

**AMANDA RITHIELI PEREIRA DOS SANTOS**

**FUNÇÕES DE LIGAÇÃO NA DETERMINAÇÃO DA LONGEVIDADE DE  
SEMENTES DE SOJA**

**Botucatu**

**2018**



**AMANDA RITHIELI PEREIRA DOS SANTOS**

**FUNÇÕES DE LIGAÇÃO NA DETERMINAÇÃO DA LONGEVIDADE DE  
SEMENTES DE SOJA**

Dissertação apresentada à Faculdade de  
Ciências Agronômicas da Unesp Câmpus  
de Botucatu, para obtenção do título de  
Mestre em Agricultura.

Orientadora: Maria Márcia Pereira Sartori  
Coorientador: Edvaldo Aparecido Amaral  
da Silva

**Botucatu**

**2018**

FICHA CATALOGRÁFICA ELABORADA PELA SEÇÃO TÉCNICA DE AQUISIÇÃO E TRATAMENTO DA INFORMAÇÃO - DIRETORIA TÉCNICA DE BIBLIOTECA E DOCUMENTAÇÃO - UNESP - FCA - LAGEADO - BOTUCATU (SP)

Santos, Amanda Rithieli Pereira dos, 1994-  
S237f      Funções de ligação na determinação da longevidade de sementes de soja / Amanda Rithieli Pereira dos Santos. - Botucatu: [s.n.], 2018  
76 p.: grafs. color., tabs.

Dissertação (Mestrado) - Universidade Estadual Paulista, Faculdade de Ciências Agronômicas, Botucatu, 2018  
Orientador: Maria Márcia Pereira Sartori  
Coorientador: Edvaldo Aparecido Amaral da Silva  
Inclui bibliografia

1. Soja - Sementes. 2. Sementes - Viabilidade. 3. Funções simétricas. 4. Funções assimétricas. 5. Longevidade. I. Sartori, Maria Márcia Pereira. II. Silva, Edvaldo Aparecido Amaral da. III. Universidade Estadual Paulista "Júlio de Mesquita Filho" Câmpus de Botucatu). Faculdade de Ciências Agronômicas. IV. Título.

Elaborada por Ana Lucia G. Kempinas - CRB-8:7310

"Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte"

## CERTIFICADO DE APROVAÇÃO

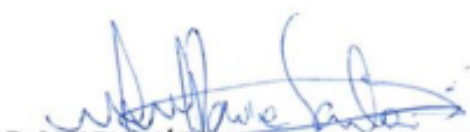
Título: FUNÇÕES DE LIGAÇÃO NA DETERMINAÇÃO DA LONGEVIDADE DE SEMENTES DE SOJA

AUTORA: AMANDA RITHIELI PEREIRA DOS SANTOS

ORIENTADORA: MARIA MÁRCIA PEREIRA SARTORI

COORDENADOR: EDVALDO APARECIDO AMARAL DA SILVA

Aprovada como parte das exigências para obtenção do Título de Mestra em AGRONOMIA (AGRICULTURA), pela Comissão Examinadora:



Dr.<sup>a</sup> MARIA MÁRCIA PEREIRA SARTORI

Produção e Melhoramento Vegetal / Faculdade de Ciências Agrônômicas - UNESP



Prof. Dr. LUCIANO BARBOSA

Bioestatística / Instituto de Biociências de Botucatu



Dr. TIAGO ALEXANDRE DA SILVA

/ Botucatu/SP

Botucatu, 17 de dezembro de 2018.



A Deus, pela graça de crescer em sabedoria. Aos meus pais Edeni e Marcus Vinicius (in memoriam), pelos exemplos de fé, determinação e amor. As minhas irmãs Stephanny e Renata, pelo apoio. Aos meus sobrinhos João Gabriel, André Luiz e Marianny, pela vontade de inspirá-los. Ao meu namorado Álvaro, ao meu padrinho Humberto, pelo apoio em todos os momentos. A todos que de alguma forma se fizeram presentes me apoiando,

Dedico



## **AGRADECIMENTOS**

À Deus, pela graça de poder viver essa oportunidade, por me honrar em meus sonhos, por toda glória em minha vida, por ser meu sustento, por ter me capacitado dia após dia para que esse momento ocorresse. A Santa Maria pela proteção diária.

À minha amada mãe que sempre buscou me inspirar a ir além, pelo exemplo de fé, determinação, ousadia, coragem, por toda a paixão por suas filhas, por toda a educação e cuidados dispendidos em toda minha vida, por me amar incondicionalmente e me ensinar sobre superar as dificuldades, não importando qual fosse ela.

A memória de meu pai, Marcus Vinicius, por sempre acreditar em mim e deixar como maior herança seus ensinamentos sobre a importância do estudo, por seu exemplo de simplicidade e amor incondicional. Seus ensinamentos não foram em vão, pois me guiaram por toda esta jornada.

