação é necessária:

$$\log \sigma = K_E - C_W \log m - C_H t - C_Q t^2, \quad (7)$$

em que v é a viabilidade da semente em probito em qualquer período p na temperatura (t) e umidade (m); K_E , C_W , C_H e C_Q são constantes específicas de cada espécie.

Conforme esses autores, a aplicação da equação modificada (7) deveria ser limitada a amplitudes pequenas de baixa temperatura e conteúdos de umidade e somente ser usada para estimar longevidade dentro de amplitudes sob a qual as constantes foram determinadas. Para uma amplitude larga de condições de armazenamento, eles indicam , combinando as equações (7) e (5), a seguinte equação:

$$v = K_i - \frac{p}{10^{K_E - C_W \log m - C_H t - C_O t^2}} \quad (8)$$

Por fim, os autores concluem que a equação original envolve quatro constantes K_V , K_σ , C_1 e C_2 , em que os valores dos dois C não variam entre lotes de sementes dentro de uma espécie, mas que a constante K varia com a qualidade inicial das sementes e tem sido determinada separadamente para cada lote de sementes.

A primeira modificação proposta particiona os valores das duas constantes K em duas novas constantes, K_i e K_L .

- K_i é o inverso de K_V e é o probito do percentual de germinação inicial do lote de sementes.

- K_L é a soma ($\log K_\sigma + K_V$) e tem a vantagem que seu valor, como C_1 e C_2 , é independente da qualidade da semente e então só tem que ser determinada uma vez para cada espécie.

Ellis *et al.* (1986) apresentaram que a relação entre conteúdo de umidade e temperatura da semente de gergelim, em armazenamento hermético a 50°C, é logarítmica. A relação logarítmica é mantida para a faixa de umidade de 2 até 15% (o mais baixo conteúdo de umidade testado), mas acima de 15% essa relação não se mantém. As tentativas de estimativas dos valores das constantes a fim de melhorar a equação de viabilidade da semente são fornecidas, e implicações para estocagem em longo prazo são discutidas.

Ellis *et al.* (1988) evidenciam que as sementes de *quinoa*, girassol e linhaça apresentaram relação logarítmica negativa entre longevidade e conteúdo de umidade, variando entre 4,4% e 15,4%; 3,2% e 13,0% e 3,2% e 15,5%, respectivamente, em armazenamento hermético a 65°C. Entretanto,

entre 1,8 e 3,1; 1,1 e 1,9 e 1,1 e 2,1%, respectivamente, a longevidade não varia. Os autores concluem que existe um limite inferior de conteúdo de umidade para a aplicação da equação (9), abaixo do qual não existe ponto de secagem da semente e além do qual se mantém a viabilidade em armazenamento. Conteúdos baixos de umidade são, entretanto, não prejudiciais (pelo menos dentro da amplitude investigada por eles).

Ellis *et al.* (1989) detectaram, em baixos conteúdos de umidade, em algumas espécies, uma descontinuidade entre a longevidade e o conteúdo de umidade de sementes armazenadas. A relação entre a longevidade e o conteúdo de umidade acima do valor crítico foi logarítmica nas 12 espécies estudadas, sendo que o valor da constante C_w (sensibilidade relativa de longevidade para umidade) variou significativamente entre as espécies de 4,5 a 6,3. Das 12 espécies estudadas, 10 não apresentaram variação significativa na longevidade com a redução do conteúdo de umidade abaixo de um valor crítico. O valor crítico de conteúdo de umidade variou de espécie para espécie de 2,4% a 6,2%. Comparação entre sementes de dois cultivares de capim apresentaram estimativas de C_w e conteúdo crítico de umidade invariantes dentro da espécie. Variações no conteúdo crítico de umidade entre espécies apresentaram-se correlacionadas com a variação no valor de C_w .

Ellis *et al.* (1990a), em seus estudos com 8 colheitas, obtiveram resultados que corroboraram com os resultados obtidos por Ellis *et al.* (1989) em outras 12 colheitas. Existe considerável diferença quantitativa na relação logarítmica entre conteúdo de umidade e longevidade e no limite inferior de conteúdo de umidade nessas relações. Todavia, essas não são diferenças fundamentais, resultam de diferenças nas características higroscópicas da semente. A longevidade nas várias colheitas, agora examinadas, respondeu identicamente para diferenças no equilíbrio de umidade relativa e, assim, no potencial de água.

Ellis *et al.* (1990b) trabalharam com sementes de feijão e concluíram que a fisiologia dessa semente, armazenada em ar seco, é similar à de outras espécies ortodoxias e que as equações (8, 7, 6 e 4) são aplicáveis. Constataram que o limite de umidade para aplicação da equação (7) em feijão é equivalente para um potencial de água semelhante, aproximadamente -350 MPa (10% a 11%), como determinado em outras espécies.

Mead e Gray (1999) pontuam que a estimaco da viabilidade de sementes armazenadas   importante para o manuseio da coleo de germoplasma e para o manuseio comercial da produo e armazenamento de sementes. O modelo de Ellis e Roberts (1980) para a viabilidade da semente durante o armazenamento foi examinado e uma inadequao do modelo foi realada. Na viso desses autores, em dados de rpida deteriorao, a estimativa do probito do parmetro intercepto   imprecisa.

Andreoli (2004) props uma simplificao da equao (3) de viabilidade de Ellis e Roberts (1980) para estimar a longevidade da semente de milho e de soja, durante o armazenamento aberto, pois segundo ele, a equao (3) utiliza a temperatura, a umidade e a qualidade inicial da semente para estimar a longevidade, exigindo experimentos complexos e demorados. O autor reescreveu a equao de viabilidade,

$$v = K_i - (1/\sigma).p, \quad (9)$$

em que v   a germinao em probito no tempo p ; K_i   a qualidade inicial e σ   o desvio-padro da distribuo das sementes mortas.

Andreoli (2004) mostrou que o coeficiente $-\text{tg}(\beta)=(V_p-V_i)/p$   igual $(1/\sigma)$. Assim:

$$V_p=V_i- \text{tg}(\beta).p, \quad (10)$$

em que V_p   a viabilidade da semente em probito no tempo p ; V_i   a germinao inicial em probito e $\text{tg}(\beta)$   a taxa de deteriorao da semente para cada esp cie, concluindo que a equao de viabilidade (10)   eficaz na estimaco da germinao de sementes de milho e soja em armazenamento convencional.

Sin cio *et al.* (2009) expem que para sementes de milho e soja, a estimativa da qualidade inicial das sementes, K_i , pode ser determinada em funo do resultado dos testes iniciais de germinao e envelhecimento acelerado. Em outro trabalho, Sin cio *et al.* (2009b) utilizaram valores observados de germinao e vigor de sementes de milho e soja armazenadas em laborat rio e conclu ram que o aplicativo computacional SEEDSOLVE

prediz com razoável precisão as perdas de germinação e vigor de sementes de milho e soja.

Andreoli e Andrade (2007) ajustaram dados de percentuais de germinação sementes de milho, ao longo do tempo de armazenamento, utilizando a equação simplificada de Andreoli (2004). Com base nessa equação, apresentaram um gráfico da longevidade da semente. Concluíram que a aplicação do gráfico para o prazo médio de armazenamento é promissora.

Marcondes *et al.* (2007) aplicaram a equação simplificada de Andreoli (2004) para prever a longevidade de sementes de trigo. Os autores concluíram que o modelo prediz com acurácia a longevidade das sementes de trigo em armazém convencional e que a germinação inicial não afetou a taxa de deterioração.

Gianinetti e Cohn (2007) estudaram o percentual de germinação do arroz vermelho em função do tempo, omitindo os valores de 0% e 100% de germinação, por meio da análise de regressão probito. As equações ajustaram-se adequadamente aos dados, com R^2 variando de 0,89 a 0,94.

Pires *et al.* (2009) avaliaram o percentual de germinação em função da quantidade de graus-dia a partir da equação probito $(G)=5+(1/s)\log(gg-\mu)$, em que G = germinação (%) e gg é a quantidade de graus-dia necessária para a germinação. A aplicação do modelo de graus-dia pareceu ser um instrumento válido para se estudar a dependência da temperatura da germinação dessa espécie.

2. Análise de regressão probito

Em muitos experimentos agronômicos, a variável resposta é medida em percentuais germinativos, ou proporções, ou número de ocorrências de sucesso em cada tratamento. Nos experimentos em que a germinação é estudada ao longo do tempo, em cada tempo a contagem é feita do total de sementes (n) e o número de sementes germinadas (ou mortas) (r). A modelagem desse tipo de variável resposta, que são proporções (r/n) ou

percentuais $100(r/n)$, tem sido realizada pela transformação das observações em probitos.

Finney (1971) informou que o método de medir a probabilidade de resposta em uma escala transformada foi introduzido nos anos 1930 e se baseia na distribuição normal. Finney (1971) foi um dos primeiros a descrever a teoria e as aplicações de análise de probitos.

O probito de uma probabilidade P foi apresentado por Finney (1971) como Y , e neste trabalho será denotado por Z , em que:

$$P = \int_{-\infty}^Z \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{1}{2}u^2\right\} du. \quad (11)$$

Dessa maneira, qualquer valor de P entre 0 e 1 é definido como a abscissa, correspondendo à probabilidade P em uma distribuição normal com média 0 e variância 1. P e Z são determinados unicamente um do outro.

Considerando a distribuição normal com média μ e variância σ^2 , se P é a probabilidade de resposta para um dado nível de tratamento, o seu probito é obtido por:

$$P = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right\} dx,$$

em que escrevendo, $u=(x-\mu)/\sigma$, a equação acima se torna:

$$P = \int_{-\infty}^u \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{1}{2}u^2\right\} du. \quad (12)$$

Comparando a equação (1) com a equação (12), tem-se que:

$$Z = \frac{(X - \mu)}{\sigma},$$

que pode ser escrita como:

$$Z = \alpha + \beta x ,$$

em que α e β tornam-se os novos parâmetros em lugar de μ e σ .

Finney (1971) apresenta métodos gráfico e aritmético, ambos empregando a transformação probito para estimar os parâmetros α e β .

No modelo probito, as probabilidades de sucesso são dadas por:

$$P_i = P(Y=1|X) = F(Z) = F(\alpha + \beta x_i),$$

em que $F(.)$ é a função normal padrão acumulada e $F^{-1}(P)$ a respectiva função inversa, tem-se $Z_i = F^{-1}(P) = \alpha + \beta x_i$. Essa variável recebe o nome de probito.

As proporções amostrais, $p_i = r_i/n_i$ são utilizadas como proporções estimadas de P_i e os probitos esperados são definidos como:

$$Z_i = \alpha + \beta x_i + e_i,$$

em que:

x_i é a variável regressora;

α e β são os parâmetros;

e_i são os erros aleatórios.

Desta forma, o modelo probito é dado por:

$$P(Y = 1|X) = F(\alpha + \beta X) = \int_{-\infty}^{\alpha + \beta X} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{u^2}{2}\right) du, \quad (13)$$

em que os parâmetros α e β são desconhecidos.

As suposições necessárias para a validade do modelo probito são:

(i) $Y_i \in \{0, 1\}, i = 1, 2, \dots, N$, em que N é o número de repetições do experimento;

(ii) $P_i = P(Y=1|X) = F(\alpha + \beta x)$, em que F é a função de distribuição normal acumulada;

(iii) Y_1, Y_2, \dots, Y_N devem ser estatisticamente independentes;

(iv) Não deve existir dependência linear exata e nem aproximada entre as variáveis independentes.

Na regressão probito, a qualidade do ajuste pode ser verificada pela aplicação de testes: o teste de qui-quadrado (χ^2) de Pearson e o teste qui-quadrado (χ^2) da razão de verossimilhança.

3. Modelos de regressão não-linear

Os modelos de regressão se dividem em duas grandes classes: os lineares e os não-lineares. Em muitas situações, não é possível descrever um fenômeno por meio dos modelos lineares, isto ocorre quando pelo menos um dos parâmetros entra na equação de forma não-linear. Processos como crescimento, decadência, nascimento, mortalidade, rendimento raramente relacionam linearmente a variáveis exploratórias. Os modelos não-lineares têm muita aplicação, principalmente quando se deseja modelar crescimento, ocorrido em plantas, animais, árvores, arbustos e em seres humanos (DRAPER e SMITH, 1981).

Os modelos não-lineares têm algumas vantagens em relação aos lineares; sua origem está na teoria e princípios biológicos, físicos e químicos; em muitas situações necessita-se de menos parâmetros e os parâmetros obtidos são mais facilmente interpretáveis; seus parâmetros refletem quantidades importantes ao usuário (SCHABENBERGER e PIERCE, 2002).

Existem, também, desvantagens dos modelos não-lineares em relação aos lineares, que consistem em: requerem algoritmos iterativos de ajuste; requerem o uso de estimativas iniciais para os parâmetros; permite apenas aproximações em vez de inferências mais precisas (SCHABENBERGER E PIERCE, 2002).

A compreensão acerca do fenômeno em estudo pode ser considerada como vantagem quando o pesquisador a possui, e desvantagem caso contrário.

Os modelos não-lineares podem ser escritos na forma:

$$Y_i = f(x_i, \theta) + \varepsilon_i, \quad i=1, \dots, n.$$

A função resposta $f(x_i, \theta)$ é uma função não-linear de forma conhecida, em que:

Y_i : é a variável resposta;

x_i : é a variável regressora, independente ou explicativa;

θ : é vetor de parâmetros desconhecidos;

ε_i : é o erro aleatório, assumindo-se independente, identicamente distribuído, normal, com média zero e variância constante.

A estimação dos parâmetros na regressão não-linear é obtida por meio de métodos iterativos para a minimização do quadrado dos resíduos. Um dos mais utilizados é o método de Gauss-Newton ou método de linearização. Esse método utiliza a expansão em série de *Taylor* para aproximar a equação originalmente não-linear a uma forma linear e, em seguida, aplicar-se a teoria dos mínimos quadrados para obter novas estimativas dos parâmetros que tendem para a minimização dos resíduos.

Um modelo não-linear pode ser considerado o melhor, dentre os possíveis, se apresentar uma distribuição mais linear. Avalia-se a extensão da não-linearidade de um modelo de regressão não-linear pelas medidas de curvatura de Bates e Watts e pelo viés de Box, encontradas em Bates e Watts, 1988.

As medidas de curvatura têm por objetivo acessar a intensidade da não-linearidade da função resposta. Quanto mais linearizável for a função resposta, melhores serão os resultados inferenciais associados ao modelo não-linear.

Souza (1998) postula que o valor limite de curvatura sugerido por Bates e Watts (1988) é dado por:

$$\frac{1}{2\sqrt{F_{1-\alpha,(p,n-p)}}},$$

em que F é o valor crítico obtido a partir de uma distribuição, p é o número de parâmetros do modelo e n é o total de observações.

O viés de Box, que é calculado para cada parâmetro e assim permite a identificação dos parâmetros responsáveis pela não-linearidade, ou seja, o viés de Box ajuda a detectar os parâmetros individualmente responsáveis pelo excesso de curvatura. Ratkowsky (1983) sugere como valor padrão para a determinação da severidade de não-linearidade o valor limite de 1% (0,01), obtido do valor absoluto do quociente do viés pelo valor do parâmetro.

Nos estudos das áreas de biologia e agricultura, as curvas ajustadas são geralmente sigmoidais ou assintóticas. Nas curvas sigmoidais, observa-se um suave decréscimo inicial e aproximadamente assintótico, ou seja, os dados se mantêm semelhantes por um período inicial em seguida decrescem mais rapidamente, a taxa de decrescimento é mais rápida, e ocorre novamente uma suavização quando os valores são muito baixos.

Ratkowsky (1983) apresenta modelos de curva sigmoidal e assintótica. Nas curvas assintóticas verifica-se, um rápido crescimento inicial, seguido de uma suavização, ou seja, aproxima-se de uma assíntota com o acréscimo da variável dependente, mas difere no que se refere ao ponto de inflexão no caso sigmoidal.

Existem várias funções de modelos de crescimento sigmoidais e assintóticos com diversas parametrizações, alguns modelos são apresentados na Tabela um (RATKOWSKY, 1983; BATES E WATTS, 1988).

Tabela 1. Exemplos de funções de modelos de crescimento sigmoidais e assintóticos

		$y(t) = A + B/(1 + \exp C(t - M))$
	Logísticos	$y(t) = A/(1 + \exp(B - Ct))$
		$y(t) = 1/(A + B \exp(-Ct))$
Sigmoidais	Gompertz	$y(t) = A \exp(-\exp(B - Ct))$
		$y(t) = \exp/(A - BC^t)$
	Sigmóides	$y(t) = A/(1 + \exp(-(t - B)/C))$
		$y(t) = A + B/(1 + \exp(-(t - C)/D))$
Assintóticos		$y(t) = A + B(1 - \exp(-Ct))$
		$y(t) = A + Bt/(C + t)$
		$y(t) = A - BC^t$
		$y(t) = A - B \exp(-Cx)$

4. Identidade de modelos

Existem situações em que mais de uma função pode ser usada para representar o fenômeno em estudo, e nesses casos, muitas vezes há interesse em utilizar apenas uma função que se ajuste adequadamente aos dados, Bates e Watts (1988).

Nelder e Wasserman (1974) comparam modelos de regressão linear e seus parâmetros correspondentes utilizando a estatística F. Aplicaram o método a dados de produção de sabão. Charnet *et al.* (1999) descrevem o teste de coincidência de dois modelos de regressão linear simples com aplicação na área econômica.

Regazzi (2003) apresentou um método para testar a identidade de modelos não-lineares.

Sob a hipótese de nulidade, em que as equações para vários grupos são idênticas, Regazzi (2003) baseia-se no teste da razão de verossimilhança, o qual possui como estatística de teste:

$$L = \left(\frac{\hat{\sigma}_I^2}{\hat{\sigma}_U^2} \right)^{\frac{N}{2}}, \quad (2)$$

em que $\hat{\sigma}_I^2$ é a estimativa de máxima verossimilhança de σ^2 do modelo ajustado a cada conjunto de dados (modelo individual) e $\hat{\sigma}_U^2$ é a estimativa de máxima verossimilhança de σ^2 do modelo ajustado a todos os dados (modelo Geral).

O logaritmo da equação (2) fornece:

$$2\ln(L) = N \ln \left(\frac{\hat{\sigma}_I^2}{\hat{\sigma}_U^2} \right) \quad (3)$$

Segundo Rao (1973), para N grande, a distribuição de $-2\ln(L)$ é aproximadamente qui-quadrado (χ^2), com v graus de liberdade, sendo v a soma do número de parâmetros dos modelos individuais menos o número de

parâmetros do modelo geral. A hipótese H_0 , de igualdade das equações, será rejeitada se, e somente se, $\chi_c^2 \geq \chi_{\alpha;v}^2$.

Ainda, sob a hipótese H_0 , baseado no teste da razão de verossimilhança e usando as estimativas de máxima verossimilhança dos parâmetros, pode-se usar a estatística F (Bates e Watts, 1988) com $(H-1)p$ e $(N-Hp)$ graus de liberdade, em que p é o número de parâmetros do modelo. A hipótese H_0 será rejeitada se, e somente se, $F_C \geq F_{\alpha:(H-1)p;(N-Hp)}$

5. Análise Bayesiana

Os modelos não-lineares são geralmente usados para descrever curvas de crescimento, em particular do percentual de germinação de sementes. Os parâmetros desses modelos geralmente fornecem taxas de crescimento e valores máximos, que permitem frequentista clássico da inferência estatística, que é a estimação dos parâmetros, que se baseiam em métodos iterativos para a obtenção das estimativas por meio do método de mínimos quadrados ou máxima verossimilhança. As distribuições dos estimadores obtidas dessa forma são conhecidas assintoticamente, e como se trabalha com amostras pequenas, as inferências baseadas nessas estatísticas podem não ser confiáveis. Um procedimento alternativo é a utilização de métodos Bayesianos (MAZUCHELI, 1995). As inferências bayesianas são baseadas em probabilidades subjetivas ou credibilidades *a posteriori* associadas com diferentes valores do parâmetro θ e condicionadas pelo particular valor de x observado (PAULINO *et al.*, 2003).

A estatística Bayesiana vem crescendo nos últimos anos, com muitas aplicações nas áreas de ciências, economia, engenharia e outras. Ambas, a estatística frequentista e bayesiana, requerem conhecimento da teoria e métodos de probabilidade e modelos probabilísticos. A estatística bayesiana essencialmente expande a estatística clássica, combinando interpretações de probabilidade. A crescente aplicabilidade da estatística para cenários não acessíveis pela clássica ou melhor servidos por análises estatísticas mais complexas são oferecidas pela bayesiana (LINDER e SEEFELD, 2007).

No contexto da inferência Bayesiana, informações *a priori* sobre os parâmetros são utilizadas em associação com os dados amostrais pela função de verossimilhança, gerando, assim, uma distribuição conjunta *a posteriori* ($\text{posteriori} \propto \text{verossimilhança} \times \text{priori}$) (GUEDES *et al.*, 2005).

A informação *a priori* é dada pela densidade de probabilidade $P(\theta)$, a qual expressa, de alguma forma, o conhecimento do pesquisador sobre os parâmetros a serem estimados. Quando não se tem informação para incorporar, considera-se *priori* não informativas (REIS *et al.*, 2008).

Na abordagem bayesiana, ambos, os valores observáveis de uma amostra e os parâmetros são considerados quantidades aleatórias. A informação disponível sobre θ é resumida probabilisticamente por meio da distribuição *a priori* $P(\theta)$, que pode ser aumentada observando-se uma quantidade aleatória Y relacionada a θ , definida por $P(\theta|Y)$ (SILVA *et al.*, 2005; VISMARA *et al.*, 2007).

Os dados representados por uma amostra Y de uma população são utilizados na análise Bayesiana por meio da função de verossimilhança $L(Y|\theta)$, que é o valor da densidade conjunta da amostra aleatória. A partir da distribuição *a priori*, informativa ou não, e da função de verossimilhança, por meio do Teorema de Bayes, obtém-se a distribuição *a posteriori* de θ (REIS, *et al.*, 2008):

$$f(\theta|y) = \frac{f(y|\theta)f(\theta)}{\int f(y|\theta)f(\theta)d\theta}.$$

Como o denominador não depende de θ , tem-se $\text{Posteriori} \propto \text{Verossimilhança} \times \text{Priori}$, ou seja, a distribuição da densidade *a posteriori* de θ é dada por:

$$f(\theta|y) \propto f(y|\theta)f(\theta).$$

Sob o ponto de vista Bayesiano, a forma mais adequada de avaliar a informação disponível a respeito de uma quantidade desconhecida θ é dada por meio da distribuição *a posteriori*. Uma vez que a estimação pontual não

informa sobre a precisão da estimativa e restringe toda informação presente na distribuição a posteriori num único resultado. Uma maneira de contornar esse problema é calcular intervalos de credibilidade para esses valores. A inferência Bayesiana tem a vantagem da facilidade da adoção dos intervalos de credibilidade, os quais são calculados de forma natural por meio da distribuição *a posteriori* do parâmetro em questão. Suponha que θ seja um parâmetro desconhecido que pode assumir valores no espaço amostral Θ . A região $C \subset \Theta$ é dita um intervalo de credibilidade Bayesiano $100(1-\alpha)\%$ para θ se $p(\theta \in C | x) \geq 1-\alpha$. Nesse caso, $(1-\alpha)$ é chamado de nível de credibilidade. Os intervalos devem ser definidos com o menor tamanho e maior nível de credibilidade possíveis.