Às minhas irmãs Stephanny e Renata pelo apoio e amor. Aos meus sobrinhos João Gabriel, André Luiz e Marianny por serem minha fonte de inspiração. A minha tia Valdeni (Ni), que me fortalecia dia a dia com suas mensagens motivacionais, exemplo de fé e orações. A minha querida Tia Lúcia e Tio Carlos, por serem como minha segunda família da igreja, pelo amor e carinho. Ao meu padrinho Humberto, por todo apoio e inspiração. A todos da minha família que se fizeram presentes, pelo cuidado em todos os momentos.

Ao meu namorado Álvaro, por todo amor, cuidado e paciência ao nosso relacionamento, por ser meu porto seguro. Aos meus sogros Sara e Mauro, por suas lições de amor, fé e exemplos pessoais.

Às minhas amigas Rute, Mara Lúcia, Amanda Maria, por todo o amor, pelo carinho, pelo apoio e pelas melhores companhias, obrigada por serem minha família em Botucatu. As minhas amigas Amandinha, Fabiane, Jordana, Laressa, Marília, Thalia, pelo amparo e boas conversas. Quem encontrou um amigo, encontrou o verdadeiro tesouro.

À Professora Doutora Maria Márcia Pereira Sartori, pela excepcional orientação, por todos os ensinamentos, pelo exemplo profissional, pessoal e amizade. Não tenho palavras para agradecer toda a confiança depositada em mim. Obrigada pelo seu empenho em tudo que realiza, seu exemplo de sucesso e luta por seus objetivos.

Ao Professor Doutor Edvaldo Aparecido Amaral da Silva, pela co-orientação, ensinamentos, amizade e exemplo profissional. Muito obrigada também por todas as

considerações sobre Fisiologia de Sementes e por todo o aprendizado com excelência transmitido.

Aos alunos do Grupo de pesquisa de Modelagem e Estatística Aplicada a Ciências Agrárias (MODELSTAT): Deoclecio, Gabriela, Jackson, Keyse, Leandro, Lucas, Luciana, Michelane, Renata, Rute, pelo compartilhamento de conhecimento, pela boa convivência e amizade.

Aos companheiros de análises Lucas Moreira, Deoclecio, Rute e Gabriela por possibilitarem que as análises fossem o mais agradáveis o possível.

À Técnica do Laboratório de Sementes, Valéria Giandoni, pelo profissionalismo, pela amizade e por toda a ajuda na execução das análises. A técnica do Laboratório Iara Brito, por toda ajuda e dedicação. A secretária do Departamento Eliane Gonçalves, por todo profissionalismo e amizade. Aos professores que no ministrar de cada disciplina compartilharam seus conhecimentos de uma vida toda, com muita excelência.

Aos colegas do Laboratório de Sementes, Caroline, Daiane, Denis, Gabriel, Gilberto, Girlânio, Henrique, Karina, Larissa, Maurício, Nathália, Thiago Batista, Tiago Alexandre, Samara, Victor, Yago, por transmitirem seus conhecimentos e serem sempre solícitos.

Aos funcionários da Pós-Graduação Acir, Adriana, Andrea, Débora, Kátia, Regina e Taynan por sua solicitude em todos os momentos. Aos funcionários da biblioteca pela atenção.

À Universidade Estadual Paulista “Júlio de Mesquita Filho” pela oportunidade de realizar o curso de mestrado.

Ao CNPQ – Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico, pela bolsa de estudos concedida.

À Fundação de Amparo à Pesquisa de São Paulo – FAPESP pelo auxílio a pesquisa 2016/13126-0.

A todos que se fizeram presentes.

*“To infinity and beyond”* (Toy Story).

*“Tudo posso naquele que me fortalece”* (Filipenses, 4:13).



## RESUMO

O estudo da longevidade busca determinar o tempo que as sementes são capazes de manter sua viabilidade quando armazenadas em condições ideais para cada espécie. O parâmetro usual definido como  $P_{50}$  avalia o tempo em que as amostras ou lotes perdem 50% de sua viabilidade. As respostas obtidas nesses estudos são binárias (sementes mortas ou vivas), e devem ser avaliadas por uma distribuição acumulada no tempo, sendo usualmente utilizada a transformação ou função de ligação, Probit. Para espécies com resultados não normais e/ou comportamento não cumulativo negativo o modelo de Probit não possibilitou a obtenção do  $P_{50}$ . Assim outras funções simétricas e assimétricas, que já foram aplicadas nas áreas da física e matemática, podem ser uma alternativa. Nesse contexto o objetivo neste trabalho consistiu em avaliar as diferentes funções de ligação simétricas Probit, Logit e Cauchy e assimétricas Aranda-Ordaz, Box-Cox, Complemento Log-Log, Logaritmo, Potência Stukel e Weibull na determinação da longevidade de sementes de soja. Em 10 amostras de sementes de soja obtidas no estado de Goiás, safra de 2016/2017, foram realizados testes de germinação, teor de água, longevidade e teor de óleo. Os dados de porcentagem de protrusão (longevidade) foram transformados pelas funções simétricas e assimétricas com ajustes realizados por regressão linear, os quais propiciaram a determinação do  $P_{50}$  para cada amostra. A qualidade dos ajustes das foram avaliadas pelo coeficiente de determinação corrigido e a porcentagem de  $P_{50}$  incluso no intervalo de interesse. Para avaliar a normalidade dos dados foi utilizado o teste de Komogorov-Smirnov antes e após as transformações. Conclui-se que as funções simétricas de Cauchy-SSF (Capítulo 1) e as funções assimétricas de Aranda-Ordaz, Stukel, Potência e Weibull (Capítulo 2) são mais robustas que Probit na determinação da longevidade de sementes de soja com alta viabilidade inicial, e que as funções de Aranda-Ordaz e Stukel são alternativas para dados com viabilidade inicial abaixo de 80%, principalmente quando os dados não apresentam normalidade.

**Palavras-chave:** *Glycine max*. Funções simétricas. Funções assimétricas.  $P_{50}$ . Viabilidade. Probit



## ABSTRACT

The study of longevity seeks to determine the time the seeds are able to maintain their viability when stored under ideal conditions for each species. The usual parameter set to  $P_{50}$  evaluates the time the samples or lots lose 50% of their viability. The responses obtained in these studies are binary (dead or living seeds), and should be evaluated by a cumulative distribution in time, being usually used the transformation or binding function, Probit. For species with non-normal results and / or negative non-cumulative behavior, the Probit model did not allow obtaining the  $P_{50}$ . Thus other symmetric and asymmetric functions, which have already been applied in the areas of physics and mathematics, may be an alternative. In this context, the objective of this work was to evaluate the different Probit, Logit and Cauchy and asymmetric Aranda-Ordaz, Box-Cox, Log-Log Complement, Logarithm, Stukel and Weibull symmetric binding functions in determining the longevity of soybean seeds. In 10 samples of soybean seeds obtained in the state of Goiás, harvest of 2016/2017, tests of germination, water content, longevity and oil content were performed. Percentage protrusion data (longevity) were transformed by the symmetric and asymmetric functions with adjustments made by linear regression, which allowed the determination of the  $P_{50}$  for each sample. The quality of the adjustments were evaluated by the corrected determination coefficient and the percentage of  $P_{50}$  included in the range of interest. To evaluate the normality of the data, the Komogorov-Smirnov test was used before and after the transformations. It is concluded that the symmetric functions of Cauchy-SSF (Chapter 1) and the asymmetric functions of Aranda-Ordaz, Stukel, Potency and Weibull (Chapter 2) are more robust than Probit in determining the longevity of soybean seeds with high initial viability , and that the Aranda-Ordaz and Stukel functions are alternatives for data with initial viability below 80%, especially when the data are not normal.

**Keywords:** *Glycine max.* Symmetric functions, asymmetric functions.  $P_{50}$ . Viability. Probit.



## SUMÁRIO

|                                                                                                                                                                                        |           |
|----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------|
| <b>INTRODUÇÃO GERAL .....</b>                                                                                                                                                          | <b>17</b> |
| <b>CAPÍTULO 1 – USO DAS FUNÇÕES DE LIGAÇÃO LOGIT E CAUCHY-SSF COMO ALTERNATIVA PARA ESTIMAR A LONGEVIDADE DE SEMENTES DE SOJA .....</b>                                                | <b>21</b> |
| 1.1 INTRODUÇÃO .....                                                                                                                                                                   | 23        |
| 1.2 MATERIAL E MÉTODOS .....                                                                                                                                                           | 25        |
| 1.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO .....                                                                                                                                                       | 27        |
| 1.4 CONCLUSÕES .....                                                                                                                                                                   | 36        |
| REFERÊNCIAS.....                                                                                                                                                                       | 38        |
| <b>CAPÍTULO 2 - FUNÇÕES ASSIMÉTRICAS DE ARANDA-ORDAZ, BOX-COX, COMPLEMENTO LOG-LOG, LOGARITMO, POTÊNCIA, STUKEL E WEIBULL NA DETERMINAÇÃO DA LONGEVIDADE DE SEMENTES DE SOJA .....</b> | <b>41</b> |
| 2.1 INTRODUÇÃO.....                                                                                                                                                                    | 43        |
| 2.2 MATERIAL E MÉTODOS.....                                                                                                                                                            | 45        |
| 2.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO .....                                                                                                                                                       | 49        |
| 2.4 CONCLUSÕES .....                                                                                                                                                                   | 66        |
| REFERÊNCIAS .....                                                                                                                                                                      | 68        |
| <b>CONSIDERAÇÕES FINAIS .....</b>                                                                                                                                                      | <b>71</b> |
| <b>REFERÊNCIAS .....</b>                                                                                                                                                               | <b>73</b> |
| <b>ANEXO .....</b>                                                                                                                                                                     | <b>76</b> |



## INTRODUÇÃO GERAL

A cultura da soja vem aumentando ano após ano no Brasil e sua produtividade chegou a um recorde de 115,6 milhões de toneladas (CONAB, 2018). Um dos insumos mais importantes para que sejam superados recordes de produção é a utilização de sementes de soja com alta qualidade.