A inferência Bayesiana, por meio da estimação intervalar e dos intervalos de credibilidade, possibilita testar a hipótese de igualdade de parâmetros, ou seja, comparar equações ajustadas.

No Brasil, na área de tecnologia de sementes, não se tem conhecimento da aplicação da técnica Bayesiana. Essa estatística pode ser aplicada na avaliação da qualidade de sementes a fim de conhecer a distribuição do percentual de germinação; e por meio de intervalos de credibilidade dos parâmetros ajustados comparar equações ajustadas para diferentes híbridos e épocas de semeadura.

6. Referências bibliográficas

ABRASEM - ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE SEMENTES E MUDAS. Instrução Normativa Nº 25, de dezesseis de dezembro de 2005. abrasem@abrasem.com.br. Brasília-DF. Acesso em 10 de fevereiro de 2009.

ANDREOLI, C. Simplificação da equação de viabilidade para prever a longevidade de sementes de milho e soja. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 39, p. 911-917, 2004.

ANDREOLI, C. e ANDRADE, R. V. Seed longevity chart to predict viability of corn seed during open storage. **Revista Brasileira de Milho e Sorgo**, v.6, n. 2, p. 247-255, 2007.

BATES, D. M.; WATTS, D. G. **Nonlinear regression analysis and its applications**. New York: John Wiley & sons, 1988. 365 p.

CHARNET, R.; FREIRE, C. A. L.; CHARNET, E. M. R. & BONVINO, H. **Análise de modelos de regressão linear com aplicações**. Campinas: Editora Unicamp, 1999.

DRAPER, N. R.; SMITH, H. **Applied regression analysis**. 2ª Ed. U.S.A: John Wiley & Sons, Inc. 1981.

ELLIS, R. H.; ROBERTS, E. H. Improved equations for the prediction of seed longevity. **Annals of Botany**, v. 45, p. 13-30, 1980.

ELLIS, R. H. ,HONG, T. D. and ROBERTS, E. H. Logarithmic relationship between moisture content and longevity in sesame seeds. **Annals of Botany**, v. 57, p. 499-503, 1986.

ELLIS, R. H.; HONG, T. D. e ROBERTS, E. H. A Low-moisture-content limit to logarithmic relations between seed moisture content and longevity. **Annals of Botany**, v. 61, p. 405-408, 1988.

ELLIS, R. H. ,HONG, T. D. and ROBERTS, E. H. A comparison of the low-moisture-content limit to the logarithmic relations between seed moisture; longevity in twelve species. **Annals of Botany**, v. 63, p. 601-611, 1989.

ELLIS, R. H. ,HONG, T. D., ROBERTS, E. H. and TAO K. L.. Low moisture content limit to relations between seed longevity and moisture. **Annals of Botany**, v. 65, p. 493-504, 1990.

ELLIS, R. H. ,HONG, T. D. and ROBERTS, E. H. Moisture content and longevity of seeds of *Phaseolus vulgaris*. **Annals of Botany**, v. 66, p. 341-348, 1990.

EVENARI, M. Seed physiology: Its history from antiquity to the beginning of the 20th century. **The Botanical Review**, v. 50 n. 2. p. 119-141, 1984.

FINNEY, D. J. **Probit analysis**. 2^a ed. Cambridge: Cambridge University Press, 1971.

GIANINETTI, A. e COHN, M. A. Seed dormancy in red rice. XII: Population-based analysis of dry-afterripening with a hydrotime model. **Cambridge University Press**. V. 17, p. 253-271, 2007.

GUEDES, M. H. P.; MUNIZ, J. A.; SILVA, F. F.; AQUINO, L. H. Análise Bayesiana da Curva de Crescimento de Cordeiros da Raça Santa Inês. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**. V. 57, n. 3, p. 415-417, 2005.

KRZYŻANOWSKI, F. C.; VIEIRA, R. D.; FRANÇA NETO, J. de B. Vigor de sementes: conceitos e testes. **ABRATES**, Londrina – PR, 1999.

LINDER, E. e SEEFELD, K. **Statistics Using R with Biological Examples**. University of New Hampshire, Durham, NH, Department of Mathematics & Statistics, 2007.

MARCONDES, M. C.; ANDREOLI, C.; MIGLIORANZA, E. Equação de Viabilidade para determinar a longevidade de sementes de trigo sob condições diferenciadas em armazenamento convencional. **Revista Brasileira de Sementes**, v.29, n. 3, p. 182-187, 2007.

MEAD, A. e GRAY, D. Prediction of Seed Longevity: A modification of the shape of the Ellis and Roberts seed survival curves. **Seed Science Research**, v. 9, p. 63-73, 1999.

MAZUCHELI, J. **Análise Bayesiana e discriminação de modelos não-lineares**. São Carlos: Instituto de Ciências Matemáticas de São Carlos – USP. 1995. 169 p. Dissertação (mestrado em Ciências da Computação e Matemática Computacional).

NELDER, J. e WASSERMAN, W. **Applied linear statistical models**. Illinois: Richard D. Irwin, INC. 1974. 842 p.

PAULINO, C. D.; TURKMAN, M. A. A.; MURTEIRA, B. **Estatística Bayesiana**. Lisboa: Fundação Calouste Guilbenkian, 2003.

PIRES, L. A.; CARDOSO, V. J. M.; JOLY, C. A.; RODRIGUES, R. R. Germinação de *Ternstroemia brasiliensis cambess.* (*pentaphylacaceae*) de floresta de restinga. **Acta botânica brasileira** V. 23, n. 1, p. 57-66, 2009.

RAO, C. R. **Linear statistical inference and its applications**. New York: John Wiley & Sons, Inc. 1973. 276 p.

RATKOWSKY, D. A. **Nonlinear regression modeling**. New York: Marcel Dekker, Inc., 1983.

REGAZZI, A. J. Teste para verificar a igualdade de parâmetros e a identidade de modelos de regressão não-linear. **Revista Ceres**, Viçosa: v. 50, n. 287, p. 9-26, 2003.

ROBERTS, E. H. The Viability of cereal seed in relation to temperature and moisture. **Annals of Botany**. v. 24 n. 93, 1960.

ROBERTS, E. H. Viability of cereal seed for brief and extended periods. **Annals of Botany**. v. 25 n. 99, p. 373-380, 1961a.

ROBERTS, E. H. The viability of rice seed in relation to temperature, moisture content, and gaseous environment. **Annals of Botany**. v. 25 n. 99, p. 381-390, 1961b.

ROBERTS, E. H. Predicting the storage life of seeds. **Seed Science & Technology**, v. 1 n. 3, p. 499-514, 1973.

REIS, R. L.; MUNIZ, J. A.; SILVA, F. F.; SÁFADI, T.; AQUINO, L. H. Inferência Bayesiana na análise genética de populações diplóides: estimação do coeficiente de endogamia e da taxa de fecundação cruzada. **Ciência Rural**, v. 38, n. 5, p. 1258-1265, 2008.

SCHABENBERGER, O. e PIERCE, F. J. **Contemporary statistical models**. CRC Press LLC, USA, 2002.

SILVA, F. F.; MUNIZ, J. A.; AQUINO, L. H.; SÁFADI, T. Abordagem Bayesiana da Curva de Lactação da Cabras Saanem de Primeira e Segunda Ordem de Parto. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 40, n. 1, p. 27-33, 2005.

SINÍCIO, R.; BHERING, M. C.; VIDIGAL, D. S.; DIAS, D. C. F. S. Equacionamento da qualidade inicial de sementes de milho e soja para aplicação no modelo de probit. **Revista Brasileira de Sementes**, v. 31, n. 1, p. 122-130, 2009.

SINÍCIO, R.; BHERING, M. C.; VIDIGAL, D. S.; DIAS, D. C. F. S. Validadção do aplicativo computacional SEEDSOLVE para previsão das perdas de

germinação e vigor de sementes armazenadas. **Revista Brasileira de Sementes**, v. 31, n. 2, p. 009-018, 2009.

SOUZA, G. S. **Introdução aos modelos de regressão linear e não-linear**. Embrapa. Brasília, 1998.

VISMARA, L. S.; KARAM, D.; MORITA, L. H. M. Aplicação das Inferências Clássica e Bayesiana na Estimação dos Parâmetros do Modelo de Densidade Populacional de Plantas Daninhas. **Planta Daninha**. v. 25, n. 4, p. 661-669, 2007.

CAPÍTULO 1

REGRESSÃO PROBITO PARA ESTIMAR O PERCENTUAL GERMINATIVO DE SEMENTES DE MILHO SOB CONDIÇÕES DE ESTRESSE

RESUMO: Com o interesse de estudar a capacidade germinativa de lotes de sementes de milho envelhecidos, este trabalho teve como objetivo ajustar uma equação simplificada de Andreolli (2004) $V_p = V_i - p \cdot \text{tg}(\beta)$ e apresentar uma metodologia utilizando a análise de regressão probito dada pela equação $P(Y=y) = C + (1-C)F(\beta_0 + \beta_1 \cdot \log(x))$. Foram utilizadas sementes de três lotes de milho híbrido OC 705, submetidas no teste de envelhecimento acelerado à temperatura de 43°C a cada 24 horas. A equação simplificada não proporcionou um bom ajuste aos dados. Os testes do Qui-quadrado de Pearson e do Qui-quadrado da razão de log-verossimilhança indicaram que a regressão probito proporcionou um bom ajuste aos dados, fornecendo valores estimados com boa precisão. Observou-se que o lote três manteve o melhor vigor ao longo do tempo de armazenamento.

Palavras-chave: semente, germinação, regressão probito.

ESTIMATING THE PERCENTAGE OF SEED GERMINATION OF AGED MAIZE SEEDS BY PROBIT ANALYSIS

ABSTRACT: Seed germination of aged seeds of maize was estimated by the probit $P(Y=y)=C+(1-C).F(\beta_0+\beta_1.\log(x))$ as an alternative to the simplified equation in which $V_p=V_i-p.tg(\beta)$. Seeds from three seed lots of the hybrid OC 705 were aged at 43°C for 24, 48, 72, 96, 120, 144, 168 and 192 h. The seeds were stored under warehouse conditions and the experiment was replicated three times. The simplified equation didn't provide a good adjustment to the data. On the other hand, the χ^2 of the Pearson and log-likelihood tests indicated significant goodness of fit for the same data described by the probit model. The seed lot in which the seeds were graded by the screen 24 presented a better performance along the storage time.

Key words: seed, germination, probit analysis.

INTRODUÇÃO

Pesquisadores vêm buscando, desde a década de 1960 modelos capazes de estimar a viabilidade de lotes de sementes. Roberts (1960; 1961^a; 1961^b) descreveu uma equação básica de viabilidade de sementes para o trigo e arroz e posteriormente sua aplicação foi expandida para outras espécies (ROBERTS, 1973).

Ellis *et al.* (1988), os estudos de viabilidade de sementes de *quinoa*, girassol e linhaça apresentaram relação logarítmica negativa entre longevidade e conteúdo de umidade entre 4,4% e 15,4%; 3,2% e 13,0% e 3,2% e 15,5%, respectivamente, em armazenamento hermético a 65°C.

Ellis *et al.* (1989) detectaram, aplicando equações de longevidade, que em baixos conteúdos de umidade, em algumas espécies, há uma descontinuidade entre a longevidade e o conteúdo de umidade de sementes armazenadas. A relação entre a longevidade e o conteúdo de umidade acima do valor crítico foi logarítmica em 12 espécies estudadas.

Ellis *et al.* (1990a), em seus estudos com 8 colheitas, obtiveram resultados que corroboraram com resultados obtidos anteriormente por Ellis *et al.* (1989) com outras 12 colheitas.

Ellis *et al.* (1990b) trabalharam com sementes de feijão e concluíram que a fisiologia dessa semente, armazenada em ar seco, é similar a outras espécies ortodoxas e concluíram que as equações de Ellis e Roberts (1980) são aplicáveis.

Andreoli (2004) propôs uma simplificação da equação básica de Roberts e a aplicou a sementes de milho e soja durante o armazenamento em ambiente aberto.

A equação simplificada de Andreoli (2004) é dada por:

$$V_p = V_i - p \cdot \text{tg}(\beta), \quad (1)$$

em que: V_p é a viabilidade do lote transformada em probito, V_i é a germinação inicial e $\text{tg}(\beta)$ é a taxa de deterioração da semente.

Para testar a equação simplificada, Marconde *et al.* (2007), analisaram as mudanças nos percentuais germinativos e na taxa de deterioração de

sementes de trigo sob condições de armazenamento convencional e verificaram que a equação simplificada produziu, com precisão, resultados de predição de germinação e taxa de deterioração. Utilizando a equação simplificada, Andreoli e Andrade (2007) apresentaram um gráfico para estimar a longevidade de lotes de sementes de milho durante o armazenamento.

Silva e Carvalho (2008) descreveram o percentual de germinação de sementes de Faveira (*Clitoria fairchildiana* R.A. Howard. – fabaceae) em areia umedecida com 25%, 50%, 75% e 100% da capacidade de retenção de água por meio de regressão polinomial de grau dois.

Gianinetti e Cohn (2007) estudaram o percentual de germinação do arroz vermelho em função do tempo, omitindo os valores de 0% e 100% de germinação, por meio da análise de regressão probito. As equações ajustaram-se adequadamente aos dados, com R^2 variando de 0,89 a 0,94.

Pires *et al.* (2009) avaliaram o percentual de germinação em função da quantidade de graus-dia a partir da equação probito($G=5+(1/s)\log(gg-\mu)$), em que G =germinação (%) e gg é a quantidade de graus-dia necessária para a germinação. A aplicação do modelo de graus-dia pareceu ser um instrumento válido para se estudar a dependência da temperatura da germinação dessa espécie.

Em experimentos biológicos, as variáveis respostas são geralmente resultantes de estímulos aplicados a organismos vivos. Em geral, os efeitos de tratamentos em cada nível são determinados pelas observações em um grupo de indivíduos.

As respostas podem ser expressas em proporção ou percentual de indivíduos atingidos pelo tratamento em cada grupo. Os grupos são formados pelos indivíduos que receberam o mesmo nível do tratamento.

A distribuição de frequência das observações em cada nível do tratamento, para muitos experimentos, não é normal; no entanto, a transformação logarítmica pode tornar a distribuição das observações em uma distribuição aproximadamente normal.

A modelagem de respostas, que são probabilidades ou proporções de ocorrências, tem sido realizada pela transformação das observações em probitos. Esses valores probitos são modelados para se estimar as probabilidades de ocorrências em cada nível de tratamento.

É de fundamental interesse para as empresas que comercializam sementes conhecer o desempenho do percentual germinativo ao longo do tempo de armazenamento. Desta forma, justifica-se o estudo da distribuição do percentual germinativo das sementes, a fim de fornecer subsídios aos comerciantes de sementes para tomada de decisões.

O objetivo foi estudar a adequabilidade da equação simplificada (1) desenvolvida por Andreoli (2004), utilizando percentuais de germinação de sementes submetidas no teste de envelhecimento acelerado e apresentar outra abordagem utilizando a análise de regressão probito aos percentuais de germinação.

MATERIAL E MÉTODOS

Para estudar a viabilidade de lotes de sementes utilizou-se dados obtidos de um experimento realizado no Laboratório de Sementes, na Fazenda Experimental de Iguatemi, pertencente à UEM em Maringá, Estado do Paraná. Foram utilizadas sementes de três lotes do milho híbrido OC 705, colhidos no mês de dezembro de 2002. Os percentuais germinativos foram obtidos por meio do teste de envelhecimento acelerado, à temperatura de 43°C, em três épocas distintas, janeiro e julho de 2003 e abril de 2004. Em cada época, verificou-se o percentual de germinação inicial e, em condições de estresse de amostras aleatórias de sementes envelhecidas nos tempos de 24, 48, 72, 96, 120, 144, 168 e 192 horas. Os testes de germinação foram realizados à temperatura de 30°C, com 5 repetições de 200 sementes.

Para os três lotes, a porcentagem de germinação foi avaliada em janeiro e julho de 2003 e abril de 2004; assim, foram obtidos 9 (nove) conjuntos de dados provenientes de três lotes em três épocas e denotados por L11, L12, L13, L21, L22, L23, L31, L32 e L33 em que o primeiro número refere-se ao lote e o segundo a época.

Segundo Finney (1971), o método de medir a probabilidade de resposta em uma escala transformada foi introduzido nos anos 1930 e se baseia na distribuição normal. Finney (1971) foi um dos primeiros a descrever a teoria e as aplicações de análise de probitos.

O probito de uma probabilidade p foi apresentado por Finney (1971) como Y , e, neste trabalho, será denotado por Z , em que:

$$P = \int_{-\infty}^Z \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{1}{2}u^2\right\} du . \quad (2)$$

Assim, qualquer valor de P entre 0 e 1 é definido como a abscissa correspondendo à probabilidade p em uma distribuição normal com média 0 e variância 1.

A equação (2) determina ambos p e z unicamente um do outro.

Considerando a distribuição normal com média μ e variância σ^2 , se p é a probabilidade de resposta para um dado nível de tratamento, o seu probito é obtido por:

$$P = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right\} dx,$$

em que escrevendo, $u=(x-\mu)/\sigma$, a equação acima se torna:

$$P = \int_{-\infty}^u \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{1}{2}u^2\right\} du. \quad (3)$$

Comparando a equação (2) com a equação (3) tem-se que:

$$Z = \frac{(X-\mu)}{\sigma},$$

que pode ser escrita como:

$$Z = \beta_0 + \beta_1 x, \quad (4)$$

em que β_0 e β_1 são os novos parâmetros.

Para se obter a relação entre o tratamento e a resposta observada, Finney (1971) apresenta dois métodos: um gráfico e um aritmético. O método aritmético apresenta estimativas mais precisas dos parâmetros. Os dois empregam a transformação probito na estimação dos parâmetros β_0 e β_1 e são conhecidos como regressão probito.

Nos dois métodos, as porcentagens observadas para cada tratamento deverão ser convertidas em probitos.

No método gráfico, os probitos são grafados versus os níveis de tratamento e uma reta é traçada para ajustar os pontos o mais satisfatório possível. Nesse método, o logaritmo do nível do tratamento que já atingiu 50% de efeitos e denominado por ED50 é tomado como a média do tratamento efetivo. Para esse nível de tratamento, $Z=0$ (equação (4)) o coeficiente angular é obtido como o acréscimo em Z para uma unidade de acréscimo no tratamento. Essas duas estimativas são substituídas na equação (4), obtendo-

se a relação estimada entre tratamento e resposta. Esse método pode ser empregado para uma análise exploratória.

No método aritmético, as estimativas dos parâmetros pelo método de máxima verossimilhança, que apresenta estimadores mais precisos, dando mais credibilidade às estimativas obtidas para o modelo.

No modelo probito, as probabilidades de sucesso são dadas por:

$$p_i = P(Y=1|X_i) = F(Z),$$

em que $F(\cdot)$ é a função normal padrão acumulada em que $Z = \beta_0 + \beta_1 x$.

Desta forma, tem-se $F^{-1}(p_i) = \beta_0 + \beta_1 x$.

As proporções amostrais, $p_i = r_i/n_i$, são utilizadas como proporções estimadas de P_i e os probitos esperados são definidos como:

$$Z_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + e_i, \quad (5)$$

em que e_i são os erros aleatórios.

Desta forma, o modelo probito é dado por:

$$P(Y = 1 | X) = F(\beta_0 + \beta_1 X) = \int_{-\infty}^u \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{u^2}{2}\right) du, \quad (6)$$

em que os parâmetros β_0 e β_1 são desconhecidos.

A estimação desses parâmetros deverá ser feita pelo método de estimação de máxima verossimilhança, para se ter maior precisão nas estimativas.

As suposições necessárias para a validade do modelo probito podem ser sumarizadas como segue:

(i) $Y_i \in \{0, 1\}, i = 1, 2, \dots, N$, em que N é o número de repetições do experimento;

(ii) $p_i = P(Y=1|X_i) = F(\beta_0 + \beta_1 x)$, onde F é a função de distribuição normal acumulada;

(iii) Y_1, Y_2, \dots, Y_N devem ser estatisticamente independentes;

(iv) Não deve existir dependência linear exata e nem aproximada entre as variáveis independentes.

Sejam $p_i = P(Y_i=1|X_i)$ e $p_i = P(Y_i=0|X_i) = 1 - p_i$ as probabilidades dos resultados observados, calculadas conforme equação (6), para $i=1, 2, \dots, N$. Essas expressões podem ser escritas como:

$$P(Y_i | X_i) = p_i^{Y_i} (1 - p_i)^{1 - Y_i}, \text{ para } Y_i \in \{0, 1\}, i = 1, 2, \dots, n.$$

Nesse caso, a probabilidade de se observar uma amostra particular de N valores de Y , dado todos os N valores de X , é dada pelo produto das N expressões de probabilidade, que é:

$$P(Y | X) = \prod_{i=1}^N p_i^{Y_i} (1 - p_i)^{1 - Y_i}. \quad (7)$$

A probabilidade P_i e, assim, $P(Y | X)$ depende do valor do coeficiente β . Como o objetivo é estimar β , o procedimento torna essa dependência explícita pela definição da função de verossimilhança,

$$L(Y|X, \beta) \equiv P(Y|X). \quad (8)$$

Pelo princípio da estimação de verossimilhança, escolhe-se como estimativa de β , ou seja, $\hat{\beta}$, o valor que torna a verossimilhança de se ter observado esse Y particular tão grande quanto possível. Em particular, cada tentativa de β dará um valor de $L(Y|X, \beta)$. Toma-se como estimativa de máxima verossimilhança o valor de $\hat{\beta}$, para β , que resultar no maior valor $L(Y|X, \hat{\beta}) = \max L(Y|X, \beta)$. Nesse método, o parâmetro β é obtido maximizando a função de verossimilhança probito.

A função de verossimilhança probito é obtida das equações (6) e (8):

$$L(Y | X, \beta) = \prod_{i=1}^N [F(\alpha + \beta X_i)]^{Y_i} \cdot [1 - F(\alpha + \beta X_i)]^{1-Y_i} . \quad (9)$$

Considerando que é mais fácil trabalhar com a soma do que com o produto e que o valor de β que maximiza $L(Y|X, \beta)$, também maximiza $\log L(Y|X, \beta)$, sugere-se que seja aplicado o logaritmo da função de verossimilhança para a estimação de β :

$$\log L(Y|X, \beta) = \sum_{i=1}^N [Y_i \log p_i + (1 - Y_i) \log(1 - p_i)] . \quad (10)$$

Derivando (10) em relação à β e igualando a zero, têm-se as equações de verossimilhança que fornecerão os estimadores de máxima verossimilhança. Desse modo, a equação de verossimilhança probito é:

$$\sum_{i=1}^N \frac{[Y_i - F(\hat{\beta} X_i)] \cdot f(\hat{\beta} X_i)}{F(\hat{\beta} X_i) \cdot [1 - F(\hat{\beta} X_i)]} \cdot X_i = 0, \quad (11)$$

em que $f(\cdot)$ é a função densidade de probabilidade da distribuição normal padrão.

A equação verossimilhança probito é não-linear em β e soluções explícitas não podem ser obtidas.

A equação (11) pode ser escrita como:

$$\sum_{i=1}^N [Y_i - P(Y_i = 1 | X_i, \beta)] \cdot A_i \cdot X_i = 0.$$

em que:

$$A_i = \frac{f(\cdot)}{F(\cdot)[1 - F(\cdot)]} .$$

O termo entre colchetes é o desvio entre os valores observados e seus valores estimados. Esse método de máxima verossimilhança toma como estimativa de β o valor que torna este desvio aproximadamente igual a zero.