Para que haja a produção de sementes de soja de alta qualidade são verificados diversos fatores para selecionar-se cultivares. Além de materiais com qualidade fisiológica, física, genética e sanitária também são requeridos meios que permitam a conservação das características obtidas em campo, como vigor, germinação e longevidade.

A maioria das características obtidas em campo não podem ser incrementadas, pode-se apenas trabalhar na conservação da mesma quando condicionadas a armazenamento eficiente, de tal forma que seja possível manter o máximo de germinação das amostras até o momento que será escoada a produção.

Dona et. al (2013) descrevem que o armazenamento, que pode ser considerado como forma de estocar recursos genéticos para conservação da biodiversidade é também responsável pela manutenção eficiente das respostas genéticas obtidas através dessas sementes.

Assim o tempo de armazenamento das sementes é verificado pela longevidade de cada espécie, de tal maneira que se define a longevidade como o período máximo de tempo que, sob condições ideais para cada espécie, as sementes mantem-se viáveis durante o armazenamento (PEREIRA NETO, 2016), sendo esse período estendido com baixas temperaturas de armazenamento (BEWLEY et al., 2013).

Biologicamente, a longevidade de sementes consiste na capacidade que a semente possui de estabilizar seu sistema por longos períodos de tempo, no qual suspendendo a sua atividade metabólica, estado vítreo, retarda severamente as reações de deterioração (BUTINK e LEPRINCE, 2004; CHATELAIN et al., 2012). Teor de óleo (KRUSE; GHIASI; SCHMOHL, 2005) e condições ambientais de umidade relativa do ar e temperatura (CARNEIRO; AGUIAR, 1993) demonstraram exercer influência sobre a longevidade de sementes ortodoxas e recalcitrantes.

Os dados obtidos na avaliação de longevidade são binários e a forma de sua estimativa foi difundida por Roberts (1972) e posteriormente melhorada por Ellis e

Roberts (1980), a qual consiste em equações básicas da viabilidade, com base na função simétrica de Probit, que permite a determinação do momento em que ocorre o decréscimo de 50% da viabilidade da amostra de sementes ( $P_{50}$ ).

A aplicabilidade das equações não é restrita para o armazenamento comercial de sementes, mas usuais na manutenção da viabilidade das sementes, em bancos de germoplasma. Entretanto, Ellis e Roberts (1980) ressaltaram que as equações servem apenas como um guia aproximado, visto que alguns modelos exigem experimentos complexos e demorados (ANDREOLI, 2004).

Autores como Schneider et al. (2017), Hay et. al (2014) Tang et al. (1999), Hill et al., (2007) Mead e Gray (1999), relataram problemas no uso do modelo de Probit.

As avaliações de novas funções para determinação do  $P_{50}$  foram propostas por Sartori et. al (2017) e Santos et. al (2018), onde foram avaliadas as funções de Logit e Cauchy, respectivamente.

Segundo Bonat et al. (2012) diversos modelos são possíveis de serem aplicados a estudos de modelagem estatísticas bastando apenas o interesse de aplicação do pesquisador, sendo eles simétricos Logit e Cauchy e assimétricas Aranda Ordaz, Box-Cox, Complemento Log-Log, Logaritmo, Potência, Stukel e Weibull, no entanto, estes nunca foram aplicados a análise de fisiologia de sementes.

Modelos de natureza linear ou não linear podem ser utilizados para descrever as respostas de desenvolvimento vegetal. A criação do Probit cujo significado é unidade de probabilidade, foi proposto por Bliss (1935), seu uso foi difundido para qualquer relação que descrevesse um resultado binário discreto a uma ou mais variáveis resposta (FREITAS et al., 2013). Na economia, por exemplo, o Probit foi utilizado pela primeira vez na década de 1950 (HOFFMAN; VIEIRA, 1983).

Segundo Cramer (2003), os primeiros trabalhos publicados sobre Logit foram feitos no final das décadas de 1950 e 1960 em estatística e epidemiologia; na estatística havia uma vantagem analítica na transformação do Logit em lidar com saídas binárias, uma vez, que todos os cálculos eram realizados a mão. Na epidemiologia o estudo do Logit se deu ainda mais cedo (1950), uma vez que estava diretamente ligada à razão de chances de probabilidades.

A função de ligação Logit assim como a Probit têm em comum o fato de a variável dependente ser uma variável qualitativa com dois possíveis valores; assim,

as funções de ligação Logit e Probit são dadas respectivamente pelos inversos das distribuições acumuladas logística e normal (CORDEIRO; DEMÉTRIO, 2007).

Já a função Cauchy é uma homenagem ao matemático Augustin-Louis Cauchy, ela segue a distribuição de Cauchy, apresenta forma sigmoidal e simetria em torno de zero, não dependendo de parâmetros extras tal como Probit e Logit para delimitar sua cauda. Entretanto as demais funções sugeridas por Bonat et al. (2012) são assimétricas e algumas dependentes de parâmetros extras, o que limitava seu uso, devido a necessidade de métodos iterativos ou de computadores para auxiliar nos cálculos (PAULA, 2009).

A função Complemento log-log também não é dependente de parâmetro extra, diferencia-se das demais por não ser simétrica em torno de zero e usa a distribuição valor mínimo extremo tipo I (GUMBEL, 1935). A função proposta por Aranda-Ordaz (1981) não possui origem em nenhuma distribuição de probabilidade, e seu modelo apresenta parâmetro extra denotado por  $\delta > 0$ . Quando  $\delta$  for igual a 1 irá obter-se o modelo da função de ligação Logit e na medida que  $\delta$  tender a 0 ( $\delta \rightarrow 0$ ) irá obter-se o Complemento Log-Log.

A função de Weibull proposta por Caron et.al (2009) tem como base a distribuição de Weibull com três parâmetros, o parâmetro adicional é representado por  $\delta > 0$ . A função Complemento Log-Log é um caso particular do Weibull, obtida quando o parâmetro  $\delta$  tende ao infinito ( $\delta \rightarrow \infty$ ). O modelo de Stukel (1988) é basicamente uma generalização da função Logit, sendo diferenciada pela aplicação inicial da função  $h_\delta$  no seu componente sistemático.

McCullagh e Nelder já discutiam (1989) que a utilização de uma função de ligação inadequada poderia levar ao erro do cálculo do componente de desvio, acarretando uma interpretação errada do modelo.

A modelagem na produção de sementes tem auxiliado na melhoria da compreensão da conservação, armazenagem e germinação (SANTANA E RANAL, 2004; SOUSA, 2012), entretanto a escolha das funções de ligação Logit ou Probit, também usuais área médica (PETTERLE, et al. 2017), é determinada por simples conveniência matemática e computacional, embora, devido à diferença nas formas das curvas representativas destas distribuições seja importante avaliar situações nas quais uma ou outra descrevem com maior precisão a probabilidade de interesse (BARROS, 2008).

De tal forma este trabalho teve como objetivo avaliar as diferentes funções de ligação simétricas Logit e Cauchy (Capítulo 1) e assimétricas Aranda Ordaz, Box-Cox, Complemento Log-Log, Logaritmo, Potência, Stukel e Weibull (Capítulo 2), comparadas à Probit na determinação da longevidade de sementes de soja.

## CAPÍTULO 1

### O USO DE FUNÇÕES DE LIGAÇÃO LOGIT E CAUCHY-SSF COMO ALTERNATIVA PARA ESTIMAR A LONGEVIDADE DE SEMENTES DE SOJA

#### RESUMO

A longevidade de sementes é caracterizada como o período máximo de tempo em que uma semente se mantém viável durante o armazenamento. A determinação da longevidade é realizada por uma função de ligação a qual permite estimar o tempo de perda de 50% da viabilidade de sementes ( $P_{50}$ ) de uma amostra de semente. Os dados obtidos como respostas são binários e representam uma taxa de dispersão da viabilidade acumulada no tempo. Atualmente a função Probit é utilizada, como referência, para estimar o  $P_{50}$ , entretanto a falta de normalidade dos dados e o comportamento da sobrevivência das sementes não permitiu a alguns pesquisadores a realização dos ajustes com resultados viáveis em seus dados, o que mostra a necessidade do estudo de outras funções para esta estimativa. Diante deste contexto, este trabalho teve como objetivo verificar o uso das funções de ligação simétricas Logit e Cauchy em comparação com Probit para estimar a longevidade de sementes de soja. Foram obtidas 10 amostras de sementes de soja provenientes do estado de Goiás (Br), sendo realizados testes de teor de água, germinação inicial e longevidade. Os dados de  $P_{50}$  foram transformados pelas funções Probit, Logit e Cauchy -SSF, obtendo-se o coeficiente de determinação das regressões. Para a função Probit 80% dos valores de  $P_{50}$  estavam fora do intervalo de interesse, para Logit 60% dos valores de  $P_{50}$  estimados foram subestimados com relação ao intervalo de interesse (II), no entanto, apenas 20% dos valores de  $P_{50}$  estimados pela função de Cauchy-SSF se encontram fora do intervalo de interesse, os quais subestimam esse parâmetro. Portanto, as funções de Cauchy-SSF e Logit estimaram a longevidade de sementes de soja ( $P_{50}$ ) de forma robusta comparada ao Probit e podem ser utilizadas em estudos da longevidade de sementes de soja. Assim, sugerimos o uso do modelo Cauchy-SSF para estimar a longevidade em sementes de soja quando os dados não seguem distribuição normal.