Uma consequência de estimar β por máxima verossimilhança é que, como já visto, a equação de verossimilhança é não-linear, causando uma dificuldade computacional. Também as propriedades são assintóticas, e devido a isso, a qualidade das estimativas aumenta com o crescimento do tamanho das amostras. A apropriada estimativa de β é aquela que torna negativa a derivada segunda da equação de verossimilhança, a qual é calculada por algoritmos iterativos de maximização e pode ser encontrada em diversos programas computacionais.

Neste trabalho, será utilizada a equação probito definida como:

$$P=P(Y=0) =C+(1-C).F(\beta_0 + \beta_1.\log(x)), \quad (12)$$

em que:

β_0 e β_1 são os parâmetros a serem estimados;

F é a função de distribuição acumulada normal;

x é o tratamento ou variável explanatória;

p é probabilidade de uma resposta $Y=0$;

C é uma razão de resposta natural.

Devido à simetria da distribuição normal e ao procedimento probito, quando necessário, reverte-se a ordem dos valores das duas opções de resposta para que fiquem em ordem ascendente, o que mudará o sinal de β_1 na equação (12).

O procedimento probito fornece estimativas para os parâmetros β e C e calcula a probabilidade máxima utilizando uma modificação do algoritmo de Newton-Raphson. A razão de resposta natural C pode também ser fixada ao invés de estimada. A estimação de C ou pode começar de um valor inicial que pode ser especificado ou da taxa observada em um grupo de controle.

A qualidade do ajuste pode ser verificada pela solicitação de testes: o teste de qui-quadrado de Pearson e o teste qui-quadrado da razão de log-verossimilhança.

O conjunto de dados a ser utilizado pelo procedimento probito deverá conter a variável tratamento e a variável resposta com as quantidades observadas para cada nível de tratamento, quando o número de sujeitos

submetidos a cada nível de tratamento for o mesmo. Nos casos em que o número de sujeitos em cada nível de tratamento variar, além das variáveis acima, será necessário incluir uma variável informando o número de sujeitos por nível de tratamento.

O procedimento probito, conforme todos os procedimentos do programa SAS, admitem diversas opções e declarações, algumas obrigatórias e outras opcionais, as quais fornecem as estimativas dos parâmetros do modelo e as estatísticas necessárias para sua avaliação.

A sintaxe do procedimento probito para a modelagem de dados experimentais, em que as respostas são as probabilidades em cada nível de tratamento, em sua forma mais simples é:

```
Proc Probit data= xxxxx log10 optc;  
  model resposta/n= tratamento / lackfit;  
  output out=yyyy p=p_hat;  
  predpplot var = dose cfit = blue cframe=ligr inborder;  
run;
```

A opção log10 especifica a mudança nos níveis de tratamento pelo seu logaritmo na base 10. Em lugar de log10, pode-se também utilizar o log ou LN, que irá substituir os níveis de tratamento pelo seu logaritmo natural.

A opção optc controla a forma como a resposta natural C será trabalhada. Entende-se resposta natural como a resposta inerente, sem adquirir efeitos de tratamento, ou seja, a resposta observada no grupo controle.

O modelo é ajustado conforme especificado na declaração “model”, e um conjunto de opções podem ser solicitadas junto a essa declaração.

A declaração “output” cria um novo conjunto de dados, contendo, além das variáveis de entrada, as probabilidades ajustadas, os estimadores dos parâmetros do modelo $\beta_0 + \beta_1 x$ e as estimativas de seu erro padrão.

A declaração “predpplot” cria um gráfico indicando a relação entre a variável dependente, as proporções de respostas observadas e os valores das probabilidades estimadas.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

As observações de germinação foram transformadas em probito e ajustadas pela equação simplificada (1), que não se ajustou de maneira satisfatória aos conjuntos de dados de germinação. Isto ocorreu porque os dados de germinação sob condição de estresse apresentam grande variabilidade e, assim, os probitos dos percentuais de germinação não proporcionaram linearização suficiente (Tabela 1).

Para dados de germinação de sementes de milho híbrido obtidos de amostras retiradas ao longo do período de 30 a 360 dias, Andreoli (2004) obteve ajuste pela equação simplificada de viabilidade. Andreoli e Andrade (2007) obtiveram excelente ajuste utilizando percentuais de sementes de milho híbrido duplo retiradas nos tempos 0, 30, 60, 90, 120, 240 e 360 dias de armazenamento, em que o r^2 variou de lote para lote, entre 0,97 a 0,99.

TABELA 1. Valores ajustados para os parâmetros da equação de viabilidade simplificada $V_p=V_i-p.tg(\beta)$

Dados	Germinação		r^2
	Observada inicial (V_i)	$tg\beta$	
L11	95,5	-0,0121	0,9002
L12	95,3	-0,0161	0,9182
L13	88,6	-0,0211	0,8143
L21	96,6	-0,0095	0,8609
L22	94,7	-0,0130	0,7890
L23	93,9	-0,0259	0,8300
L31	93,3	-0,0145	0,8143
L32	92,8	-0,0179	0,8432
L33	91,1	-0,0212	0,8709

Usando lotes de sementes de trigo ao longo de 300 dias, Marconde et al (2007) obtiveram ajustes que variaram de lote para lote com r^2 entre 89% a 96% e com taxa de deterioração entre 0,0004 a 0,0013.

Os valores estimados para os parâmetros da equação de regressão probito (12), ajustada pelo SAS, aos dados de percentuais de germinação de

sementes de milho sob estresse, nas três épocas, são apresentados na Tabela 2.

Os valores de viabilidade inicial estimados pelo modelo são bastante próximos aos observados (Tabela 2). Nesse âmbito, pode-se tomar os valores da viabilidade inicial estimados pelo modelo como a viabilidade inicial do referido lote e época. Deve-se levar em conta também a variabilidade do teste de germinação, pois o erro de amostragem pode ser alto e, conseqüentemente, o intervalo de confiança pode ter amplitude larga.

TABELA 2. Valores referentes ao ajuste da equação de regressão $P(Y=0)=C+(1-C).F(\beta_0 + \beta_1.\log(x))$

Lotes	Germinação Observada inicial ($V_i\%$)	Parâmetros ajustados			Germinação Estimada inicial ($\hat{V}_i\%$)
		C	β_0	β_1	
L11	95,5	0,0404	-9,0257	4,2081	95,96
L12	95,3	0,0554	-14,4439	7,0330	94,46
L13	88,6	0,1083	-15,7764	8,0842	89,17
L21	96,6	0,0344	-10,3470	4,6456	96,56
L22	94,7	0,0523	-15,2602	7,1301	94,77
L23	93,9	0,0763	-9,4641	5,1329	92,37
L31	93,3	0,0685	-20,4258	9,7838	93,15
L32	92,8	0,0656	-13,3428	6,5648	93,44
L33	91,1	0,1076	-15,0292	7,4820	89,24

Para os lotes L13, L22 e L23, o modelo não apresentou um bom ajuste, como pode ser visualizado nas Figuras 1 e 2. As oscilações ocorridas entre os valores observados adjacentes nesses três lotes diferenciam dos demais lotes. Essas oscilações podem ter afetado a qualidade do ajuste e podem ter ocorrido devido às condições de experimentação.

A normatização estabelece para o milho o percentual mínimo de germinação de 85%. Apesar de o modelo probito não apresentar bom ajuste aos lotes L13, L22 e L23, observa-se que até o tempo para o qual o percentual de germinação cai para 80% todos os modelos ajustados apresentaram eficaz poder estimativo, pois os valores estimados são muito próximos aos

observados. Assim, este modelo pode ser usado para estimação do percentual de germinação, acima dos 80%, com acurácia (Figuras 1, 2 e 3 e Tabela 3).

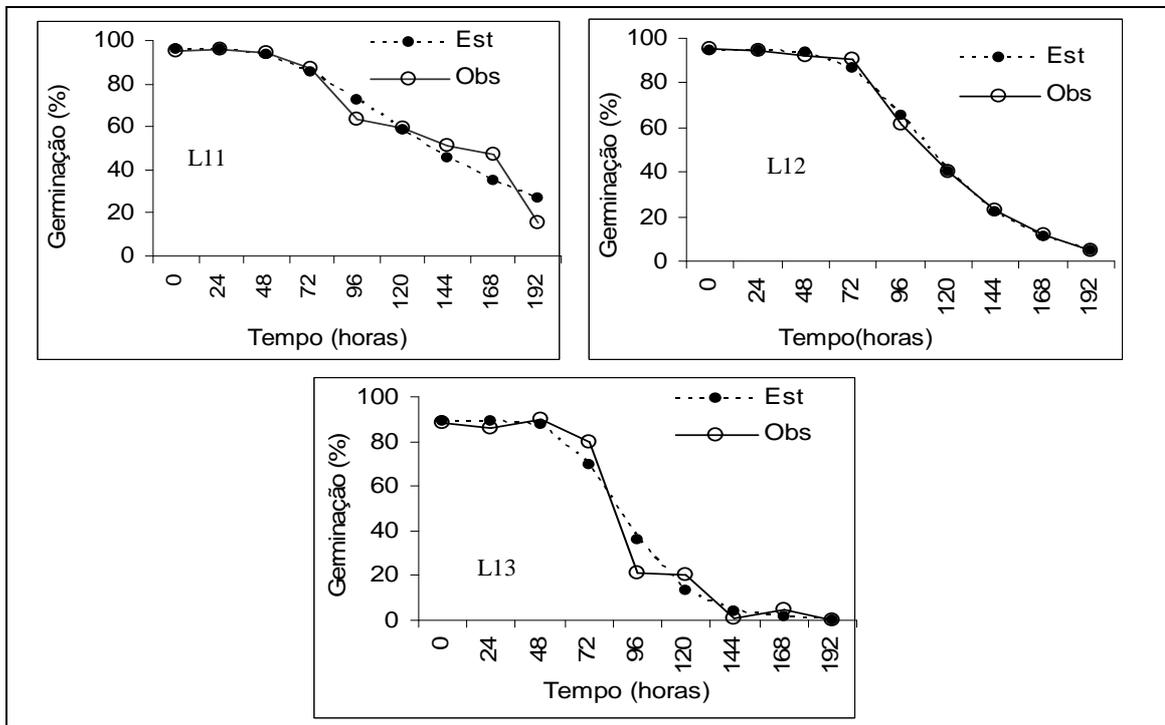


FIGURA 1. Valores de germinação estimados e observados nos lotes L11, L12 e L13 de sementes de milho híbrido OC 705, em função do tempo de envelhecimento acelerado.

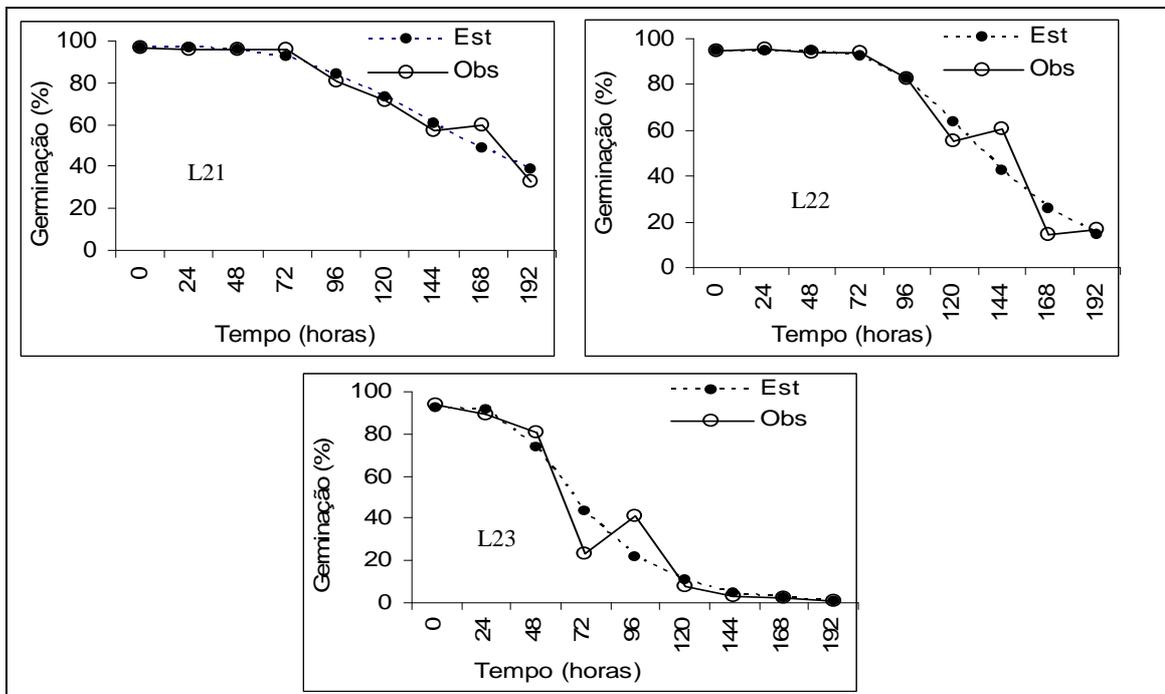


FIGURA 2. Valores de germinação estimados e observados nos lotes L21, L22 e L23 de sementes de milho híbrido OC 705, em função do tempo de envelhecimento acelerado.

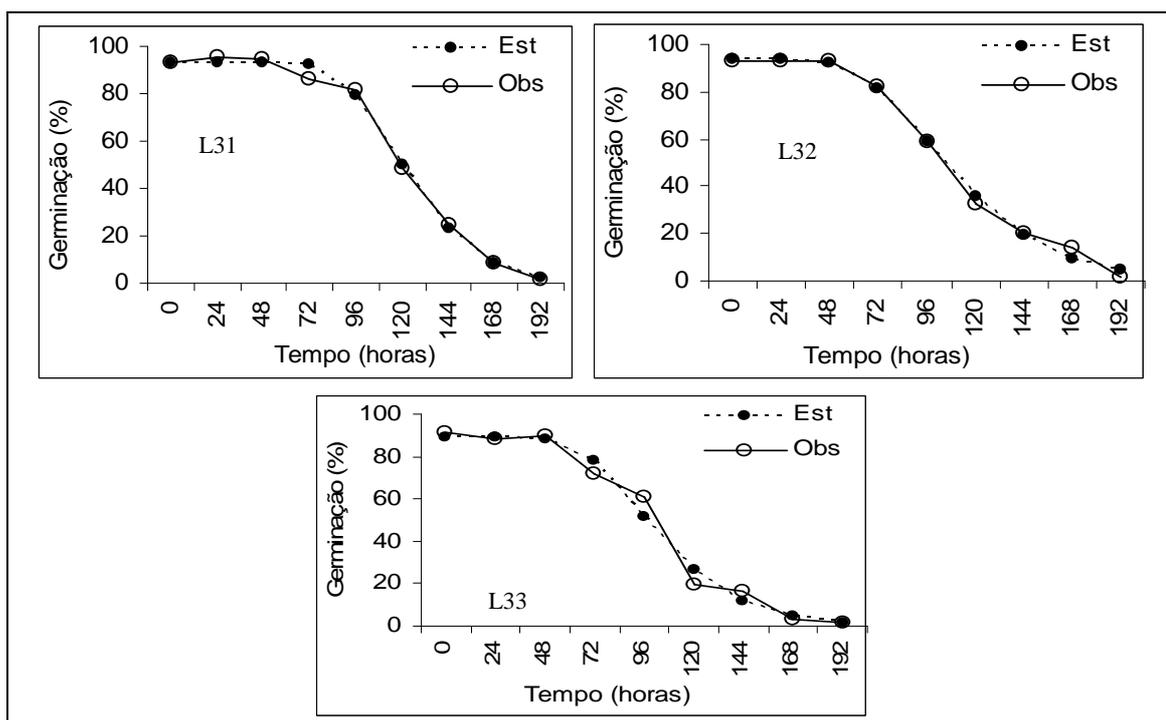


FIGURA 3. Valores de germinação estimados e observados nos lotes L31, L32 e L33 de sementes de milho híbrido OC 705, em função do tempo de envelhecimento acelerado.

Até o tempo de envelhecimento de 72 horas, o percentual de germinação observado e estimado manteve-se acima de 80% para os lotes L11, L12, L21, L22, L31 e L32. Para os lotes L13 e L33, na época de abril de 2004, o percentual estimado caiu para 80% no período de envelhecimento de 72 horas. A perda mais rápida de germinação foi para o lote L23, após o período de 24 horas de estresse. Isto se justifica em função da grande variabilidade dos dados desse lote. Observa-se pelas Figuras 1, 2 e 3 que após o tempo de 72 horas de estresse é que o percentual de germinação decresceu rapidamente.

O teste do Chi-quadrado (χ^2) de Pearson e o teste Chi-quadrado (χ^2) da razão de log-verossimilhança indicaram bom ajuste para o lote L12 e L32. Para os outros lotes, o p-valor do teste foi pequeno ($p < 0,05$); então, variâncias e covariâncias foram ajustadas por um fator de heterogeneidade e um valor crítico da distribuição t de Student foi usado para calcular os limites fiduciais. Isto se deu nas amostras em que os dados apresentaram alta variabilidade. Mesmo assim, os ajustes mostraram-se satisfatórios para os percentuais de germinação acima de 80%, já que a alta variabilidade foi provocada para

valores de germinação abaixo de 70%, nos lotes L13, L22 e L23, que são os lotes com maior variabilidade (Figuras 1 e 2).

TABELA 3. Valores de germinação observados e estimados pela regressão $P(Y=y) = C + (1-C) \cdot F(\beta_0 + \beta_1 \cdot \log(x))$, em função do tempo de envelhecimento acelerado.

Tempo (hs)	Obs	Est	Obs	Est	Obs	Est
	L11		L21		L31	
0	95,50	95,96	96,60	96,56	93,30	93,15
24	96,20	95,90	96,20	96,56	95,30	93,15
48	94,60	93,51	96,20	96,02	94,50	93,15
72	86,70	85,10	95,70	92,42	86,40	92,02
96	63,60	72,26	81,00	84,25	81,50	79,09
	L12		L22		L32	
0	95,30	94,46	94,70	94,77	92,80	93,44
24	94,60	94,46	95,50	94,77	92,80	93,44
48	91,90	94,04	94,20	94,72	93,30	92,45
72	90,20	86,54	93,60	92,70	81,80	81,75
96	61,10	65,36	82,20	82,45	58,70	58,80
	L13		L23		L33	
0	88,60	89,17	93,90	92,37	91,10	89,24
24	86,30	89,17	89,10	91,57	88,00	89,24
48	89,90	87,88	80,60	73,71	89,60	88,60
72	79,90	69,25	23,30	43,63	72,10	77,76

Para a comercialização dos lotes, espera-se que ao longo do tempo de armazenamento os mesmos se mantenham com o percentual de germinação acima de 85%. Assim, pode-se verificar que o lote dois é menos viável, pois ao longo do tempo de armazenamento, de janeiro de 2003 a abril de 2004, apresenta a perda mais rápida do percentual de germinação ao longo do tempo de estresse, indicando maior perda de vigor.

Para os lotes um e três, a perda no percentual de germinação ao longo do tempo de armazenamento foi menor. Verifica-se que ao longo do tempo de

envelhecimento, nas três épocas, a perda do percentual de germinação é menor. O lote três, pelos dados observados e estimados na época três, é superior ao lote um.

O teste de envelhecimento acelerado baseia-se no fato de que as sementes de alto vigor produzem plantas normais no teste de germinação depois de submetidas ao estresse de altas temperaturas e elevada umidade relativa. Assim, pelos resultados apresentados anteriormente, pode-se afirmar que o lote três manteve melhor vigor ao longo do tempo de armazenamento, sendo, portanto, o lote mais adequado para a comercialização.

CONCLUSÕES

O modelo simplificado de Andreoli (2004) não foi adequado para estimar o percentual de germinação de sementes de milho sob a condição de estresse. Sugere-se, para esse tipo de dados, com curva sigmóide, investigar a aplicação dos modelos não-lineares.

A queda do percentual de germinação é muito rápida após o período de estresse de 72 horas.

A regressão probito apresentou ajuste adequado ao percentual de germinação de sementes de milho, obtido em experimentos conduzidos sob condição de estresse, permitindo identificar o lote três como o mais adequado para a comercialização.

AGRADECIMENTOS

À equipe do laboratório de sementes da Fazenda Experimental de Iguatemi da Universidade Estadual de Maringá, pela realização do experimento e obtenção dos dados.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDREOLI, C. Simplificação da equação de viabilidade para prever a longevidade de sementes de milho e soja. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 39, p. 911-917, 2004.

ANDREOLI, C. e ANDRADE, R. V. Seed longevity chart to predict viability of corn seed during open storage. **Revista Brasileira de Milho e Sorgo**, v.6, n. 2, p. 247-255, 2007.

ELLIS, R. H.; HONG, T. D. e ROBERTS, E. H. A low-moisture-content limit to logarithmic relations between seed moisture content and longevity. **Annals of Botany**, v. 61, p. 405-408, 1988.

ELLIS, R. H., HONG, T. D. and ROBERTS, E. H. A comparison of the low-moisture-content limit to the logarithmic relations between seed moisture; longevity in twelve species. **Annals of Botany**, v. 63, p. 601-611, 1989.

ELLIS, R. H., HONG, T. D., ROBERTS, E. H. and TAO K. L. Low moisture content limit to relations between seed longevity and moisture. **Annals of Botany**, v. 65, p. 493-504, 1990.

ELLIS, R. H. ,HONG, T. D. and ROBERTS, E. H. Moisture content and longevity of seeds of *Phaseolus vulgaris*. **Annals of Botany**, v. 66, p. 341-348, 1990.

FINNEY, D. J. **Probit analysis**. 2ª ed. Cambridge University Press, Cambridge: 1971.

GIANINETTI, A. e COHN, M. A. Seed dormancy in red rice. XII: population-based analysis of dry-afterripening with a hydrottime model. **Cambridge University Press**. V. 17, p. 253-271, 2007.

MARCONDES, M. C., ANDREOLI, C.; MIGLIORANZA, E. Equação de viabilidade para determinar a longevidade de sementes de trigo sob condições diferenciadas em armazenamento convencional. **Revista Brasileira de Sementes**, v. 29, n. 3, p. 182-187, 2007.

PIRES, L. A.; CARDOSO, V. J. M.; JOLY, C. A.; RODRIGUES, R. R. Germinação de *Ternstroemia brasiliensis cambess.* (*pentaphylacaceae*) de floresta de restinga. **Acta botânica brasileira**. V. 23, n. 1, p. 57-66, 2009.

ROBERTS, E. H. The viability of cereal seed in relation to temperature and moisture. **Annals of Botany**. v. 24 n. 93, 1960.

ROBERTS, E. H. Viability of cereal seed for brief and extended periods. **Annals of Botany**. v. 25 n. 99, p. 373-380, 1961.

ROBERTS, E. H. The viability of rice seed in relation to temperature, moisture content, and gaseous environment. **Annals of Botany**. v. 25 n. 99, p. 381-390, 1961b.

ROBERTS, E. H. Predicting the storage life of seeds. **Seed Science & Technology**, v. 1 n. 3, p. 499-514, 1973.

SILVA, B. M. S. e CARVALHO, N. M. Efeitos do estresse hídrico sobre o desempenho germinativo da semente de faveira (*Clitoria fairchildiana* r.a. howard. – fabaceae) de diferentes tamanhos. **Revista Brasileira de Sementes**, v. 30, n. 1, p. 55-65, 2008.

CAPÍTULO 2

UMA PROPOSTA DE MODELAGEM NÃO-LINEAR DO DESEMPENHO GERMINATIVO DE SEMENTES DE MILHO AO LONGO DO TEMPO DE ENVELHECIMENTO ACELERADO

RESUMO. Este trabalho foi desenvolvido com o objetivo de ajustar um modelo de regressão não-linear para estimar o desempenho germinativo de sementes de lotes comerciais de milho híbrido OC 705, submetidas ao teste de envelhecimento acelerado à temperatura de 43°C. Utilizou-se o modelo logístico $y(t)=C/(1+\exp(B(t-M)))$ para ajustar os dados. As medidas de viés de Box e de curvaturas paramétrica e intrínseca foram usadas para o diagnóstico do modelo. O modelo ajustou-se adequadamente para todos os conjuntos de dados, e a análise dos resultados identificou o lote três como sendo o melhor lote para a comercialização, pois representou menor redução no poder germinativo ao longo do tempo.

Palavras-chave: viabilidade de sementes; ajuste de percentuais germinativos; regressão não-linear.

NONLINEAR MODELS FOR EVALUATING THE PERFORMANCE OF ARTIFICIALLY AGED MAIZE SEEDS

ABSTRACT: The present experiment was carried out to fit the logistic model $y(t)=C/(1+\exp(B(t-M)))$. Seeds from three seed lots of the hybrid OC 705 were aged at 43 °C for 24, 48, 72, 96, 120, 144, 168 and 192 h. The seeds were stored under warehouse conditions and the experiment was replicated three times. The goodness of fit was evaluated by the parameter and intrinsic curvatures and bias of Box. The logistic model described all data but the seed germination losses from seed lot 3 were lower along the storage time.

Key words: seed viability, adjust of percentile germinate, nonlinear regression.

INTRODUÇÃO

É muito importante prever os efeitos do armazenamento na viabilidade das sementes para que se tenha uma perda suave da viabilidade (ELLIS e ROBERTS, 1980). A perda de viabilidade e vigor é mais rápida principalmente sob condições tropicais (ANDREOLI e ANDRADE, 2007). Fatores como a temperatura, umidade relativa do ar e a qualidade fisiológica inicial das sementes contribuem para essas perdas durante o armazenamento (ROBERTS, 1960). Estimativas de germinação seguras são importantes para a manutenção de germoplasma e para os mantenedores de sementes comerciais, tanto na produção quanto no armazenamento (MEAD e GRAY, 1999). Equações capazes de estimar a viabilidade foram desenvolvidas inicialmente por Roberts (1960; 1961^a; 1961^b; 1973) e, posteriormente, por Ellis e Roberts (1980), e são atualmente usadas por muitos pesquisadores.

Andreoli (2004) descreveu uma simplificação da equação básica de Roberts (1960) e Ellis e Roberts (1980) para melhorar a precisão nas estimativas de viabilidade, dada por $V_p = V_i - \text{tg}(\beta) \cdot p$, em que V_p é a viabilidade em probito no período p , V_i é a viabilidade inicial e $\text{tg}(\beta)$ é a taxa de deterioração.

A transformação dos percentuais germinativos em probitos gera um novo conjunto de dados que tem distribuição aproximadamente linear, possibilitando que sejam ajustados pela equação linear $V_p = V_i - \text{tg}(\beta) \cdot p$, que é simples e de fácil interpretação (ANDREOLI, 2004).

No entanto, nem sempre se consegue a linearização dos dados e se torna necessário buscar outros modelos. Nessas situações, não é possível descrever um fenômeno por meio dos modelos lineares e os parâmetros não são possíveis de serem estimados com fórmulas analíticas. Processos como crescimento, decadência, nascimento, mortalidade e rendimento raramente se relacionam linearmente com as variáveis exploratórias.

Os modelos não-lineares são aplicados em biologia, engenharia florestal, zoologia e ecologia, com os quais é possível modelar o crescimento ocorrido em vegetais, árvores, arbustos, animais e também em seres humanos (DRAPER e SMITH, 1981).

Guimarães *et al.* (2006) utilizaram modelos de regressão não-linear para estudar a curva de lactação de caprinos leiteiros, produção de leite ao longo do tempo de lactação (em semanas).

Carvalho e Christoffoleti (2007) avaliaram a influência da luz (fotoperíodo ou escuro) e da temperatura (alternância ou constância) na germinação de cinco espécies de plantas daninhas do gênero *Amaranthus*, ajustando o modelo de regressão não-linear do tipo logístico.

Gaspar-Oliveira *et al.* (2008) utilizaram o modelo de regressão não-linear de Gompertz para ajustar valores de percentuais de germinação em função do tempo (em dias) para métodos de superação de dormência.

Cardoso e Pereira (2008) descreveram a distribuição das porcentagens acumuladas de germinação de sementes de *Drymaria cordata*, ao longo do tempo de semeadura (dias), de acordo com o modelo de Weibull, $\Psi = A \{1 - \exp [-k (x - z)d]\}$, em que A, k, z e d são constantes, Ψ é a porcentagem e x o tempo.

Carvalho *et al.* (2008) avaliaram as características de crescimento e desenvolvimento, em condições não-competitivas, de cinco espécies de plantas daninhas do gênero *Amaranthus* com ocorrência nas áreas agrícolas brasileiras por meio de modelo de regressão não-linear do tipo logístico.

Calha *et al.* (2008) estudaram a influência da idade na germinação das sementes de *Alisma plantagoaquatica* e o regime de temperatura mais adequado à germinação. Para a análise das curvas de germinação, utilizaram o modelo log-logístico.

Rizzardi *et al.* (2009) utilizaram o modelo não-linear Weibull para descrever os processos de germinação e alongação de corda-de-viola em termos do tempo hidrotérmico e temperatura, respectivamente.

Sánchez-Coronado *et al.* (2007) ajustaram a curva exponencial sigmóide $y=a/(1+b(-cx))$ ao percentual de germinação de sementes *Omphalea oleifera* (Euphorbiaceae).

Os modelos não-lineares apresentam algumas vantagens em relação aos lineares, tais como a origem na teoria e princípios biológicos, físicos e químicos em situações que necessitam menos parâmetros, que são mais facilmente interpretáveis. Existem desvantagens que consistem em: requer algoritmos iterativos de ajuste, uso de estimativas iniciais para o ajuste dos

parâmetros, permitirem apenas aproximações em vez de inferências mais precisas e requer sólida compreensão acerca do fenômeno em estudo (SCHABENBERGER e PIERCE, 2002).

Os modelos não-lineares são descritos pela fórmula:

$$Y_i = f(x_i, \theta) + \varepsilon_i, \quad i=1, \dots, n,$$

em que a função resposta $f(x_i, \theta)$ é uma função não-linear de forma conhecida; x_i é um vetor k -dimensional formado por observações em variáveis exploratórias; θ é um vetor de parâmetros do modelo; e ε_i é o erro experimental que tem média zero, variância constante σ^2 e não são correlacionados.

A estimação dos parâmetros de uma regressão não-linear é feita assim como na regressão linear, utilizando os métodos de “mínimos quadrados” e “máxima verossimilhança”. O método de *Gauss-Newton* é um algoritmo usado para a minimização do quadrado dos resíduos. Esse método utiliza a expansão em série de *Taylor* para aproximar a equação originalmente não-linear a uma forma linear e, em seguida, aplicar a teoria dos mínimos quadrados para se obter novas estimativas de parâmetros que tendem para a minimização dos resíduos.

Este estudo visa conhecer a distribuição do percentual de germinação obtido sob condição de estresse para diferentes lotes e com diferentes tempos de armazenamento. Neste sentido, as empresas produtoras de sementes poderiam avaliar a qualidade das sementes ao longo do tempo de armazenamento. O objetivo deste trabalho foi ajustar um modelo de regressão não-linear para estimar, em três épocas distintas, a viabilidade de sementes de milho híbrido, em função do tempo de envelhecimento acelerado.

MATERIAL E MÉTODOS

O experimento foi realizado no Laboratório de Sementes, na Fazenda Experimental de Iguatemi, pertencente ao CCA/UEM, em Maringá, PR.

Foram utilizados 3 (três) lotes de sementes de milho Híbrido OC 705. Para todos os lotes, a porcentagem de germinação foi avaliada em janeiro e julho de 2003 e abril de 2004. Foram obtidos 9 (nove) conjuntos de dados provenientes de três lotes em três avaliações e denotados por L11, L12, L13, L21, L22, L23, L31, L32 e L33, em que o primeiro número refere-se ao lote e o segundo à avaliação.

Os dados foram obtidos de percentuais germinativos de sementes de milho submetidas ao teste de envelhecimento acelerado em temperatura de 43°C. Os testes de germinação foram realizados à temperatura de 30°C, com 5 repetições de 200 sementes. Observou-se o percentual de germinação inicial (tempo zero) e nas condições de estresse, durante 24, 48, 72, 96, 120, 144, 168 e 192 horas de envelhecimento acelerado.

Nos estudos das áreas de biologia e agricultura, as curvas são geralmente sigmoidais ou assintóticas. Nas curvas sigmoidais decrescentes, observa-se um suave decréscimo inicial, aproximadamente assintótico, ou seja, os dados se mantêm semelhantes por um período inicial em seguida decrescem rapidamente e então ocorre novamente uma suavização quando os valores são muito baixos.

O modelo de regressão não-linear que apresenta uma curva assintótica é o modelo logístico. A forma algébrica geral do modelo logístico é:

$$Y = A + \frac{C}{1 + e^{B \cdot (t-M)}} + \varepsilon \quad (1)$$

em que A, B, C e M são parâmetros e ε é o erro aleatório.

Para ajustar os dados de percentuais germinativos, foi considerada uma das muitas reparametrizações, apresentada a seguir:

$$Y = \frac{C}{1 + e^{B \cdot (t-M)}} \quad (2)$$

em que:

C pode ser considerado como o máximo valor que y atinge, o parâmetro B representa a taxa de decrescimento ao longo do tempo e o parâmetro M indica o tempo (t) aproximado em que o y atingiu (1/2)C (RATKOWSKY,1983).

Uma nova proposta é que C seja substituído pela constante que representa a viabilidade inicial da semente, determinada por meio de testes de germinação, denotada por V_i . Essa constante é específica para cada lote ou amostra. O novo modelo tem a forma:

$$Y = \frac{V_i}{1 + e^{B \cdot (t - M)}}, \quad (3)$$

em que:

B indica a perda dos percentuais germinativos ao longo do tempo e M indica o tempo no qual o percentual de germinação atinge aproximadamente 50%.

Um modelo não-linear é considerado o melhor, em comparação a outros, se apresentar forma mais linear. Para avaliar a não-linearidade de um modelo, as ferramentas utilizadas são as medidas de curvatura de Bates e Watts e o viés de Box.

Bates e Watts (1988) descrevem formalmente as expressões para o cálculo das curvaturas paramétricas e intrínsecas, que servem para estudar a presença de não-linearidade em um modelo. A idéia é que quanto mais linearizável for a função resposta, melhor serão os resultados inferenciais associados ao modelo não-linear. Em princípio, o modelo é melhor quanto menor forem as curvaturas.

Souza (1998) assinala que o valor limite de curvatura sugerido por Bates e Watts é dado por:

$$\frac{1}{2\sqrt{F_{1-\alpha,(p,n-p)}}} \quad (4)$$

Alto valor da curvatura intrínseca indica a intensidade da não-linearidade da função resposta e o alto valor da curvatura paramétrica indica

qual ou quais parâmetros do modelo são responsáveis pelo afastamento da forma linear.

A outra medida importante é o viés de Box, que é calculado para cada parâmetro e permite a identificação dos que são responsáveis pela não-linearidade, ou seja, o viés de Box ajuda a detectar quais os parâmetros que individualmente são responsáveis pelo excesso de curvatura. Ratkowsky (1983) sugere como valor padrão para a determinação da não-linearidade o valor de 1% (0,01), obtido pela razão entre o valor absoluto do quociente do viés e o valor do parâmetro.

A fórmula para o cálculo do viés tem a seguinte expressão:

$$\text{Viés}(\hat{\theta}) = -\frac{\sigma^2}{2} \left[\sum_{i=1}^n F(\theta) F^t(\theta) \right]^{-1} \sum_{i=1}^n F(\theta) \text{traço} \left[\left(\sum_{i=1}^n F(\theta) F^t(\theta) \right)^{-1} H(\theta) \right].$$

Em que $F(\theta)$ é o vetor $p \times 1$ das derivadas primeiras de $f(X_t, \theta^0)$ e $H(\theta)$ é a matriz $p \times p$ das derivadas segundas com relação a cada elemento de θ^0 , avaliada em X_t , $t=1, \dots, n$.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os nove conjuntos de dados foram ajustados pela equação (3). O p-valor para os testes de normalidade de Shapiro Wilks e a homocedasticidade de Bartlett's é apresentado na Tabela 1. Apenas o lote três não violou a suposição de normalidade ($p > 0,05$) nas três épocas. A suposição de homocedasticidade não foi violada ($p > 0,05$) nas três épocas apenas para o lote um. Porém, a violação das suposições de normalidade e homocedasticidade não acarretam prejuízos à qualidade de ajuste dos dados (SOUZA, 1998).

TABELA 1. P-valor do teste de normalidade de Shapiro-Wilk e homocedasticidade de Bartlett's para cada lote e período

	Conjuntos de dados								
	L11	L12	L13	L21	L22	L23	L31	L32	L33
Norm.									
S-W.	0,159	0,231	0,000*	0,837	0,005	0,000*	0,096	0,346	0,475
Homoc.									
Bartlett's	0,058	0,193	0,241	0,066	0,000**	0,000**	0,003**	0,001**	0,063

Normalidade: *significativo a 5%.

Homocedasticidade: **significativo a 5%.

O novo modelo (3), com o valor da germinação inicial V_i , específico para cada conjunto de dados, fixado, ajustou-se adequadamente a todos os conjuntos de dados.

Os valores de germinação estimados e observados, em função do tempo de envelhecimento, nos lotes um, dois e três, nas épocas de janeiro e julho de 2003 e abril de 2004, são apresentados nas Figuras 1, 2 e 3, respectivamente.

As estimativas do parâmetro B, taxa de deterioração, indica a perda dos percentuais germinativos ao longo do tempo de envelhecimento acelerado, para todos os lotes. O lote três, ao longo do tempo de armazenamento, épocas de janeiro e julho de 2003 e abril de 2004, manteve, aproximadamente, a mesma taxa de deterioração. O lote dois teve taxa de deterioração aproximadamente duplicada da primeira para a terceira época. O lote um teve

o maior aumento da taxa de deterioração ao longo do tempo de armazenamento, de 0,025 na época um para 0,111 na época três, aumentou em mais de quatro vezes ao longo do tempo de armazenamento (Tabela 2 e Figuras 1, 2 e 3).

O parâmetro M indica o tempo aproximado em que o lote atingiu um percentual de germinação de aproximadamente 50% do máximo. Os lotes um e dois tiveram uma variação muito grande desse tempo nas três avaliações. O lote um variou de 147 dias na época de janeiro de 2003 para 88 dias na época de abril de 2004.

O lote dois variou de 171 dias na época de janeiro de 2003 para 72 dias na época de abril de 2004. O lote três manteve esse tempo semelhante, 104, 110 e 124 horas, ao longo do tempo de armazenamento, épocas de janeiro e julho de 2003 e abril de 2004 (Tabela 1 e Figuras 1, 2 e 3).

Para todos os lotes e em todas as épocas, a medida de curvatura intrínseca indicou forte presença de linearidade. O lote três, ao longo do tempo de armazenamento, teve as menores medidas de curvatura intrínseca, indicando melhor qualidade de ajuste que os lotes um e dois (BATES e WATTS, 1988) (Tabela 2).

As medidas de curvatura paramétrica foram não significativas, porque não houve parâmetro ou parâmetros responsável por fuga da linearidade. De fato, o viés de Box teve valores inferiores do valor limite para todos os parâmetros. Observou-se que o lote três teve as menores medidas de curvatura intrínseca e das medidas do viés de box nas três épocas, janeiro e julho de 2003 e abril de 2004 (BATES e WATTS, 1988) (Tabela 2).

O lote três teve os menores valores da soma do quadrado do erro, ao longo do tempo de armazenamento, épocas de janeiro e julho de 2003 e abril de 2004.

Os lotes um e dois, na época abril de 2004, tiveram os maiores valores de medida de curvatura intrínseca, apesar de estarem abaixo do valor limite de 0,26. Seus valores do viés de box ultrapassaram, ainda que levemente, o valor limite de 0,01 (Tabela 2).

TABELA 2. Estimativas dos parâmetros, viés, curvaturas e das variâncias da equação não-linear $y=V_i/(1+\exp(B(t-M)))$, ajustada aos lotes de sementes

		Conjuntos de dados								
		L11	L12	L13	L21	L22	L23	L31	L32	L33
Par. Est.	V_i^*	0,955	0,953	0,886	0,966	0,947	0,939	0,933	0,928	0,911
	B	0,025	0,044	0,111	0,025	0,039	0,046	0,056	0,044	0,052
	M	147	115	88	171	142	72	124	110	104
Viés	B	0,004	0,002	0,014	0,002	0,006	0,014	0,002	0,003	0,003
	M	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Curv. Param.		0,143	0,101	0,281	0,168	0,156	0,253	0,095	0,123	0,128
Curv. Intr.		0,095	0,067	0,150	0,086	0,115	0,168	0,063	0,082	0,088
SQE		0,264	0,096	0,209	0,135	0,283	0,555	0,061	0,132	0,112

V_i = valor da viabilidade inicial fixado para cada conjunto de dados, que corresponde ao parâmetro C.

Valor limite para o viés de box=0,01.

Valor limite para as curvaturas=0,26.

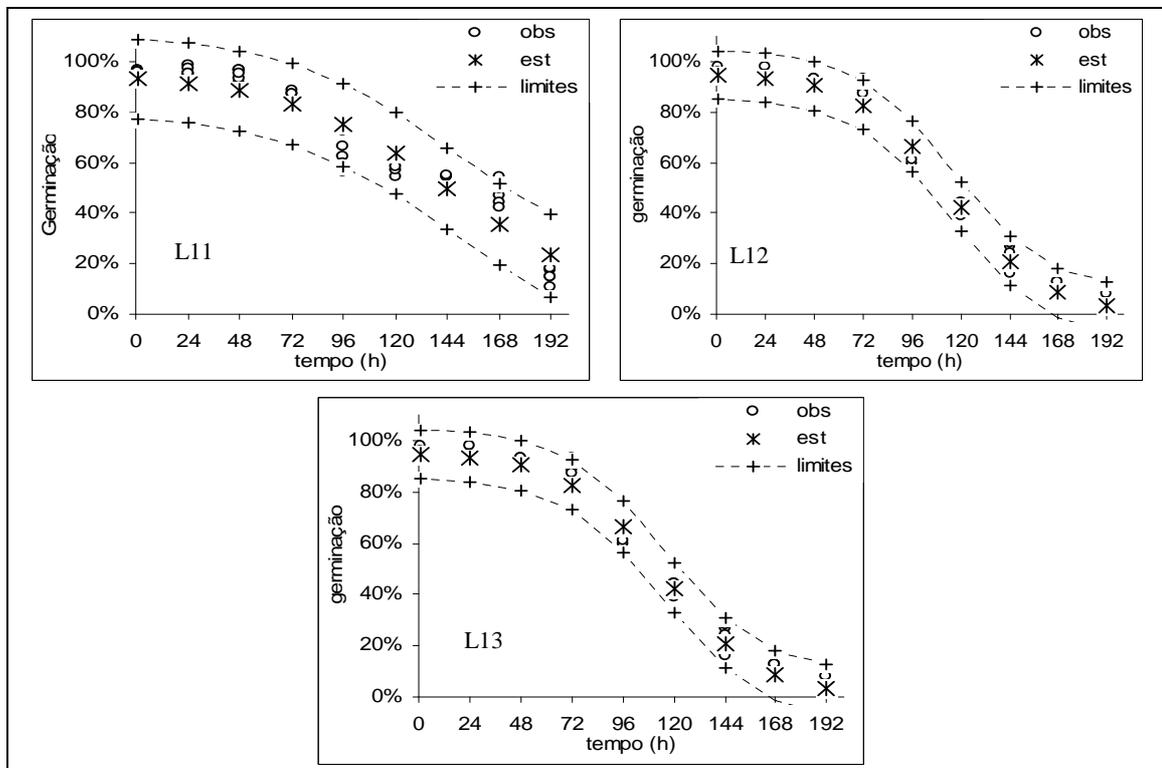


FIGURA 1. Valores de germinação observados e estimados pela equação 3, para os lotes L11, L12 e L13, em função do tempo de envelhecimento de sementes de milho híbrido OC 705.

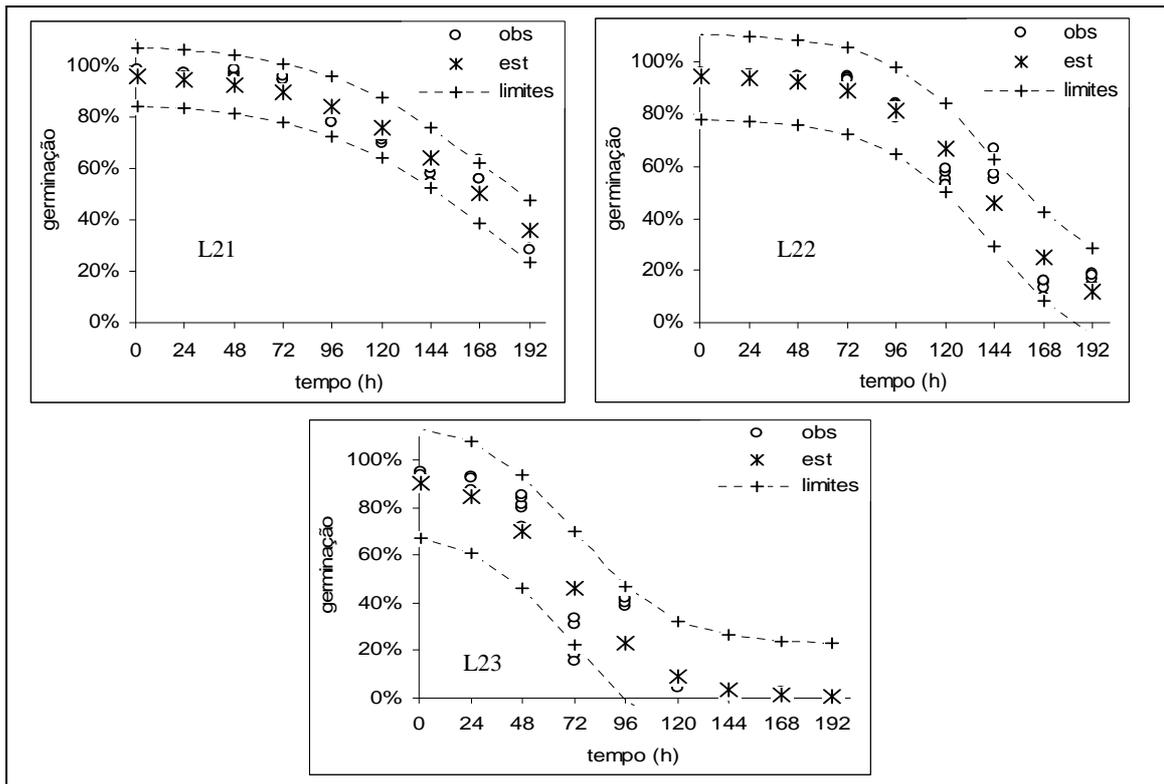


FIGURA 2. Valores de germinação observados e estimados pela equação 3, para os lotes L21, L22 e L23, em função do tempo de envelhecimento de sementes de milho híbrido OC 705.