**Palavras-chave:** conservação *ex situ*, viabilidade, armazenamento de sementes, banco de sementes.

## ABSTRACT

Seed longevity is characterized as the period in which a seed remains viable during storage. Seed longevity is estimated by a Probit transformation that determine the half-viability period ( $P_{50}$ ) of a seed lot. The obtained data are binary and represent a dispersion of viability accumulated in time. The Probit model assumes a normal distribution of the data. Currently, the Probit function is used as a reference to estimate the  $P_{50}$  by converting the cumulative normal distribution to a linear form. However, when the data do not follow a normal distribution there is a need to modify the Probit model or apply other functions to estimate longevity. In this context, the objective of this work was to study the use of the Logit and Cauchy-SSF functions to estimate the longevity of soybean seeds and compare the results with the Probit model. Therefore, ten lots of soybean seeds from five different cultivars were harvested in the state of Goiás- Brazil and used for the determination of water content, germination and longevity. The  $P_{50}$  data were transformed by using the functions Probit, Logit and Cauchy-SSF obtaining the coefficient of determination of the regressions. For the Logit function, 60% of the estimated  $P_{50}$  values were underestimated relative to the interest interval. However, only 20% of the  $P_{50}$  values estimated by the Cauchy-SSF function lied outside the interest interval, which also underestimate this parameter. In contrast, the Probit function underestimated 80% of the  $P_{50}$  values in relation to interest interval. Therefore, the Cauchy-SSF and the Logit models were capable to estimate the longevity of soybean seeds ( $P_{50}$ ) robustly compared to Probit. Thus, we suggest the use of the Cauchy-SSF models to estimate longevity in soybean seeds when the data do not follow a normal distribution.

**Key words:** *ex situ* conservation, viability; seed storage, climate, seed banks.

## 1.1 INTRODUÇÃO

A longevidade de sementes pode ser definida como o período máximo de tempo que uma semente permanece viável em função do tempo de armazenamento, quando realizado em condições ambientais favoráveis. A longevidade pode variar conforme a constituição química da semente, estágio de maturação, viabilidade inicial, umidade e temperatura do ar, grau de infecção por microrganismos e insetos (BEWLEY et al., 2013).

Segundo Ellis (1984) a perda de viabilidade em sementes durante o armazenamento geralmente segue o padrão de uma sigmoide. Devido a essas características a determinação da viabilidade de sementes durante o armazenamento é feita pela transformação do percentual de viabilidade com uso de funções de ligação. Para estimar a longevidade segundo Roberts (1972), usa-se a função de ligação Probit, para linearizar os dados, essa transformação permite estimar o tempo em que ocorre o decréscimo de 50% ( $P_{50}$ ) da viabilidade de uma amostra de sementes pelos coeficientes da regressão linear descrita na equação 1 de Ellis e Roberts (1980):

$$v = K_i - p(1/\sigma)$$

(1)

Onde  $v$  é percentual de viabilidade em Probit,  $p$  é período de armazenamento (dias),  $\sigma$  é o desvio padrão e  $K_i$  é o percentual de viabilidade em Probit no início do armazenamento.

A função de Probit foi disseminada para estimar o  $P_{50}$  e utilizada por diversos autores em diversas espécies como: soja (PEREIRA LIMA et al., 2017), *Astronium fraxinifolium* (PEREIRA NETO, 2016), *Medicago truncatula* (VERDIER et al., 2013), milho (ANDREOLI, 2004), *Arabidopsis* (CLERKX et al., 2004; DEBEAUJON et al., 2000), já o modelo proposto por Ellis e Roberts em 1980, que determina os coeficientes da equação da viabilidade, foram usados nas análises de viabilidade em sementes de *Myrciaria dubia* (H.B.K.) McVaugh (SINÍCIO et al. 2015), jabuticabeira (SINÍCIO et al., 2013), soja e milho (SINÍCIO et al., 2009); para o tomate (LOPES, 2007); para *Eucalyptus grandis* W. Hill e *Pinus taeda* L (FANTINATIS, 2006).

A normalidade dos dados é necessária para o uso da função Probit, a fim de prever a longevidade das sementes (ELLIS AND ROBERTS, 1980). Entretanto Schneider et al. (2017) relatou em seu trabalho que as sementes de

*Balfourodendron riedelianum* (Engler) Engler não seguiram distribuição normal e o comportamento cumulativo negativo descrito por Ellis (1984) não foi observado durante a avaliação da longevidade. Mead e Gray (1999) disse que a suposição de normalidade é apropriada; no entanto, vários pesquisadores não encontraram uma distribuição normal dos dados em seus estudos (ELLIS E ROBERTS, 1977; PRIESTLEY ET AL., 1985; KRAAK E VOS, 1987; ROOS E DAVIDSON, 1992).

Por exemplo, Tang et al. (2000) também propôs um modelo alternativo para melhor prever a deterioração no armazenamento de sementes de milho, considerando a taxa de morte embutidas na viabilidade inicial  $K_i$ , que anteriormente foram desconsideradas pelo modelo probit (normal).

Hill et al. (2007) relataram a falta de resposta com o uso do modelo Probit para prever a longevidade em sementes de alface. Os autores mostraram que a sobrevivência das sementes foi alterada pela técnica de *priming*, mostrando a necessidade de correções no modelo ou uso de novos modelos para prever a viabilidade de sementes de alface.

O modelo de Probit ao ser ajustado por médias pode levar ao erro de estimação do  $P_{50}$ , devido ao fato de que os pressupostos exigidos pelo método ou pela regressão são desconsiderados. Sabe-se que nos pressupostos de uma regressão linear são permissíveis o uso de médias ponderadas (AMADOR et. al, 2011). Entretanto ao serem desconsideradas as repetições, cria-se uma influência devido a menor variação amostral, (método utilizado por Ellis & Roberts) o que na obtenção do modelo ajustado, aumenta o coeficiente de determinação ( $r^2$ ), e refere-se a um maior ajuste. Assim, correções podem ser feitas na função Probit, assim como o uso de outras funções para melhor robustez na estimação dos parâmetros estudados.