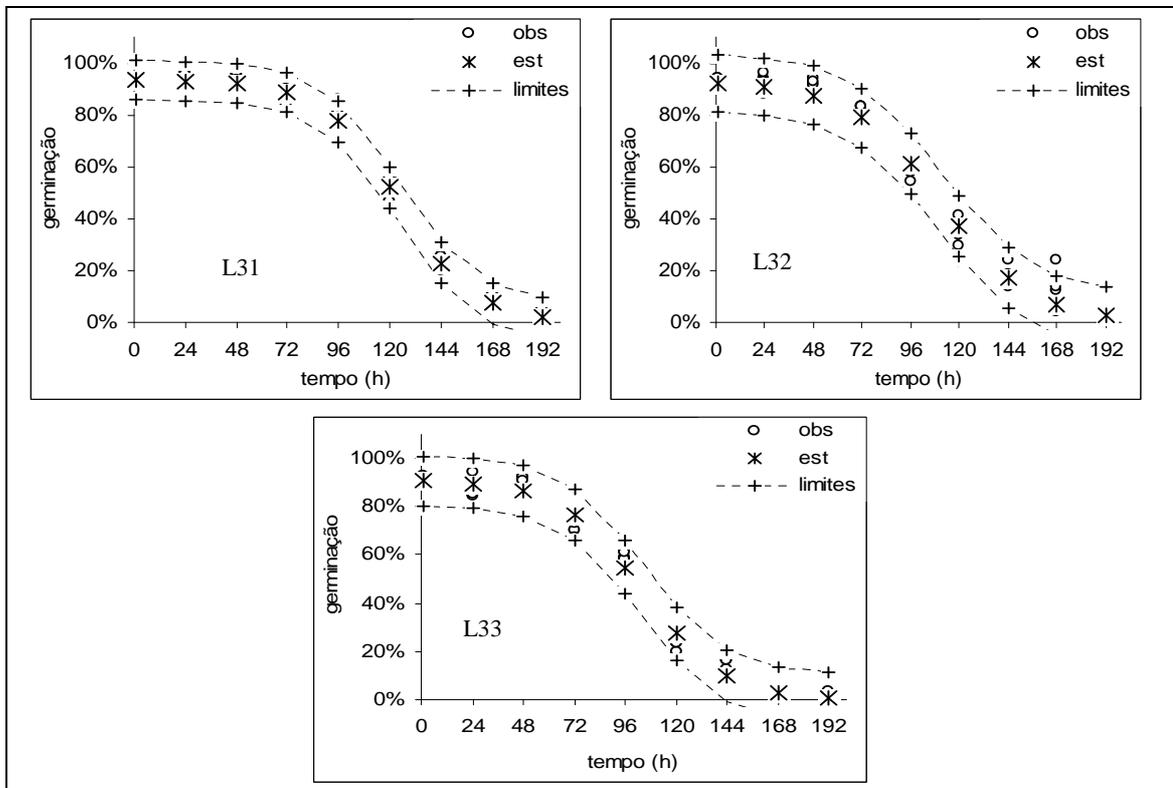


FIGURA 3. Valores de germinação observados e estimados pela equação 3, para os lotes L31, L32 e L33, em função do tempo de envelhecimento de sementes de milho híbrido OC 705.

Os dados de percentuais germinativos que representam curvas sigmoidais decrescentes, sendo que o percentual inicial de germinação V_i , é o máximo de germinação, decrescendo ao longo do tempo, ajustam-se adequadamente ao novo modelo. O novo modelo ajustou-se adequadamente a todos os lotes. A incorporação da constante V_i foi importante para a qualidade do ajuste; tornou o modelo logístico simples e de fácil interpretação, porque V_i , B e M fornecem informações importantes relacionadas com a distribuição do percentual germinativo de sementes.

Com base nas discussões dos resultados, realizadas por meio das medias de curvatura, viés de box, soma do quadrado do erro e interpretação dos parâmetros estimados B e M , é possível afirmar que o lote três é o que apresentou melhor ajuste. Esse lote teve os menores valores do viés de Box, menores medidas de curvatura e menor valor da SQE. Ainda, teve tempo de queda do percentual de germinação para 50%, semelhante nas três épocas e taxa de deterioração aproximadamente constante nas três épocas. Pode-se, então, indicar o lote três como de melhor qualidade.

CONCLUSÕES

O novo modelo logístico com a constante de viabilidade inicial V_i ajustou-se, adequadamente, a todos os conjuntos (lotes) de dados de percentuais germinativos de sementes de milho híbrido OC 705. Esse novo modelo tornou-se parcimonioso para dados de germinação de sementes em relação ao modelo com os parâmetros C, B e M.

Baseado nos valores do viés de Box, medidas de curvatura e normalidade, pode-se concluir que o lote três teve a melhor qualidade de ajuste.

Ao longo do tempo de armazenamento, o lote 3 apresentou perda aproximadamente constante do percentual germinativo e do tempo semelhante em que o percentual de germinação cai para 50%, sendo, portanto, o lote mais indicado para a comercialização.

AGRADECIMENTOS

À equipe do laboratório de sementes da Fazenda Experimental de Iguatemi da Universidade Estadual de Maringá, pela realização do experimento e obtenção dos dados.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDREOLI, C. Simplificação da equação de viabilidade para prever a viabilidade de sementes de milho e soja. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 39, p. 911-917, 2004.

ANDREOLI, C.; ANDRADE, R. V. Seed longevity to predict viability of corn seed during open storage. **Revista Brasileira de Milho e Sorgo**, v.6, n. 2, p. 247-255, 2007.

BATES, D. M.; WATTS, D. G. **Nonlinear regression analysis its applications**. New York: John Wiley & Sons, Inc., 1988.

CALHA, I.; MOREIRA, I.; ROCHA, F. Germinação de sementes de populações de orelha-de-mula (*Alisma plantago-aquatica*) resistentes e susceptíveis ao bensulfurão-metilo. **Revista de Ciências Agrárias**. V. 31, n. 1, p. 117-130, 2008.

CARDOSO, V. J. M. e PEREIRA, F. J. M. Germinação de sementes de *Drymaria cordata* (L.) Willd. ex Roem & Schult.: efeito do potencial hídrico. **Revista Brasileira de Botânica**. v. 31, n. 2, p. 253-261, 2008.

CARVALHO, S. J. P. e CHRISTOFFOLETI, P. J. Influência da luz e da temperatura na germinação de cinco espécies de plantas daninhas do gênero *amaranthus*. **Bragantia: revista de ciências agronômicas**, v. 66, n. 4, p. 527-533, 2007.

CARVALHO, S. L. J. P.; LÓPEZ-OVEJERO, R. F.; CHRISTOFFOLETI, P. J. Crescimento e desenvolvimento de cinco espécies de plantas daninhas do gênero *Amaranthus*. **Bragantia**. V. 67, n. 2, 2008.

DRAPER, N. R.; SMITH, H. **Applied regression analysis**. 2ª Ed. New York: John Wiley & Sons, Inc., 1981.

ELLIS, R. H.; ROBERTS, E. H. Improved equations for the prediction of seed longevity. **Annals of Botany**, v. 45, p. 13-30, 1980.

GASPAR-OLIVEIRA, C. M.; MARTINS, J. N.; CAVARIAN, C. Duração do teste de germinação de *Brachiaria brizantha* cv. *marandu* (hochst. ex a. rich.) stapf1. **Revista Brasileira de Sementes**, v. 30, n. 3, p. 30-38, 2008.

GUIMARÃES, V. P.; RODRIGUES, M. T.; SARMENTO, J. L. R.; ROCHA, D. T. **Utilização de funções matemáticas no estudo da curva de lactação em caprinos**. R. Brás. Zootec., v. 35, n. 2, p. 535-543, 2006.

MEAD, A.; GRAY, D. Prediction of seed longevity: a modification of shape of the Ellis and Roberts seed survival curves. **Seed Science Research**, v. 9, p. 63-73, 1999.

RATKOWSKY, D. A. **Nonlinear regression modeling**. New York: Marcel Dekker, Inc., 1983.

RIZZARDI, M.A.; LUIZ, A.R.; ROMAN, E.S. e VARGAS, L. S. Temperatura cardeal e potencial hídrico na germinação de sementes de corda-de-viola (*Ipomoea triloba*). **Planta Daninha**, v. 27, n. 1, p. 13-21, 2009.

ROBERTS, E. H. The viability of cereal seed in relation to temperature and moisture. **Annals of Botany**, v. 24, n. 93, 1960.

ROBERTS, E. H. Viability of cereal seed for brief and extended periods. **Annals of Botany**, v. 25, n. 99, p. 373-380, 1961a.

ROBERTS, E. H. Viability of rice seed in relation to temperature, moisture content, and gaseous environment. **Annals of Botany**, v. 25 n, 99, p. 381-390, 1961b.

ROBERTS, E. H. Predicting the storage life of seeds. **Seed Science & Technololy**, v. 1 n. 3, p. 499-514, 1973.

SÁNCHEZ-CORONADO, M. E.; COATES, R. ; CASTRO-COLINA, L.; BUEN, A. G. ; PAEZ-VALENCIA, j.; BARRADAS, v. I.; HUANTE, P.; OROZCO-SEGOVIA, A. Improving seed germination and seedling growth of *Omphalea oleifera* (*Euphorbiaceae*) for restoration projects in tropical rain forests. **Forest Ecology and Management**. v. 243, n. 1, p. 144-155, 2007.

SCHABENBERGER, O.; PIERCE, F. J. **Contemporary statistical models**. CRC Press LLC, USA, 2002.

SOUZA, G. S. **Introdução aos modelos de regressão linear e não-linear**. Brasília: Embrapa, 1998.

CAPÍTULO 3

UTILIZAÇÃO DE MODELOS NÃO-LINEARES NA ANÁLISE DE CURVAS DE PERCENTUAIS GERMINATIVOS DE SEMENTES DE MILHO

RESUMO. O objetivo do presente trabalho foi investigar a resposta de germinação de sementes em função do número de dias após o florescimento feminino para os híbridos de milho OC 705 e CD 5501, em duas épocas de semeadura. Ajustou-se o modelo de regressão não-linear $y(t)=A-B.exp(-C.t)$ aos conjuntos de percentuais germinativos combinando híbridos e épocas. Para avaliar a curva do percentual de germinação das sementes dos híbridos nas diferentes épocas, aplicou-se o teste de hipóteses para testar a identidade de equações de regressão não-linear utilizando-se as estatísticas χ^2 e F. As medidas de curvatura e viés de Box indicaram que o modelo ajustou-se adequadamente aos dados. Pelos testes de comparação, apenas a época de semeadura de 28/10/96 apresentou o percentual de germinação dos dois híbridos descritos por uma única equação. Verificou-se que a época de 28/10/96 foi a melhor para a semeadura dos dois híbridos, devendo a colheita ser realizada 57 dias após o florescimento feminino para obter o percentual máximo de 96,1% de germinação.

Palavras-chave: regressão não-linear, ajuste de percentuais de germinação de sementes, comparação de equações.

NONLINEAR MODELS FOR DESCRIBING THE PERCENTAGE OF GERMINATION OF MAIZE SEEDS

ABSTRACT: The objective of the present experiment was to describe the seed germination OF OC 705 and CD 5501 corn hybrids along sampling dates during two sowing times by using the nonlinear model $y(t)=A-B.exp(-C.t)$. First, the identity of the models was tested by the χ^2 and F tests. The goodness of fit was tested by the intrinsic and parameter effect curvature and bias of Box which properly described the data. First, the identity of the models indicated that in the seeding time Oct. 28, 1996 the performance from both hybrids as described by the same equation. The Oct. 28, 1996 was the best sowing date and 57 days after anthesis was the best harvesting time, when the seed germination percentege was 96.1%.

Key words: nonlinear regression, adjust of percentile germinate, model identity.

INTRODUÇÃO

A germinação de sementes é alvo de estudo de muitos pesquisadores há várias décadas. Esses estudos têm por objetivos serem conclusivos para cada conjunto de dados e épocas de semeadura.

É muito provável que dois conjuntos de dados de percentual de germinação provenientes de um mesmo lote de sementes tenham cada um seu próprio modelo ajustado e mais provável ainda se os conjuntos de dados provenham de diferentes lotes, mesmo sendo de um mesmo híbrido.

Determinar se um conjunto de curvas de germinação de sementes pode ser representado por uma única equação comum, permitiria tomar decisões a respeito da qualidade das sementes. Isto pode ser investigado em nível de lotes, quando as curvas são determinadas de vários conjuntos de dados do mesmo lote, quando as curvas são provenientes de vários lotes, porém do mesmo híbrido e ainda combinando híbridos e épocas de semeadura. Desta forma, pode-se classificar e estudar a uniformidade de lotes, híbridos e épocas de semeadura, o que seria de grande importância aos produtores e empresas de sementes.

Encontram-se na literatura vários métodos para testar hipóteses sobre a identidade de modelos lineares. Nelder e Wasserman (1974) comparam duas linhas de regressão e também seus parâmetros correspondentes, utilizando a estatística F. Charnet *et al.* (1999) descreveram o teste de coincidência de dois modelos de regressão linear simples com aplicação na área econômica.

Graybill (1976) apresentou três aplicações de identidade de modelos lineares: (1) explicar a relação entre a quantidade de fertilizantes utilizada e a produção de trigo para três variedades, com interesse no paralelismo das retas (o acréscimo na produção média foi a mesma para todas as variedades) ou se o intercepto foi o mesmo (a produção foi a mesma quando não é aplicado o fertilizante); (2) explicar a relação entre idade e pressão sanguínea usando um modelo para cada sexo, com o interesse em testar se os modelos eram os mesmos para os sexos masculino e feminino; (3) um suplemento alimentar foi implementado para três raças de galinhas por seis semanas para determinar o efeito na dureza da casca dos ovos portanto, o interesse foi verificar se os modelos são os mesmos para as três raças.

Regazzi (1993) descreveu um método para testar a identidade de modelos de regressão polinomial e Regazzi (1999) apresentou um método para testar as hipóteses de igualdade de modelos de regressão linear para o caso de dados provenientes de delineamentos experimentais com repetições.

Nos estudos da viabilidade de sementes, os dados nem sempre podem ser representados por um modelo linear, como, por exemplo, um modelo polinomial de grau k . Quando se estuda um fenômeno ao longo do tempo, observa-se um crescimento mais acentuado no início e que vai se estabilizando ao longo do tempo. Um modelo de regressão linear não tem o poder de captar esse comportamento, sendo, então, mais conveniente buscar uma representação desses tipos de dados por funções não-lineares. Ratkowsky (1983) comparou parâmetros estimados em modelos não-lineares.

Segundo Bates e Watts (1988), em algumas situações existem mais do que uma função que pode ser usada e, nesse caso, muitas vezes tem-se interesse em encontrar simplesmente um modelo que se ajuste adequadamente aos dados.

Regazzi (2003) apresentou um método para testar a identidade de modelos não-lineares. O método foi baseado no teste da razão de verossimilhança, que para grandes amostras tem estatística qui-quadrado (χ^2). O autor ilustrou o método com dados de matéria seca total na cultura do milho. Ainda utilizando a mesma metodologia, Regazzi e Silva (2004) aplicou-a em dados de velocidade de reação versus concentração de substrato de um experimento com Puromycin.

Guimarães *et al.* (2006) ajustaram vários modelos não-lineares a dados de produção de leite ao longo do tempo de lactação (em semanas). Aplicou o teste de igualdade de modelos para a curva de lactação de diferentes raças, utilizou a estatística χ^2 .

Santos *et al.* (2006) ajustaram curvas de crescimento de plantas de alface, quantificando o acúmulo de fitomassa seca pelo tempo de amostragem. Utilizaram modelo de regressão não-linear de crescimento sigmoidal $y=a/(1+\exp(-(t-b)/c))$.

Carvalho e Christoffoleti (2007) ajustaram o modelo de regressão não-linear do tipo logístico proposto por Streibig (1988) para avaliar a influência da

luz (fotoperíodo ou escuro) e da temperatura (alternância ou constância) na germinação de cinco espécies de plantas daninhas do gênero *Amaranthus*.

Siqueira *et al.* (2009) ajustaram os modelos não-lineares Brody, $Y=a-b-kt$; Gompertz, $Y=a-bkt$; Logístico, $Y=a(1+b-kt)^{-1}$; von Bertalanffy, $Y=a(1-b-kt)$, em que: Y representa a altura do pseudocaule; t representa o tempo decorrido em meses do transplântio até a aferição; a representa a altura assintótica; b representa o parâmetro de escala; e k representa a taxa média de crescimento. Os autores concluíram que o modelo logístico apresentou melhor qualidade de ajuste e pode ser utilizado para descrever curvas de crescimento de bananeiras.

Rizzardi *et al.* (2009) estudaram os processos de germinação e alongação de corda-de-viola em termos do tempo hidrotérmico e temperatura, respectivamente, utilizaram o modelo não-linear Weibull.

Sánchez-Coronado *et al.* (2007) ajustaram a curva exponencial sigmóide $y=a/(1+b(-ct))$ para estudar o percentual de germinação ao longo do tempo (dias) de sementes de *Omphalea oleifera* (Euphorbiaceae).

Nogueira *et al.* (2008) estudaram o efeito do afastamento dos fustes de árvores de *Pinus taeda*, ajustando modelos não-lineares e aplicando o teste de identidade de modelos.

Cardoso e Pereira (2008) ajustaram o modelo de Weibull, $\Psi=A\{1-\exp[-k(x-z)d]\}$ para descrever a distribuição das porcentagens acumuladas de germinação de sementes de *Drymaria cordata* ao longo do tempo de semeadura em dias.

Cardoso e Pereira (2009) elaboraram para diversas temperaturas, curvas de distribuição das porcentagens médias de germinação acumulada ao longo do tempo (dias), sendo os pontos ajustados de acordo com a função de Weibull, obedecendo à equação $g=A[1-\exp(-\{k[t-z]\})]$.

Nos experimentos de germinação de sementes ao longo do tempo, é de interesse do pesquisador identificar o potencial de germinação de diferentes lotes de sementes, híbridos e/ou épocas e investigar se a combinação de híbridos e épocas pode ser representada por uma única equação. Assim, os objetivos deste trabalho foram:

- Verificar o percentual de germinação de sementes em função dos dias após o florescimento feminino para a combinação de dois híbridos e duas épocas de semeadura;
- Por meio da teoria de identidade de modelos não-lineares verificar se diferentes híbridos combinados com diferentes épocas de semeadura podem ser descritos por uma única equação;
- Determinar o tempo (dias) ideal de colheita dos híbridos para cada época de semeadura.

MATERIAL E MÉTODOS

O trabalho foi realizado na Universidade Estadual de Maringá (UEM) em conjunto com a Cooperativa Central Agropecuária (Codetec) e conduzido na Fazenda Experimental da Coodetec, em Cascavel, estado do Paraná, situado à latitude 24^o56'S, longitude 53^o26'W e altitude média de 760 m, em Latossolo Roxo distrófico. O experimento consistiu na semeadura dos híbridos de milho OC 705 (duplo) e CD 5501 (simples), em duas épocas de semeadura. As épocas foram 28/10/96 e 20/11/96, constituindo-se um ensaio em cada época.

Empregou-se em cada época de semeadura o delineamento inteiramente casualizado com os tratamentos ao acaso dispostos em parcelas subdivididas no tempo. Nas parcelas foram casualizados os dois híbridos de milho (OC 705 e CD 5501) e nas subparcelas foram tomadas dez avaliações consecutivas (períodos de amostragem) correspondendo a intervalos de quatro dias, com quatro repetições. Essas amostragens foram iniciadas aos 23 dias após o florescimento feminino, sendo a última amostragem coletada aos 59 dias após esse período.

Cada parcela foi constituída por quatro linhas de doze metros de comprimento e espaçamento de 0,9 m entre linhas, perfazendo um total de 43,2 m² de área. Das parcelas, foram considerados como bordaduras a primeira e a quarta linha, ao passo que das linhas foram consideradas como bordas a distância de um metro nas extremidades das mesmas, perfazendo um total de 18 m² de área útil.

No caso deste trabalho, abandonou-se a estrutura de delineamento e partiu-se para a análise de identidade de equações.

Quando da ocorrência dos primórdios das espigas, plantas com aparência uniforme foram selecionadas e marcadas com etiquetas presas ao colmo para serem posteriormente amostradas. Quando 75% das plantas a serem amostradas na parcela apresentavam o estigma com aproximadamente 2,5 centímetros de comprimento, foi considerado como início da floração.

As amostras em 34 espigas por parcela consistiram de 20 a 25 sementes retiradas de cada espiga na sua porção mediana e de uma mesma

fileira de grãos da espiga. Para a retirada da amostra de cada espiga foi necessário a utilização de uma lâmina apropriada para cortar a palha e uma faca devidamente preparada para auxiliar na retirada das sementes das espigas. Após a retirada da amostra de uma espiga, esta era coberta por um saco de papel e preso por um elástico. As sementes foram selecionadas e encaminhadas ao laboratório para a avaliação do teste de germinação. Esse teste foi conduzido utilizando duas repetições analíticas de cinquenta sementes, para cada repetição de campo. As amostras foram colocadas entre três folhas de papel toalha (germitest), previamente umedecidas com água desmineralizada, confeccionando-se rolos. Esses foram colocados na posição vertical em germinador regulado para manter a temperatura constante de $25 \pm 1^{\circ}\text{C}$, por um período de sete dias. Ao final desse período, foi realizada a avaliação levando-se em conta os critérios estabelecidos pelas Regras para Análises de Sementes (BRASIL, 1992), determinando-se a percentagem de plântulas normais e anormais, bem como de sementes mortas.

Desta forma, combinando-se os híbridos OC 705 (duplo) e CD 5501 (simples) e as épocas de semeadura (28/10/96) e (20/11/96), obteve-se quatro conjuntos de dados denotados, conforme a Tabela 1.

Tabela 1 – Combinação dos híbridos e épocas de semeadura

Híbridos	Épocas de semeadura	
	E1 (28/10/96)	E2 (20/11/96)
OC 705 (duplo)	OC705E1	OC705E2
CD 5501 (simples)	CD5501E1	CD5501E2

Em experimentos estudados ao longo do tempo, observa-se uma curva assintótica; assim, é mais conveniente buscar o ajuste desse tipo de dados por meio de funções não-lineares. Os conjuntos de dados da Tabela 1 foram usados para ajuste do modelo não-linear de crescimento exponencial, cuja função é dada por:

$$y(t) = A - B \exp(-Ct) \quad (1)$$

O parâmetro A representa a germinação assintótica. O parâmetro B está relacionado com o intercepto e o parâmetro C representa a taxa média do aumento do percentual de germinação ao longo do tempo.

Esse modelo descreve uma curva assintótica (Figura 1), com um suave crescimento inicial, seguido de uma assíntota com o acréscimo da variável dependente (RATKOWSKY, 1983).

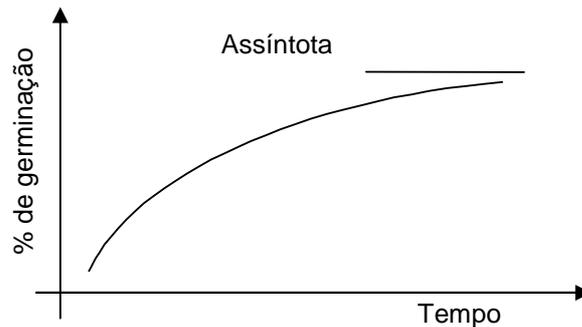


Figura 1 - Curva de crescimento assintótica.

Para avaliar a qualidade (bondade) dos resultados dos ajustes do modelo não-linear de crescimento exponencial, foram usadas as medidas de curvatura (BATES e WATTS, 1988) e o viés de Box (RATKOWSKY, 1983).

Para realizar o teste de hipótese de igualdade de equações, foram verificadas as suposições de normalidade de Shapiro Wilk e homocedasticidade de Bartlett's.

Bates e Watts (1988) descreveram formalmente as expressões para o cálculo das medidas de curvatura paramétrica e intrínseca. A curvatura paramétrica mede a não-linearidade, devido ao efeito dos parâmetros, e a curvatura intrínseca mede a não-linearidade referente ao espaço de estimação.

O valor limite de curvatura sugerido (BATES e WATTS, 1988) é dado por:

$$\frac{1}{2\sqrt{F_{1-\alpha,(p,n-p)}}}, \quad (2)$$

em que F é o valor crítico obtido a partir de uma distribuição, p é o número de parâmetros do modelo e n é o total de observações.

O viés de Box, calculado para cada parâmetro, permite a identificação dos parâmetros que individualmente são responsáveis pelo excesso de curvatura (SOUZA, 1998). O valor sugerido (RATKOWSKY, 1983) é de 1%, obtido pela razão entre o valor absoluto do quociente do viés e o valor do parâmetro. O viés permite a identificação dos parâmetros que individualmente são responsáveis pelo excesso de curvatura (SOUZA, 1998).

Para investigar se a combinação de híbridos e épocas pode ser representada por uma única equação foi necessário aplicar a metodologia de identidade de modelos e, com isso, analisar o efeito dos tipos de híbridos e diferentes épocas de semeadura sobre o percentual de germinação.

Considere a forma algébrica geral do modelo da função não-linear de crescimento exponencial dada na equação (1):

$$y_{ij}(t) = A_i - B_i \exp(-C_i t_{ij}) + \varepsilon_{ij}, \quad (3)$$

em que y_{ij} são os valores observados do i -ésimo híbrido e j -ésima observação ($i=1, \dots, 2$ e $j=1, \dots, 10$), t_{ij} é o tempo em dias, A_i , B_i e C_i são os parâmetros desconhecidos e ε_{ij} é o erro sendo suposto independente e normalmente distribuídos com média zero e variância constante σ^2 .

As hipóteses de interesse para testar a identidade de modelos não-lineares, no estudo do potencial de germinação, são descritas por:

H_0 : $A_1 = \dots = A_H = A$, $B_1 = \dots = B_H = B$ e $C_1 = \dots = C_H = C$, isto é, as H equações são idênticas.

H_a : Pelo menos dois parâmetros diferem entre si, isto é, as H equações não são idênticas.

$$\text{O número total de observações é: } N = \sum_{h=1}^H n_h,$$

em que n_h é o número de observações de cada conjunto de dados ajustado.

Sob a hipótese de nulidade, ou seja, as equações ajustadas para vários grupos são idênticas, Regazzi (2003) baseia-se no teste da razão de verossimilhança que tem como estatística do teste:

$$L = \left(\frac{\hat{\sigma}_I^2}{\hat{\sigma}_U^2} \right)^{\frac{N}{2}}, \quad (2)$$

em que $\hat{\sigma}_I^2$ é a estimativa de máxima verossimilhança de σ^2 do modelo ajustado a cada conjunto de dados (modelo individual) e $\hat{\sigma}_U^2$ é a estimativa de máxima verossimilhança de σ^2 do modelo ajustado a todos os dados (modelo Geral).

O logaritmo da equação (2) fornece:

$$2 \ln(L) = N \ln \left(\frac{\hat{\sigma}_I^2}{\hat{\sigma}_U^2} \right) \quad (3)$$

Conforme Rao (1973), para um N suficientemente grande, a distribuição de $-2 \ln(L)$ é aproximadamente Qui-quadrado (χ^2) com v graus de liberdade.

Como $\hat{\sigma}_I^2$ é a soma de quadrado do resíduo da regressão referente aos modelos individuais e $\hat{\sigma}_U^2$ é a soma de quadrado do resíduo da regressão referente ao modelo geral, reescrevendo (3), tem-se:

$$-2 \ln(L) = -N \ln \left(\frac{\sum_{i=1}^H \text{SQE}_{I_i}}{\text{SQE}_U} \right),$$

em que SQE_I é a soma de quadrado dos erros do modelo individual e SQE_U é a soma de quadrado dos erros do modelo geral, que segue aproximadamente a distribuição χ^2 com v graus de liberdade, em que v é a soma do número de parâmetros dos modelos individuais menos o número de parâmetros do modelo geral.

A hipótese H_0 é rejeitada se, e somente, se $\chi_c^2 \geq \chi_{\alpha;v}^2$.

Ainda sob a hipótese de nulidade, com base no teste da razão de verossimilhança e usando as estimativas de máxima verossimilhança dos parâmetros, pode-se usar a estatística F com $(H-1)p$ e $(N-Hp)$ graus de liberdade, em que H é o número de equações e p é o número de parâmetros do modelo (BATES e WATTS, 1988).

O cálculo do valor de F é obtido pela expressão:

$$F = \frac{\left(SQE_U - \sum_{i=1}^H SQE_{I_i} \right) / (H-1)p}{\sum_{i=1}^H SQE_{I_i} / (N-Hp)},$$

A hipótese H_0 é rejeitada se, e somente se, $F_C \geq F_{\alpha; (H-1)p; (N-Hp)}$

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os conjuntos de valores de germinação dos híbridos OC705E1 (OC 705 - duplo, na época 1), CD5501E1 (CD 5501 – simples, na época 1), CD5501E2 (CD 5501 – simples, na época 2) e OC705E2 (OC 705 – duplo, na época 2) foram ajustados pelo modelo de crescimento exponencial, conforme equação (1).

Ajustaram-se os dois híbridos, fixando-se as épocas, para avaliação de cada época (Figuras 2 e 3).

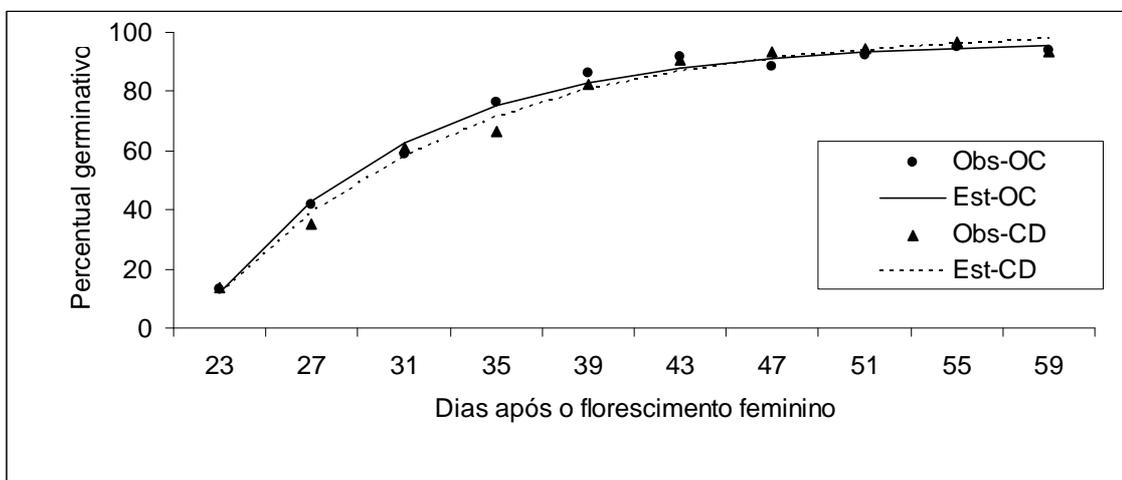


Figura 2 – Percentagem de plântulas normais obtidas no teste de germinação das sementes de dois híbridos, em função da época de amostragem, na primeira época de semeadura 28/10/96.

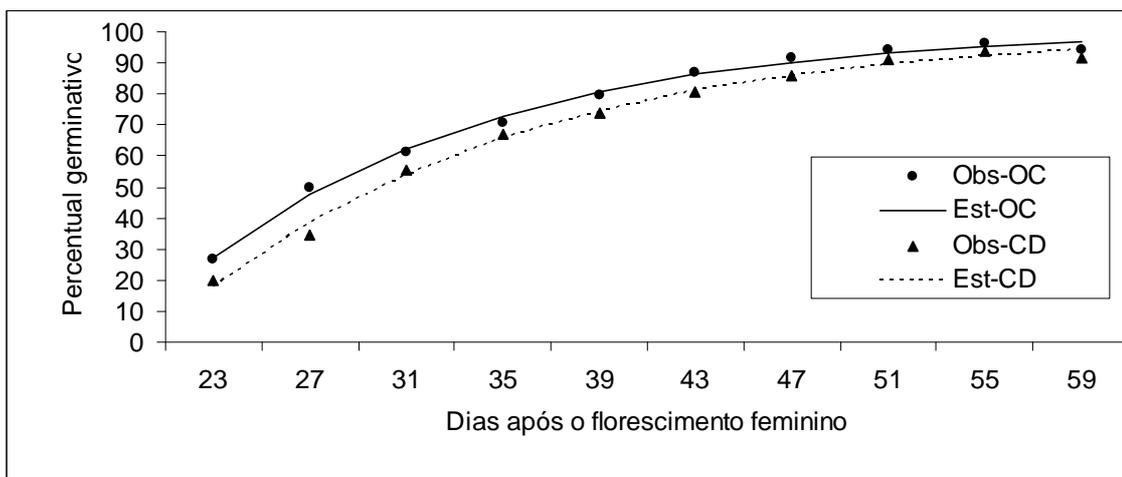


Figura 3 – Percentagem de plântulas normais obtidas no teste de germinação das sementes de dois híbridos, em função da época de amostragem, na segunda época de semeadura 20/11/96.

Ajustou-se, também, a equação (1), para os conjuntos de dados geral da época um (OC705E1UCD5501E1) e geral da época dois (OC705E2UCD5501E2).

TABELA 2. Medidas referentes ao ajuste dos dados de percentuais germinativos de dois híbridos na época um (28/10/96), pelo modelo $Y=A-B\exp(-Ct)$.

		OC705E1	CD5501E1	Geral
Estimativa dos parâmetros	A	0,9704	1,0000	0,9875
	B	11,2660	7,5668	9,0923
	C	0,1124	0,0929	0,1021
Viés de Box	A	0,0011	0,0031	0,0009
	B	0,0320	0,0425	0,0190
	C	0,0023	0,0035	0,0014
Curv. Paramétrica		3,3528	3,4889	2,4520
Curv. Intrínseca		0,0935	0,1145	0,0744
Normalidade ($p>0,05$)		0,5807	0,0533	0,3666
SQE		0,00518	0,00945	0,0177

Valor limite para o viés de box=0,01.

Valor limite para a curvatura= 0,28.

TABELA 3. Medidas referentes ao ajuste dos dados de percentuais germinativos de dois híbridos na época dois (20/11/96), pelo modelo $Y=A-B\exp(-Ct)$.

		OC705E2	CD5501E2	Geral
Estimativa dos parâmetros	A	1,0000	1,0000	1,0000
	B	4,7158	4,3049	4,4751
	C	0,0808	0,0718	0,0760
Viés de Box	A	0,0014	0,0022	0,0032
	B	0,0152	0,0143	0,0265
	C	0,0014	0,0014	0,0025
Curv. Paramétrica		1,9684	1,7272	2,4464
Curv. Intrínseca		0,0711	0,0705	0,0950
Normalidade $p>0,05$)		0,5525	0,0523	0,4315
SQE		0,00257	0,00322	0,0252

Valor limite para o viés de box=0,01.

Valor limite para a curvatura= 0,28.

Nas duas épocas de semeadura (Tabelas 2 e 3), as medidas de curvatura intrínseca indicaram forte presença de linearidade (BATES e WATTS, 1988) nas duas equações. Apenas as medidas de curvatura paramétrica foram significativas. O viés de Box indicou que o parâmetro responsável pelo afastamento da linearidade é apenas o parâmetro B (RATKOWSKY, 1983). O p-valor do teste de Shapiro Wilk indicou a não violação da suposição de normalidade para todas as equações ($p > 0,05$) e o teste de Bartlett's para as equações completas mostrou a não violação da suposição de homocedasticidade ($p > 0,05$).

O modelo exponencial (equação 1) ajustou-se adequadamente a todos os conjuntos de dados das combinações dos dois híbridos e das duas épocas e também para os conjuntos gerais dos dois híbridos.

Verificou-se que, para os dois híbridos combinados com as duas épocas, o valor da assíntota, parâmetro estimado A, superestimou o percentual máximo de germinação, variando de 0,97 a 1,0.

A taxa média de crescimento, parâmetro C, estimado para todos os híbridos e épocas, variou de 0,07 para o CD5501E2 a 0,11 para o OC705E1. Pelas Figuras 2 e 3 verifica-se que, na época 2, os dois híbridos apresentam curvas estimadas com forma menos acentuada que na época 1, por isso a taxa de crescimento médio nessa época foi menor.

Quanto ao parâmetro estimado B, cuja interpretação é apenas matemática, não tendo significado agrônômico, os resultados indicaram variação entre os valores estimados, de 4 a 11, isto devido à variação existente dos percentuais iniciais, em relação de cada conjunto de dados, pois esse parâmetro está relacionado com o intercepto.

Pelas Figuras 2 e 3 pode-se observar que as curvas referentes aos dois híbridos na época um são próximas, enquanto que para a época dois existe um afastamento entre elas.

Aplicou-se as estatísticas F e Qui-quadrado para verificar se existe igualdade das equações, fixando a época, ou seja, se a equação completa única pode representar o percentual germinativo dos dois híbridos, ou se realmente deve-se trabalhar com duas equações separadas e tirar conclusões agrônômicas para cada híbrido.

O teste não rejeitou a hipótese de igualdade para a época um de semeadura (28/10/96). Assim, os percentuais germinativos referentes aos híbridos OC705 e CD5501 podem ser representados (ajustados) por uma única equação (Tabela 4).

TABELA 4. Resultados do teste F e Qui-quadrado para a igualdade de equações de dois híbridos nas duas épocas de semeadura.

Híbridos	Equações (geral)	χ^2	P valor	F	P valor
Época um: 28/10/96	$\hat{Y}=0,9875-9,0923.\exp(-0,1021.t)$	3,81	0,28	0,43	0,98
Época dois: 20/11/96	$\hat{Y}=1-4,4751.\exp(-0,076.t)$	29,4	0,00	15,6	0,00

Para a época dois (20/11/96), as duas estatísticas foram significativas, ou seja, os híbridos não podem ser representados por uma única equação, devendo, portanto, trabalhar com as equações ajustadas para cada híbrido (Tabela 4).

Ainda, há interesse de verificar se existe igualdade das equações, fixando o híbrido, ou seja, se uma equação completa única pode representar o percentual germinativo do híbrido em duas épocas, ou se deve trabalhar com duas equações separadas e tirar conclusões agrônômicas para cada época.

Para tal, ajustou-se a função do modelo de crescimento exponencial, equação (1), para os conjuntos do híbrido OC705 e CD5501 nas duas épocas (Figuras 4 e 5), para avaliação de cada híbrido.

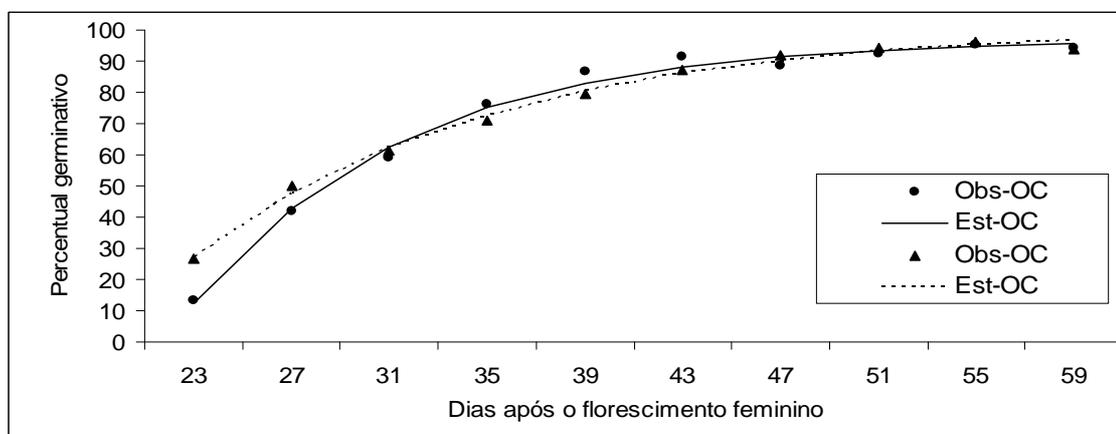


Figura 4 – Percentagem de plântulas normais obtidas no teste de germinação das sementes do híbrido OC705 em duas épocas de semeadura, em função da época de amostragem.

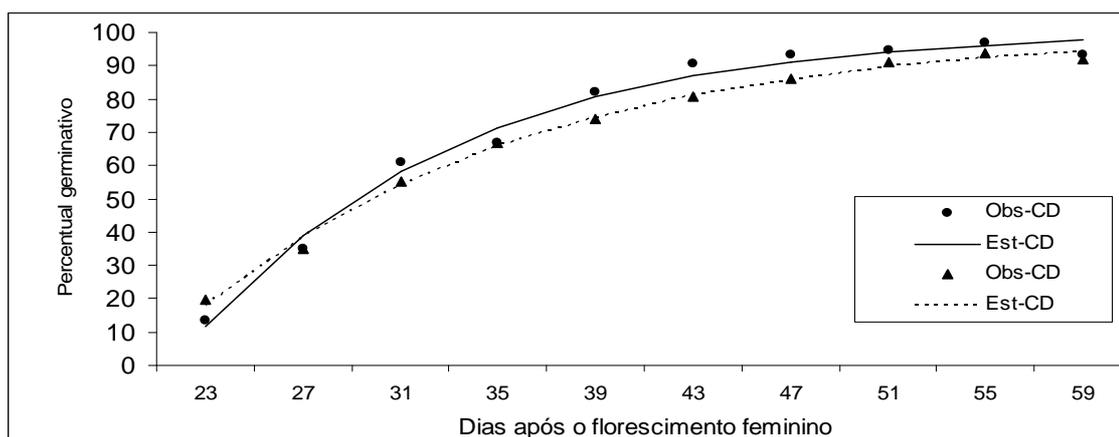


Figura 5 – Percentagem de plântulas normais obtidas no teste de germinação das sementes do híbrido CD5501 em duas épocas de semeadura, em função da época de amostragem.

TABELA 5. Medidas referentes ao ajuste dos dados de percentuais germinativos de cada híbrido nas épocas de 28/10/1996 e 20/11/1996, pelo modelo $Y=A-B\exp(-Ct)$.

		Geral (OC705)	Geral (CD5501)
Parâmetros estimados	A	0,9833	1,0000
	B	7,4504	5,7593
	C	0,0978	0,0830
Viés de Box	A	0,0015	0,0023
	B	0,0245	0,0230
	C	0,0021	0,0021
Curv. Paramétrica		2,8264	2,4084
Curv. Intrínseca		0,0890	0,0868
Normalidade ($p>0,05$)		0,7273	0,0501
SQE		0,0211	0,0249

Valor limite para o viés de box=0,01.

Valor limite para a curvatura= 0,28.

Para testar a igualdade de equações, fixando-se os híbridos, ajustou-se a função do modelo de crescimento exponencial, equação (1), para os conjuntos de dados gerais (OC705) e (CD5501) (Tabela 5).

Para os dois conjuntos de dados gerais ajustados (OC705) e (CD5501), as medidas de curvatura intrínseca indicaram presença de linearidade (BATES e WATTS, 1988). Apenas as medidas de curvatura paramétrica foram significativas. O viés de Box indicou que apenas o parâmetro B é responsável pelo afastamento da não-linearidade

(RATKOWSKY, 1983). O p-valor para o teste de normalidade de Shapiro Wilk indicou a não-violação de que para todas as equações ($p > 0,05$) e o teste de Bartlett's para as equações completas indicou a não-violação da homocedasticidade ($p > 0,05$) (Tabela 5).

As estatísticas F e Qui-quadrado para verificar se existe igualdade das equações, fixando o híbrido, apresentaram-se significativas para os híbridos OC705 e CD5501 (Tabela 6).

Assim, o percentual de germinação do híbrido OC705, semeado nas épocas 28/10/96 e 20/11/96, não pode ser representado nas duas épocas por uma única equação, devendo-se trabalhar com uma equação para cada época. O mesmo ocorreu para o híbrido CD5501.

TABELA 6. Resultados do teste F e Qui-quadrado para a igualdade de equações de dois híbridos nas duas épocas de semeadura.

Híbridos	Equações (geral)	χ^2	P valor	F	P valor
OC705	$\hat{Y} = 0,9833 - 7,4504 \cdot \exp(-0,0978 \cdot t)$	20,4	0,00	8,3	0,00
CD5501	$\hat{Y} = 1 - 5,7593 \cdot \exp(-0,083 \cdot t)$	13,5	0,00	4,5	0,04

TABELA 7. Tempo (dias) de ocorrência do percentual máximo de estabilização dos híbridos nas duas épocas de semeadura.

Híbridos	Época	Tempo (dias)	% germinação
OC705	E1	56	95,0
CD5501	E1	57	96,2
Geral		57	96,1
OC705	E2	56	95,3
CD5501	E2	58	93,3

Outro ponto importante para a recomendação à empresa de sementes é determinar o tempo (dias) de estabilização do percentual máximo de germinação para realização da colheita.

A Tabela 7 indica para cada híbrido e época o tempo mais adequado de realização da colheita, tempo de estabilização do percentual de germinação. Constata-se que na primeira época de semeadura (28/10/96), onde se obteve uma única equação para representar os dois híbridos, a equação geral forneceu o tempo de 57 dias para atingir o percentual máximo de 96,1% de germinação para os dois híbridos.

Para a segunda época (20/11/96) o híbrido OC705 tem como tempo ideal de colheita 56 dias após o florescimento feminino, com percentual máximo de germinação de 95,3%, e para o híbrido CD5501 tem-se o tempo de 58 dias com percentual máximo de germinação de 93,3%.

Isso é muito importante, pois as sementes devem ser colhidas o mais breve possível a partir do momento em que atinge o percentual máximo de germinação, que é indicativo da máxima qualidade fisiológica, procurando evitar a permanência desnecessária no campo, o que frequentemente compromete seu desempenho. Assim, essa metodologia estatística vem ao encontro do que a indústria sementeira necessita.

TABELA 8. Tempo (dias) de ocorrência do percentual mínimo de 85% de germinação dos híbridos nas duas épocas de semeadura.

Híbridos	Tempo (dias)	
	E1	E2
OC705	40	43
CD5501	43	47
Geral	41	

O Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento, por meio da Instrução Normativa Nº. 25, de 16 de dezembro de 2005, estabelece normas específicas e os padrões de identidade e qualidade para produção e comercialização de sementes, conforme divulga a Associação Brasileira de Sementes e Mudas – ABRASEM (2005), em que ficou estipulado para o milho o percentual mínimo de germinação igual a 85%. As equações ajustadas forneceram os tempos necessários para se ter o percentual mínimo de

germinação (Tabela 8) e indicaram que o híbrido OC705 e CD5501 na primeira época de semeadura (28/10/96), representados por uma única equação, atingem esse percentual em menor tempo, ou seja, 41 dias.