Nesse contexto, funções simétricas em torno de zero como Logit e Cauchy são novas possibilidades em casos onde os dados são obtidos de respostas binárias. A função de ligação Logit teve seus primeiros trabalhos publicados no final das décadas de 1950 e 1960, para estatística e epidemiologia (CRAMER, 2003). A função de ligação Cauchy é uma homenagem ao matemático Augustin-Louis Cauchy, utilizada na área da física em fenômenos de ondas. Bonat et al. (2012) sugeriu a aplicação de funções como Cauchy e Logit para qualquer área de interesse em que a resposta das variáveis tenha valores restritos a um intervalo, muitas vezes (0; 1).

Portanto este trabalho teve o objetivo de comparar as funções de ligação simétricas Logit e Cauchy com a função de Probit para estimar a longevidade de sementes de soja.

## 1.2 MATERIAL E MÉTODOS

**Produção de sementes** - Sementes de soja produzidas em condições de campo foram colhidas no mês de março do ano de 2017, no município de Rio Verde – no estado de Goiás, Brasil. No total foram utilizadas sementes de 10 amostras pertencentes a cinco cultivares comerciais. As sementes foram colhidas mecanicamente e armazenadas em câmara fria com temperatura e umidade relativa de 12°C e 50%, respectivamente. Posteriormente, as sementes foram submetidas a determinação do teor de água, avaliação da germinação (protrusão radicular), e longevidade (germinação no tempo).

| Amostra | Cultivar     | Peneira (mm) |
|---------|--------------|--------------|
| 1       | DS59716 IPRO | 6,0          |
| 2       | DS59716 IPRO | 7,0          |
| 3       | CD2620 IPRO  | 6,5          |
| 4       | CD2620 IPRO  | 7,5          |
| 5       | CD2591 IPRO  | 6,5          |
| 6       | CD2591 IPRO  | 7,0          |
| 7       | CD 2737 RR   | 5,5          |
| 8       | CD 2737 RR   | 7,5          |
| 9       | CD251 RR     | 6,0          |
| 10      | CD251 RR     | 6,5          |

**Teor de água** - O teor de água foi determinado após incubação das sementes em estufa a  $105 \pm 3$  ° C, durante 24 horas, com duas repetições de 10 sementes cada.

**Germinação** – A germinação das sementes foi realizada em rolo de papel filtro, umedecido com água destilada e seis repetições de 50 sementes. Os rolos de papel foram colocados em uma incubadora a uma temperatura constante de 25 °C sob lâmpadas fluorescentes tubulares de luz branca 20WT1 com uma taxa de fluência

medida de  $30 \mu\text{mol m}^{-2}\text{s}^{-1}$ . As sementes foram consideradas germinadas quando a protrusão da radícula apresentou um comprimento  $\geq 2$  mm.

**Longevidade –.** A longevidade das sementes foi avaliada com o envelhecimento das sementes, colocando-as em caixas hermeticamente seladas sobre uma solução saturada de NaCl a uma temperatura constante de  $35^\circ\text{C}$  e umidade relativa de 75% (Lima et al. 2017). Em períodos de tempo diferentes, as sementes foram avaliadas quanto a viabilidade utilizando o ensaio de germinação descrito acima.

Foi determinado os intervalos de  $P_{50}$  experimental, definido como o tempo (dias) para o qual as sementes perdem 50% de sua viabilidade durante o armazenamento.

### 1.2.1 Metodologia estatística

Os dados de longevidade foram transformados pelas funções de ligação descritas na Tabela 01, sendo avaliados quanto a normalidade segundo o teste de Komogorov-Smirnov antes e após a transformação dos dados.

**Tabela 01 - Modelos e equações das Funções de ligação usadas para ajustar os dados de longevidade de sementes de soja**

| Função de Ligação | Modelo                                                     | Equação |
|-------------------|------------------------------------------------------------|---------|
| Probit            | $F(x) = \Phi^{-1}$                                         | 2       |
| Logit             | $F(x) = \ln\left(\frac{x}{1-x}\right)$                     | 3       |
| Cauchy-SSF        | $F(x) = \tanh\left(\pi\left(x - \frac{1}{2}\right)\right)$ | 4       |

Obedecendo aos pressupostos de uma regressão linear, para a função de Logit e Cauchy os ajustes foram realizados utilizando as 6 repetições, sendo também ajustadas utilizando-se a média, para possível comparação com os resultados de Probit. Para os ajustes dos dados transformados em Probit foram utilizadas médias conforme Ellis e Roberts (1980).