Em face das análises realizadas, é possível identificar os híbridos OC705 e CD5501 na época de 28/10/96 como a combinação mais conveniente de híbrido e época de semeadura. Esse resultado indica que a época de semeadura tem mais influência que o tipo de híbrido no percentual de germinação.

CONCLUSÕES

A primeira época foi a melhor para a semeadura dos dois híbridos, devendo a colheita ser realizada 57 dias após o florescimento feminino, para se obter o percentual máximo de 96,1% de germinação.

Verificou-se que, fixando a primeira época de semeadura, os dois híbridos (OC705 e CD 5501) podem ter o percentual de germinação descrito por uma única equação, mas um mesmo híbrido não pode ser representado por uma única equação para duas épocas diferentes de semeadura.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BRASIL. Ministério da Agricultura e Reforma Agrária. Regras para Análise de Sementes. Brasília: SNDA/DNDV/CLAV, 1992. 365p.

ABRASEM - ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE SEMENTES E MUDAS. Instrução Normativa Nº25, de dezesseis de dezembro de 2005. ABRASEM@ABRASEM.COM.BR. Brasília-DF. Acesso em 10 de fevereiro de 2009.

BATES, D. M.; WATTS, D. G. **Nonlinear regression analysis and its applications**. New York: John Wiley & sons, 1988. 365 p.

CARVALHO, S. J. P. e CHRISTOFFOLETI, P. J. Influência da luz e da temperatura na germinação de cinco espécies de plantas daninhas do gênero *Amaranthus*. **Bragantia**. v. 66, n. 4, p. 527-533, 2007.

CARDOSO, V. J. M. e PEREIRA, F. J. M. Germinação de sementes de *Drymaria cordata* (L.) Willd. ex Roem & Schult.: efeito do potencial hídrico. **Revista Brasileira de Botânica**. v. 31, n. 2, p. 253-261, 2008.

CARDOSO, V. J. M. e PEREIRA, F. J. M. Dependência térmica da germinação de sementes de *Drymaria cordata* (L.) Willd. ex Roem. & Schult. (Cariophyllaceae). **Acta botânica brasileira** V. 23, n. 2, p. 305-312, 2009.

CHARNET, R.; FREIRE, C. A. L.; CHARNET, E. M. R.; BONVINO, H. **Análise de modelos de regressão linear com aplicações**. Campinas: Editora Unicamp, 1999.

GRAYBILL, F. A., **Theory and application of the linear model**. Belmont: Duxbury Press, 1976. 705 p.

GUIMARÃES, V. P.; RODRIGUES, M. T.; SARMENTO, J. L. R.; ROCHA, D. T. Utilização de funções matemáticas no estudo da curva de lactação em caprinos. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 35, n. 2, p. 535-543, 2006.

NELDER, J.; WASSERMAN, W. **Applied linear statistical models**. Illinois: Richard D. Irwin, INC. 1974. 842 p.

NOGUEIRA, g. S.; LEITE, H. G.; REIS, G. G.; MOREIRA, A. M. Influencia do espaçamento inicial sobre a forma do fuste de árvores de *Pinus taeda* L. **TREES. Revista Árvore**, v. 32, n.5, p. 855-860, Viçosa-MG, 2008.

RAO, C. R. **Linear statistical inference and its applications**. New York: John Wiley & Sons, Inc., 1973. 276 p.

RATKOWSKY, D. A. **Nonlinear regression modeling**. New York: Marcel Dekker, INC., 1983. 276 p.

REGAZZI, A. J. Teste para verificar a identidade de modelos de regressão e a igualdade de alguns parâmetros num modelo polinomial ortogonal. **Revista Ceres**, v. 40, n. 228, p. 176-195, 1993.

REGAZZI, A. J. Teste para verificar a identidade de modelos de regressão e a igualdade de parâmetros no caso de dados de delineamentos experimentais. **Revista Ceres**, v. 46, n. 266, p. 383-409, 1999.

REGAZZI, A. J. Teste para verificar a igualdade de parâmetros e a identidade de modelos de regressão não-linear. **Revista Ceres**, v. 50, n. 287, p. 9-26, Viçosa-MG, 2003.

REGAZZI. A. J.; SILVA, C. H. O. Teste para verificar a igualdade de parâmetros e a identidade de modelos de regressão não-linear. **Revista de Matemática e Estatística**, v. 22, n. 3, p. 33-45, 2004.

RIZZARDI, M.A.; LUIZ, A.R.; ROMAN, E.S. e VARGAS, L. S. Temperatura cardeal e potencial hídrico na germinação de sementes de corda-de-viola (*Ipomoea triloba*). **Planta Daninha**, v. 27, n. 1, p. 13-21, 2009.

SÁNCHEZ-CORONADO, M. E.; COATES, R. ; CASTRO-COLINA, L.; BUEN, A. G. ; PAEZ-VALENCIA, j.; BARRADAS, v. I.; HUANTE, P.; OROZCO-SEGOVIA, A. Improving seed germination and seedling growth of *Omphalea oleifera* (Euphorbiaceae) for restoration projects in tropical rain forests. **Forest Ecology and Management**. v. 243, n. 1, p. 144-155, 2007.

SANTOS, P. M.; LOPES, S. J.; STORCK, L.; LÚCIO, A. D.; COCCO, C. R. Frequência de amostragem para ajuste de curvas de crescimento de plantas de alface. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.35, n. 2, 2006.

SIQUEIRA, E. M. D. L.; FONSECA, F.; PETERNELLI, S. L. A.; SALOMÃO, L. C. C. Método de comparação de modelos de regressão não-lineares em bananeiras. **Ciência Rural**, V. 39, n. 5, 2009.

SOUSA, G. S. **Introdução aos modelos de regressão linear e não-linear**. Brasília: Embrapa-SP, 1998. 505 p.

CAPÍTULO 4

MODELOS NÃO-LINEARES BAYESIANOS PARA DESCREVER O PERCENTUAL DE GERMINAÇÃO DE SEMENTES DE MILHO

RESUMO. Neste trabalho foi utilizada a metodologia Bayesiana para ajustar o modelo não-linear $y(t)=A-B.exp(-C.t)$ para dados de germinação de sementes de dois híbridos de milho (OC 705 e CD 5501), em função do número de dias após o florescimento feminino, em duas épocas de semeadura (28/10 e 20/11). Foram tomadas dez avaliações consecutivas, correspondendo a intervalos de quatro dias, com quatro repetições. Essas amostragens foram iniciadas aos 23 dias após o florescimento feminino, sendo a última amostragem coletada aos 59 dias após esse período. A metodologia Bayesiana possibilitou o estudo das curvas de germinação e permitiu recomendar, para os dois híbridos, a primeira época de semeadura (28/10) como a mais viável para o plantio. Os resultados indicaram como tempo ideal para a colheita ser realizada, 57 dias após o florescimento feminino, obtendo-se o percentual máximo de 96,1% de germinação. Ainda por meios de intervalos de credibilidade foi possível a comparação das equações ajustadas para a combinação de híbridos e/ou épocas de semeadura.

Palavras-chave: inferência Bayesiana, germinação de sementes, comparação de equações.

BAYESIAN NONLINEAR MODEL FOR DESCRIBING THE PERCENTAGE OF GERMINATION OF MAIZE SEEDS

ABSTRACT: In this paper the Bayesian methodology was used to fit the nonlinear model $y(t)=A-B.\exp(-C.t)$ for data of germination of seeds of two cultivates of corn, hybrid OC 705 and CD 5501, in function of the number of days after anthesis, in two harvesting times. Ten consecutive evaluations were taken, corresponding to intervals of four days, with four repetitions. Those samplings were initiate to the 23 days after the anthesis, being the last sampling collected to the 59 days after that period. The methodology Bayesian made possible the study of the germination curves and it allowed to recommend, for the two hybrid, the first harvesting time, as the viable for the planting. The results indicated the ideal time of crop, 57 days after the anthesis, to obtain the percentile maximum of 96,1% of germination. Still, for means of credibility intervals, it was possible the comparison of the adjusted equations for the combination of hybrid and harvesting times.

Key words: Bayesian inference, adjust of percentile germinate, identity model.

INTRODUÇÃO

O período de longevidade das sementes é extremamente variável, indo desde alguns dias até muitos anos. Informações a respeito da longevidade de sementes são de interesse não apenas dos usuários de sementes, mas também dos produtores e principalmente para os comerciantes. É de muita valia para a cadeia produtora conhecer a distribuição do percentual de germinação de lotes de sementes e poder detectar o percentual mínimo de 85% ao longo do tempo. Neste sentido, os comerciantes teriam subsídios para poder garantir a qualidade das sementes e cumprirem a Instrução Normativa Nº. 25, de 16 de dezembro de 2005 do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento, que estabelece normas específicas e os padrões de identidade e qualidade para produção e comercialização de sementes, conforme divulga a Associação Brasileira de Sementes e Mudas – ABRASEM (2005). Nessa Instrução Normativa ficou estipulado, para o milho, o percentual mínimo de germinação igual a 85%.

O estudo de curvas de percentuais germinativos de sementes, ao longo do tempo, tem sido alvo de estudo de muitos pesquisadores. Muitas equações têm sido propostas para estimar a viabilidade das sementes, de modo a permitir estimativas confiáveis. Geralmente, têm sido utilizadas metodologias como: regressão polinomial, regressão linear por meio do uso de probitos e regressão não-linear.

Silva e Carvalho (2008) descreveram o percentual de germinação de sementes, por meio de regressão polinomial de grau dois. Equações de longevidade por meio do uso do probito foram utilizadas, por exemplo, por Andreoli (2004), Sinício *et al.* (2009^a e b), Andreoli e Andrade (2007), Marcondes *et al.* (2007), Gianinetti e Cohn (2007), Pires *et al.* (2009) e Probert *et al.* (2009);

Modelos de regressão não-linear com curva assintótica e/ou sigmóide foram aplicados por Guimarães *et al.* (2006), Carvalho e Christoffoleti (2007), Gaspar-Oliveira *et al.* (2008), Cardoso e Pereira (2008), Carvalho *et al.* (2008), Calha *et al.* (2008), Rizzardi *et al.* (2009) e Sánchez-Coronado *et al.* (2007).

Como citado acima, os modelos não-lineares são normalmente utilizados para descrever curvas de percentuais germinativos, crescimento e

produção, em intervalos consecutivos de tempo. As estimativas dos parâmetros desses modelos são baseadas em processos iterativos, porém, em muitos casos, esses métodos produzem estimativas irreais (SILVA *et al.*, 2005).

No Brasil, na área de tecnologia de sementes não se tem conhecimento da aplicação da técnica Bayesiana. Em outras áreas da agronomia, a metodologia Bayesiana já vem sendo aplicada. Os exemplos são:

Em estudos envolvendo curvas de crescimento de cultivares de feijoeiro, Filho *et al.* (2008) utilizaram a metodologia Bayesiana e obtiveram resultados eficientes ao testar a hipótese de igualdade dos parâmetros mediante a avaliação do intervalo de credibilidade.

O método Bayesiano permite a obtenção imediata de intervalos de credibilidade, levando em conta a incerteza existente nos parâmetros simultaneamente, sendo, portanto, a estimação por intervalo mais precisa (SILVA *et al.*, 2005).

Silva *et al.* (2005) utilizaram o método Bayesiano em dados de produção de leite, em função do tempo (dias), de cabras da raça Saanem de primeira e segunda lactação. Compararam a população de cabras de primeira e segunda lactação por meio do intervalo de credibilidade dos parâmetros e concluíram que o método foi eficiente.

A vantagem da abordagem Bayesiana, com relação às técnicas de estimação pontual ou por intervalos, é que os intervalos de credibilidade tendem a ser mais estreitos que os de confiança obtidos na inferência clássica (VISMARA *et al.*, 2007).

Vismara *et al.* (2007) utilizaram a inferência Bayesiana para estudar a densidade populacional de plantas daninhas, em uma cultura de milho por plantio direto. Concluíram que o método é uma alternativa apropriada para a análise de modelos não-lineares da densidade populacional de plantas daninhas em agrossistemas e ainda, por meio dos intervalos de credibilidade, comparar os parâmetros das curvas ajustadas.

No contexto da inferência Bayesiana, informações *a priori* sobre os parâmetros são utilizadas em associação com os dados amostrais pela função de verossimilhança, gerando, assim, uma distribuição conjunta *a posteriori* ($posteriori \propto verossimilhança \times priori$). Desta forma, as distribuições marginais dos parâmetros, obtidas a partir da integração da distribuição conjunta a

posteriori, fornecem os estimadores de interesse (GUEDES *et al.*, 2005; REIS, *et al.*, 2008; SILVA *et al.*, 2005; VISMARA *et al.*, 2007).

A teoria da inferência Bayesiana está fundamentada no teorema de Bayes. A expressão matemática do teorema de Bayes em termos de densidades de probabilidade tem a seguinte forma (RESENDE *et al.*, 2001):

$$f(\theta | y) = \frac{f(y | \theta)f(\theta)}{\int_{\mathbf{R}} f(y | \theta)f(\theta)d\theta}$$

Em que:

- θ é o vetor de parâmetros.
- y é o vetor de dados.
- $f(\theta|y)$ é a distribuição condicional de θ dado y , ou distribuição *a posteriori*.
- $f(y|\theta)$ é a função densidade da probabilidade da função condicional de uma observação y dado θ (função de verossimilhança).
- $f(\theta)$ é a função de probabilidade da distribuição *a priori*. Denota o grau de conhecimento acumulado sobre θ , antes da observação y .
- $f(y|\theta)f(\theta)$ é a função densidade conjunta de y e θ .
- $\int_{\mathbf{R}} f(y|\theta)f(\theta)d\theta$ é a distribuição marginal ou preditiva de y com respeito a θ , em que \mathbf{R} é a amplitude da distribuição de θ .

Como $f(y)$ não depende de θ , $f(y)$ é constante para qualquer θ , tem-se a expressão:

$$f(\theta | y) \propto f(y | \theta) f(\theta),$$

ou seja, $\text{Posteriori} \propto \text{Verossimilhança} \times \text{Priori}$.

A função de verossimilhança conecta *a priori* a *posteriori* usando os dados experimentais (amostrais). Assim, a distribuição *a posteriori* contempla o grau de conhecimento prévio sobre o parâmetro $[f(\theta)]$ e também as informações adicionais propiciadas pelo experimento $[f(y|\theta)]$ (RESENDE *et al.*, 2001).

Em virtude da ausência de informação sobre essa inferência na avaliação da qualidade de sementes, este estudo visa apresentar uma

aplicação da metodologia Bayesiana no ajuste de modelos não-lineares a fim conhecer a distribuição do percentual de germinação de sementes e por meio do intervalo de credibilidade dos parâmetros ajustados, comparar equações.

Nesse âmbito, o objetivo deste trabalho foi utilizar a metodologia Bayesiana para estudar o percentual de germinação de sementes, em função dos dias após o florescimento feminino, e comparar dois híbridos e duas épocas de semeadura.

MATERIAL E MÉTODOS

O trabalho foi realizado na Universidade Estadual de Maringá (UEM) em conjunto com a Cooperativa Central Agropecuária (Codetec) e conduzido na Fazenda Experimental da Coodetec, em Cascavel, estado do Paraná, situado à latitude 24°56'S, longitude 53°26'W e altitude média de 760 m, em Latossolo Roxo distrófico.

O experimento consistiu na semeadura dos híbridos de milho OC 705 (duplo) e CD 5501 (simples), em duas épocas de semeadura. As épocas foram 28/10/96 e 20/11/96, constituindo-se um ensaio em cada época.

Foram tomadas dez avaliações consecutivas (tempo de amostragem) correspondendo a intervalos de quatro dias, com quatro repetições. Essas amostragens foram iniciadas aos 23 dias após o florescimento feminino, sendo a última amostragem coletada aos 59 dias após esse período. Desta forma, obteve-se quatro conjuntos de dados denotados por OC705E1, OC705E2, CD5501E1 e CD5501E2.

Para descrever o percentual de germinação das sementes ao longo do tempo de amostragem, utilizou-se o modelo não-linear exponencial, cuja função é dada por:

$$y_i = A - B \exp(-Ct_i) + \varepsilon_i, \quad i=1, 2, \dots, n \quad (1)$$

em que: y é o percentual de germinação, o parâmetro A representa o percentual máximo de germinação, B está relacionado com o intercepto (não se sabe a interpretação biológica), o parâmetro C representa a taxa média do aumento do percentual de germinação ao longo do tempo e ε representa o erro aleatório.

Supondo que os resíduos do modelo descrito pela equação (1) são aditivos e independentes, normalmente distribuídos com média zero e variância σ_e^2 , o modelo pode ser reescrito por:

$$(y_i | \sigma_e^2) \sim N(A - B \exp(-Ct_i), \sigma_e^2)$$

A função de verossimilhança é dada por:

$$L(y | \theta, \sigma_e^2) \propto \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_e^2}} \exp\left\{-\frac{[y_i - A + B \exp(-Ct_i)]^2}{2\sigma_e^2}\right\}.$$

As distribuições *a priori* não informativas utilizadas foram: $A \sim N(0; 10^{-4})$, B e $C \sim \text{Gamma}(0, 1; 10^{-3})$, $\tau = 1/\text{var} \sim \text{Gamma}(10^3; 10^{-3})$.

A análise foi realizada no software WinBUGS (SPIEGELHALTER *et al.*, 2009). A geração de amostras se deu via método de Monte Carlo com cadeias de Markov (MCMC). Utilizou-se 50.000 iterações para os algoritmos MCMC e no aquecimento desprezou-se as 10.000 primeiras iterações. As inferências foram realizadas considerando as 40.000 iterações restantes para obter amostras convergentes a serem usadas na inferência dos parâmetros das distribuições marginais *a posteriori*.

Para testar a hipótese de igualdade dos parâmetros, mediante análise do intervalo de credibilidade, utilizou-se as amostras das distribuições marginais *a posteriori* para as diferenças dos parâmetros, ou seja, considerou-se a diferença como uma função. Se o intervalo de credibilidade contiver o valor zero, conclui-se que, em média, os parâmetros das duas populações envolvidas são iguais. Se a igualdade se verificar para todos os parâmetros, conclui-se que as equações são iguais (FILHO *et al.*, 2008).

A análise da convergência foi realizada utilizando-se o software WinBUGS (SPIEGELHALTER *et al.*, 2009): A ferramenta “trace” constrói um gráfico entre o valor da variável e o número de iterações e o mesmo deve ser aleatório. Outro gráfico com a mesma ideia é o “history”, que não deve ter nenhum vício. “Density” retorna a densidade de cada uma das variáveis monitoradas. “Quantiles” retorna as variáveis com seus respectivos intervalos de confiança e espera-se que esses intervalos não sejam muito amplos.

Por fim “GRdiag” que retorna o Diagrama de Gelman-Rubin. A medida que a simulação por MCMC converge, os valores de R_p e R_w devem convergir para um valor estável e a razão $R = R_p/R_w$, deve convergir para 1 (um). O gráfico GRdiag deve apresentar linhas próximas de 1, o que indica a convergência (FRAGA, 2005).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

As estimativas dos parâmetros do modelo exponencial $y = A - B \exp(-Ct)$, ajustado aos dados dos híbridos OC705 e CD5501 nas épocas de 28/10/96 (E1) e 20/11/96 (E2), estão apresentados na Tabela 1. O parâmetro A representa a assíntota, ou, a germinação máxima e o parâmetro C representa aumento da germinação ao longo do tempo de amostra.

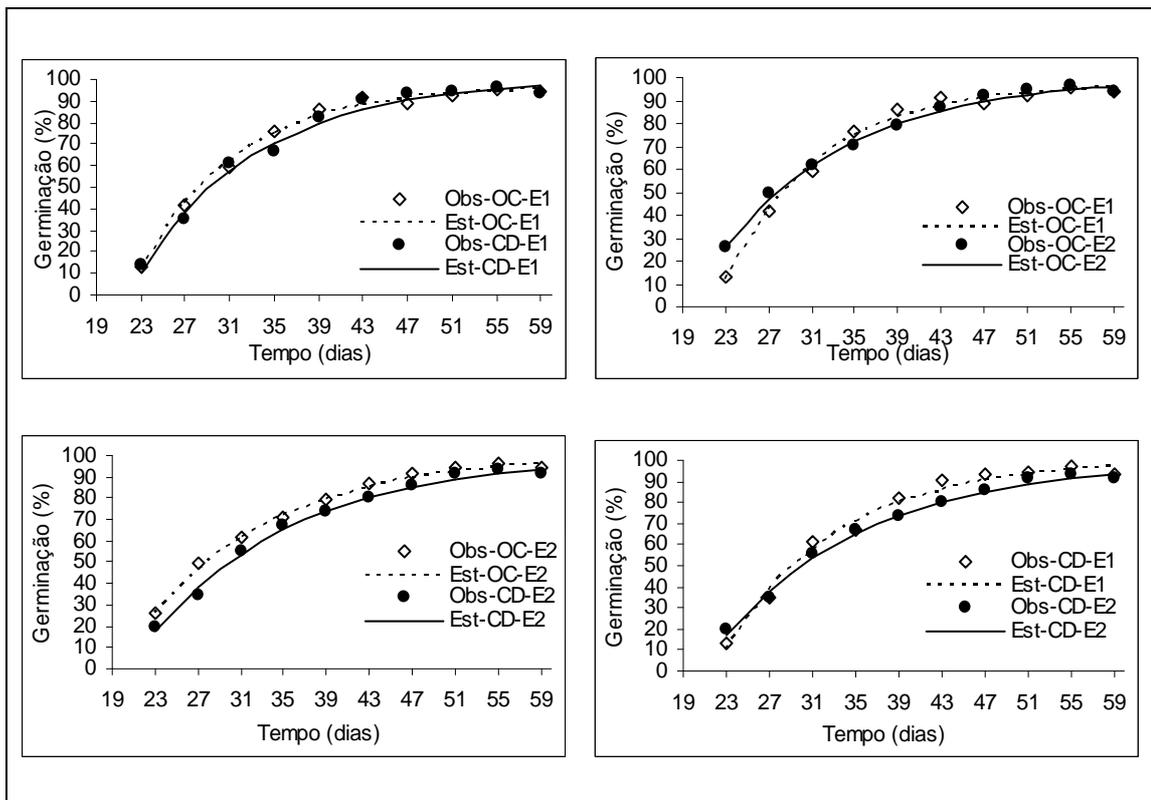


Figura 1 – Curvas de percentual germinativo observadas (Obs) e estimadas (Est) para duas épocas (E1: 28/10/96 e E2: 20/11/96) e dois híbridos (OC705 e CD5501).

A Figura 1 apresenta as curvas de percentual germinativo observadas e ajustadas. A análise gráfica indica que as sementes do híbrido OC705 nas épocas E1 e E2 apresentam curvas observada e ajustada não semelhante, enquanto que para as demais combinações de híbridos e épocas observa-se certa semelhança.

O intervalo de credibilidade para a diferença das estimativas dos parâmetros indicou que para os dois híbridos combinados com as duas épocas de semeadura não diferem estatisticamente. O mesmo ocorre com a taxa

média de percentual germinativo, pois os intervalos de credibilidade contêm o valor zero. Quanto ao parâmetro B, observa-se que para o híbrido OC705, na época de 28/10/96 e 20/11/96, esse difere, porque o intervalo de credibilidade não contém o valor zero (Tabela 1).

Tabela 1: Estimativas Bayesianas dos parâmetros do modelo exponencial ajustado aos dados dos híbridos OC705 e CD5501, nas épocas de 28/10/96 e 20/11/96

Cultivar	Parâmetros	Média	Desvio padrão	Erro Monte Carlo	IC(2,5%)	IC(97,5%)
OC705 28/10/96	A	0.9705	0.004058	5,81E-05	0.9626	0.9785
	B	11.26	0.5179	0.006271	10.3	12.33
	C	0.1124	0.001999	2,08E-05	0.1085	0.1164
CD5501 28/10/96	A	1.007	0.006477	8,05E-05	0.9951	1.021
	B	7.576	0.3715	0.004849	6.883	8.328
	C	0.09295	0.002192	2.06E-5	0.08865	0.09723
OC705	Dif A	-0.0569	20.46	0.1488	-40.17	39.84
CD5501	Dif B	3.653	2.138	0.01628	-0.5162	7.868
28/10/96	Dif C	-0.2421	31.61	0.2361	-61.94	61.26
OC705 20/11/96	A	1.008	0.005061	5,81E-05	0.9978	1.018
	B	4.722	0.1689	0.002117	4.401	5.065
	C	0.08081	0.001655	2,08E-05	0.07761	0.08409
CD5501 20/11/96	A	1.006	0.006466	8,05E-05	0.9932	1.019
	B	4.31	0.138	0.001838	4.05	4.59
OC705	C	0.07186	0.001543	2.06E-5	0.06886	0.0749
OC705	Dif A	0.05363	19.15	0.1366	-37.07	38.02
CD5501	Dif B	0.4022	3.69	0.02836	-6.787	7.704
20/11/96	Dif C	0.1702	35.33	0.2457	-68.97	70.08
OC705 28/10/96	Dif A	-0.2092	21.22	0.1481	-41.98	41.49
	Dif B	6.32	2.784	0.01988	0.8648	11.83
	Dif C	0.1298	33.46	0.2557	-64.82	64.93
CD5501 28/10/96	Dif A	0.02703	18.06	0.1277	-35.86	35.8
	Dif B	3.248	3.144	0.02068	-2.937	9.391
	Dif C	-0.0226	33.23	0.2489	-65.3	63.9

As equações ajustadas para as sementes dos híbridos OC705 e CD5501 na época de 28/10/96 não diferem, ou seja, o percentual germinativo desses dois híbridos é semelhante. Também é semelhante, o percentual de germinação das sementes dos híbridos OC705 e CD5501 na época de 20/11/96.

Quanto à influência da época de semeadura no percentual germinativo do tipo de híbrido, os resultados indicam que o híbrido CD5501 apresenta percentual germinativo semelhante nas duas épocas de semeadura, porém a taxa de crescimento é superior na primeira época, 28/10/96.

Apenas as sementes do híbrido OC705 é que tiveram percentual germinativo diferente nas duas épocas. A taxa média de percentual germinativo do híbrido OC705 na época de semeadura de 28/10/96 foi maior que a taxa de percentual germinativo da segunda época (20/11/96), indicando ser viável para este híbrido a semeadura na primeira época.

As informações a respeito do percentual germinativo das sementes dos dois híbridos e das duas épocas são importantes para a escolha do tipo de híbrido combinado com a época de semeadura, para a recomendação aos produtores e comerciantes. Assim, neste estudo, os resultados permitem recomendar, para os dois híbridos, a primeira época de semeadura (28/10/96) como a mais viável para a obtenção de sementes de melhor qualidade.

A convergência foi verificada por meio de quatro ferramentas: O gráfico “GRdiag” de Gelman-Rubin (Figura 2) indicou a convergência referente aos dois híbridos na época de 28/10/96 e a razão R convergiu para 1 (um); a ferramenta gráfica “trace” (Figura 5) indicou aleatoriedade; o “history”, indicou não haver nenhum vício (Figura 3) e a Densidade Kernel (Figura 4), que apresenta a informação probabilística a respeito do parâmetro, ou seja, retornou a densidade aproximada de cada uma das variáveis (parâmetros).

As Figuras 2, 3, 4 e 5 mostram a análise da convergência dos parâmetros referentes aos híbridos OC705 e CD5501 e as diferenças desses parâmetros. Os resultados indicam a convergência. O mesmo ocorreu para todas as combinações de híbridos e épocas, ou seja, houve a convergência em relação a todos os parâmetros, nos quatro conjuntos de dados.

Assim, pode-se estudar a curva do percentual germinativo das sementes dos híbridos OC705 e CD5501 com ajuste adequado do modelo, o que garante a acurácia dos resultados.

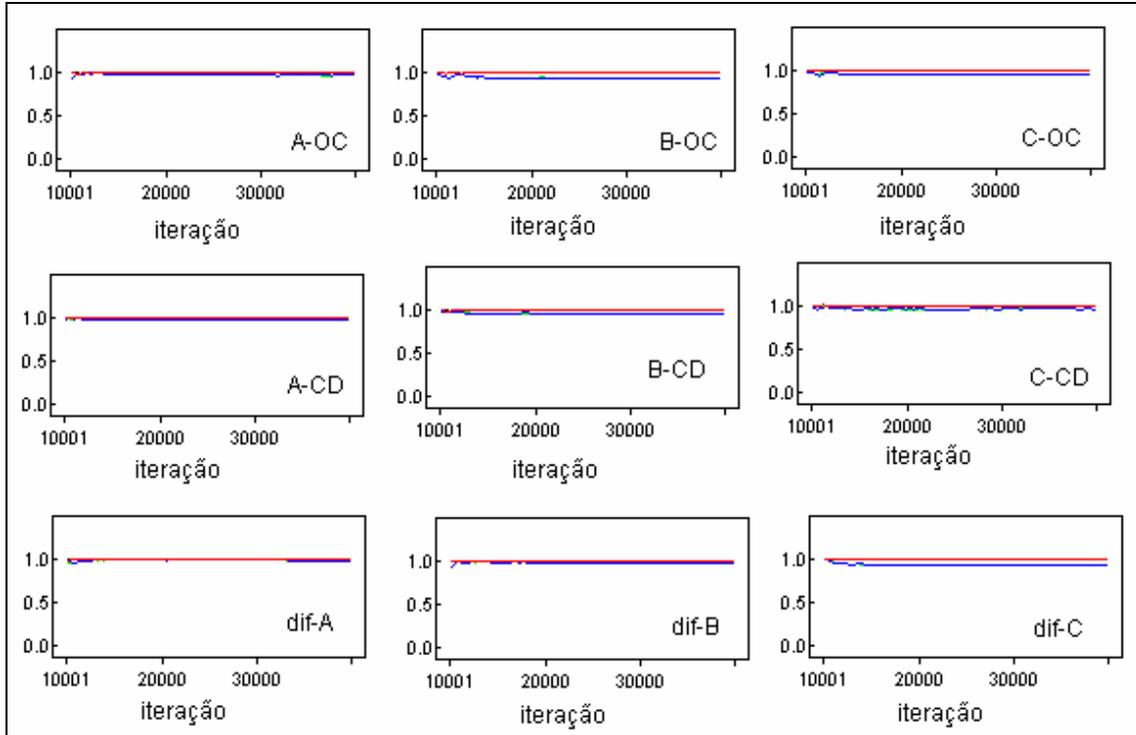


Figura 2: Gráfico de Gelman e Rubin, para os parâmetros A, B e C e para as diferenças dos parâmetros, referentes aos híbridos OC705 e CD5501, na época de semeadura de 28/10/96.

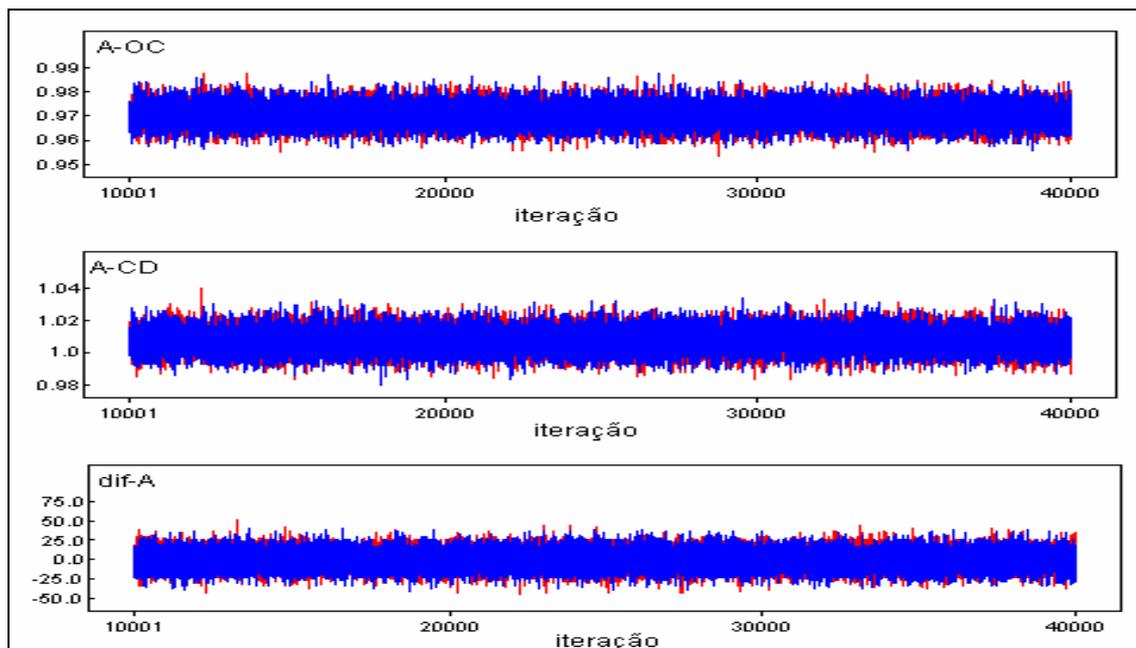


Figura 3: History, para o parâmetro A e para a diferença do parâmetro, referentes aos híbridos OC705 e CD5501, na época de semeadura de 28/10/96.

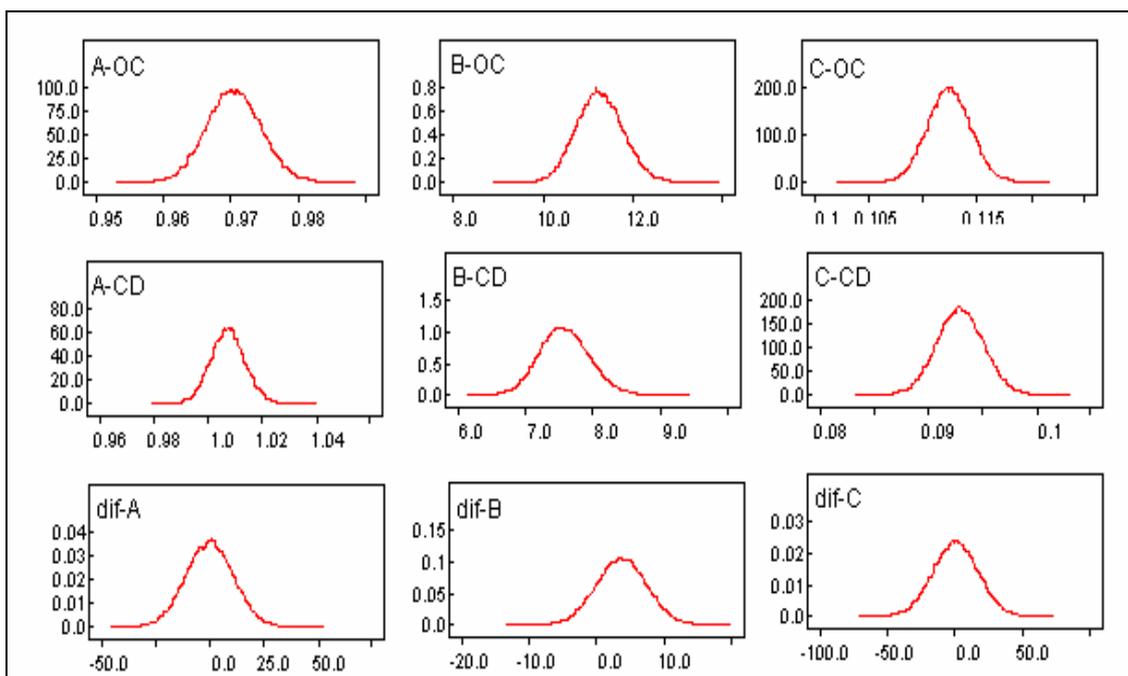


Figura 4: Densidade Kernel, para os parâmetros A, B e C e para as diferenças dos parâmetros, referentes aos híbridos OC705 e CD5501, na época de semeadura de 28/10/96.

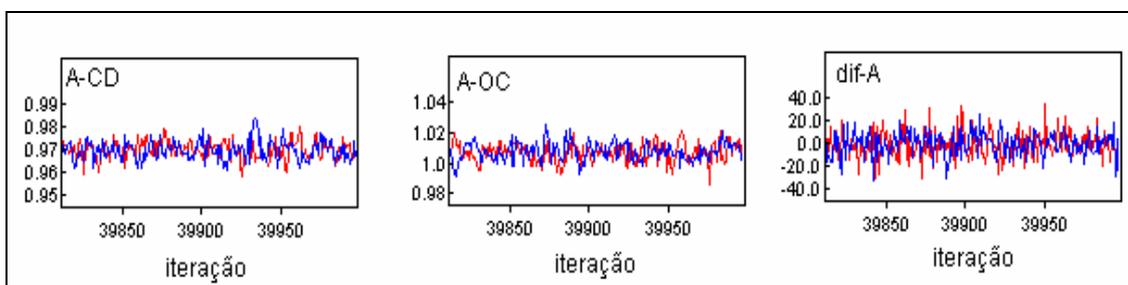


Figura 5: Trace Plot, para o parâmetro A e para a diferença do parâmetro, referentes aos híbridos OC705 e CD5501, na época de semeadura de 28/10/96.

TABELA 2. Tempo (dias) da estabilização do percentual de germinação dos híbridos OC705 e CD5501 nas épocas de semeadura 28/10/96 e 20/11/96

Época	Híbridos	Tempo (dias)	Germinação (%)
28/10/96	OC705	56	95,0
	CD5501	57	96,2
20/11/96	OC705	57	95,3
	CD5501	58	93,3

A Tabela 2 indica para cada híbrido e época o tempo mais adequado de realização da colheita. Observa-se que o tempo de estabilização do percentual máximo de germinação é muito próximo para as quatro combinações de híbridos e épocas. No entanto, o híbrido CD5501, na época de 28/10/96, apresenta melhor percentual germinativo, e tempo de colheita de cinquenta e sete (57) dias, seguido do híbrido OC705 que atinge 95% em cinquenta e seis (56) dias. O híbrido CD5501 apresenta o menor percentual de germinação e com maior tempo de estabilização na época de 20/11/96. Pode-se indicar a época de 28/10/96 como a melhor época de plantio e tempo ideal de colheita aos (57) dias após o florescimento feminino para os dois híbridos.

A inferência Bayesiana permitiu identificar os tempos mínimos e máximos em que as sementes devem ser colhidas, pois a colheita deve ser o mais breve possível. Isto é, a partir do momento em que atinge o percentual máximo de germinação, que é um indicativo da máxima qualidade fisiológica, procurando evitar a permanência desnecessária no campo, o que frequentemente compromete seu desempenho. Também permitiu comparar com precisão tipos de híbridos e épocas de semeadura. Logo, esse método se mostrou eficiente para a indústria sementeira, no estudo de percentuais germinativos.

CONCLUSÕES

A metodologia Bayesiana permitiu conhecer o percentual germinativo de sementes ao longo do tempo e, ainda, por meio do intervalo de credibilidade das diferenças dos parâmetros ajustados, comparar equações referentes a diferentes híbridos e épocas de semeadura.

Neste trabalho, os resultados permitem recomendar, para os dois híbridos, a primeira época de semeadura, 28/10/96, como a mais viável e cinquenta e sete (57) dias após o florescimento feminino, o tempo ideal para realizar a colheita.

Sugere-se para a indústria sementeira a utilização da inferência Bayesiana no estudo de percentuais germinativos, porque esta fornece resultados confiáveis e precisos.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABRASEM - ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE SEMENTES E MUDAS. Instrução Normativa Nº25, de dezesseis de dezembro de 2005. ABRASEM@ABRASEM.COM.BR. Brasília-DF. Acesso em 20/07/2009.

ANDREOLI, C. e ANDRADE, R. V. Seed Longevity Chart to Predict Viability of Corn Seed During Open Storage. **Revista Brasileira de Milho e Sorgo**, v.6, n. 2, p. 247-255, 2007.

ANDREOLI, C. Simplificação da Equação de Viabilidade para Predizer a Viabilidade de Sementes de Milho e Soja. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 39, p. 911-917, 2004.

ANDREOLI, C.; ANDRADE, R. V. Seed Longevity to Predict Viability of Corn Seed During Open Storage. **Revista Brasileira de Milho e Sorgo**, v.6, n. 2, p. 247-255, 2007.

CALHA, I.; MOREIRA, I.; ROCHA, F. Germinação de Sementes de Populações de Orelha-De-Mula (*Alisma plantago-Aquatica*) Resistentes e Susceptíveis ao Bensulfurão-Metilo. **Revista de Ciências Agrárias**. V. 31, n. 1, p. 117-130, 2008.

CARDOSO, V. J. M. e PEREIRA, F. J. M. Germinação de sementes de *Drymaria cordata* (L.) Willd. ex Roem & Schult.: efeito do potencial hídrico. **Revista Brasileira de Botânica**. v. 31, n. 2, p. 253-261, 2008.

CARVALHO, S. J. P. e CHRISTOFFOLETI, P. J. Influência da Luz e da Temperatura na Germinação de cinco Espécies de Plantas Daninhas do Gênero *Amaranthus*. **Bragantia: revista de ciencias agronômicas**, v. 66, n. 4, p. 527-533, 2007.

CARVALHO, S. L. J. P.; LÓPEZ-OVEJERO, R. F.; CHRISTOFFOLETI, P. J. Crescimento e Desenvolvimento de Cinco Espécies de Plantas Daninhas do Gênero *Amaranthus*. **Bragantia**. V. 67, n. 2, 2008.

FRAGA, E. Avaliação do Risco de Subscrição de Prêmio Utilizando Inferência Bayesiana. **Revista Brasileira de Risco e Seguro**. V. 1, n.1, p. 64-83, 2005.

FILHO, S. M.; SILVA, F. F.; CARNEIRO, A. P. S.; MUNIZ, J. A. Abordagem Bayesiana das Curvas de Crescimento de duas Cultivares de Feijoeiro. **Ciência Rural**. V. 38, n. 6, p. 1516-1521, 2008.

GASPAR-OLIVEIRA, C. M.; MARTINS, J. N.; CAVARIAN, C. Duração do Teste de Germinação de *Brachiaria brizantha* cv. MARANDU (Hochst. ex A. Rich.) Stapf1. **Revista Brasileira de Sementes**, v. 30, n. 3, p. 30-38, 2008.

GUEDES, M. H. P.; MUNIZ, J. A.; SILVA, F. F.; AQUINO, L. H. Análise Bayesiana da Curva de Crescimento de Cordeiros da Raça Santa Inês. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**. V. 57, n. 3, p. 415-417, 2005.

GUIMARÃES, V. P.; RODRIGUES, M. T.; SARMENTO, J. L. R.; ROCHA, D. T. Utilização de Funções Matemáticas no Estudo da Curva de Lactação em Caprinos. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 35, n. 2, p. 535-543, 2006.

GIANINETTI, A. e COHN, M. A. Seed dormancy in red rice. XII: Population-based Analysis of Dry-afterripening with a Hydrotime Model. **Cambridge University Press**. V. 17, p. 253-271, 2007.

MARCONDES, M. C.; ANDREOLI, C.; MIGLIORANZA, E. Equação de Viabilidade para Determinar a Longevidade de Sementes de Trigo sob Condições Diferenciadas em Armazenamento Convencional. **Revista Brasileira de Sementes**, v.29, n. 3, p. 182-187, 2007.

PIRES, L. A.; CARDOSO, V. J. M.; JOLY, C. A.; RODRIGUES, R. R. Germinação de *Ternstroemia brasiliensis* Cambess. (Pentaphylacaceae) de Floresta de Restinga. **Acta botânica brasileira**. V. 23, n. 1, p. 57-66, 2009.

PROBERT, R. J.; DAWS, M. I.; HAY, F. R. Ecological Correlates of ex situ Seed Longevity: a Comparative Study on 195 Species. **Annals of Botany**. April 9, p. 1-13, 2009.

REIS, R. L.; MUNIZ, J. A.; SILVA, F. F.; SÁFADI, T.; AQUINO, L. H. Inferência Bayesiana na análise genética de populações diplóides: estimação do coeficiente de endogamia e da taxa de fecundação cruzada. **Ciência Rural**, v. 38, n. 5, p. 1258-1265, 2008.

RESENDE, M. D. V.; DUDA, L. L.; GUIMARÃES, P. R. B.; FERNANDES, J. S. C. Análise de modelos lineares mistos via inferência Bayesiana. **Revista Matemática e Estatística**. v. 19, p. 41-70, 2001.

RIZZARDI, M.A.; LUIZ, A.R.; ROMAN, E.S. e VARGAS, L. S. Temperatura Cardeal e Potencial Hídrico na Germinação de Sementes de Corda-de-viola (*Ipomoea triloba*). **Planta Daninha**. v. 27, n. 1, p. 13-21, 2009.

SÁNCHEZ-CORONADO, M. E.; COATES, R. ; CASTRO-COLINA, L.; BUEN, A. G. ; PAEZ-VALENCIA, j.; BARRADAS, v. I.; HUANTE, P.; OROZCO-SEGOVIA, A. Improving Seed Germination and Seedling Growth of *Omphalea oleifera* (*Euphorbiaceae*) for Restoration Projects in Tropical Rain Forests. **Forest Ecology and Management**. v. 243, n. 1, p. 144-155, 2007.

SILVA, B. M. S. e CARVALHO, N. M. Efeitos do Estresse Hídrico sobre o Desempenho Germinativo da Semente de Faveira (*Clitoria fairchildiana* R.A. Howard. – fabaceae) de Diferentes Tamanhos. **Revista Brasileira de Sementes**, v. 30, n. 1, p. 55-65, 2008.

SILVA, F. F.; MUNIZ, J. A.; AQUINO, L. H.; SÁFADI, T. Abordagem Bayesiana da Curva de Lactação da Cabras Saanem de Primeira e Segunda Ordem de Parto. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**. V. 40, n. 1, p. 27-33, 2005.

SINÍCIO, R.; BHERING, M. C.; VIDIGAL, D. S.; DIAS, D. C. F. S. Equacionamento da Qualidade Inicial de Sementes de Milho e Soja para Aplicação no Modelo de Probit. **Revista Brasileira de Sementes**, v. 31, n. 1, p. 122-130, 2009a.

SINÍCIO, R.; BHERING, M. C.; VIDIGAL, D. S.; DIAS, D. C. F. S. Validação do aplicativo computacional SEEDSOLVE para previsão das perdas de germinação e vigor de sementes armazenadas. **Revista Brasileira de Sementes**, v. 31, n. 2, p. 009-018, 2009b.

SPIEGELHALTER, D. *et al.* **WingBUGS**. Disponível em: <<http://www.mrc-bsu.cam.ac.uk/bugs/winbugs/contents.html>>. Acesso em 15 de setembro de 2009.

VISMARA, L. S.; KARAM, D.; MORITA, L. H. M. Aplicação das Inferências Clássica e Bayesiana na Estimção dos Parâmetros do Modelo de Densidade Populacional de Plantas Daninhas. **Planta Daninha**. V. 25, n. 4, p. 661-669, 2007.