No entanto para o ajuste da função de Probit foi necessária a multiplicação dos dados para limitação da área da função entre  $0 < x < 1$ . Essa correção se faz necessária em função da propriedade da inversa da normal ser infinita nos pontos 0

e 1. A multiplicação realizada foi de 0,9999999713 em todos os pontos, exceto 0 que teve o valor trocado por  $2,87 \times 10^{-07}$ , valor complementar a 1 da multiplicação utilizada. Esse valor foi definido a partir de simulações realizadas em pré-testes. O mesmo processo foi realizado para a função de Logit, sendo que o valor definido foi 0,9975 e seu complementar 0,0025 (valor esse substituído o zero). A função de Cauchy (equação 5) utilizada por Bonat et al. (2012) descrevem como a função trigonométrica tangente de um determinado produto.

$$F(x) = \tan\left(\pi\left(x - \frac{1}{2}\right)\right) \quad (5)$$

As funções trigonométricas remetem à círculos ou elipses, o que propiciava valores extremos nos pontos (0,1) inviabilizando o uso da função de Cauchy. Uma correção possível para as caudas, foi realizada com a substituição da função trigonométrica pela função hiperbólica da tangente (equação 4), que remete a uma hipérbole como o nome sugere, cujas avaliações de estimações são apresentadas neste trabalho, nomeada Cauchy-SSF.

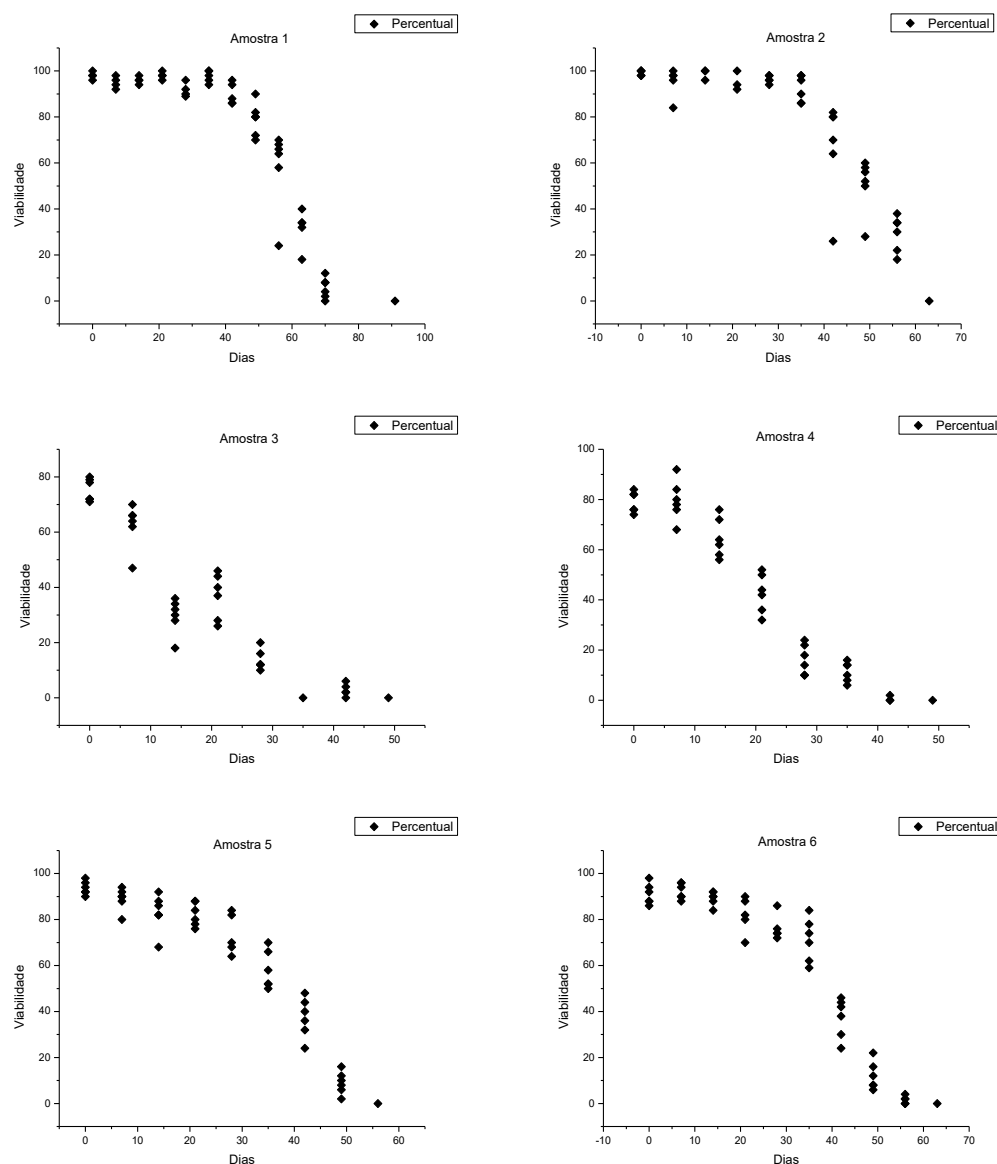
Os ajustes das regressões foram avaliados em função do Coeficiente de determinação corrigido e da proximidade do valor de  $P_{50}$  estimado para cada função de ligação avaliada em relação ao intervalo observado pelos dados reais (II, intervalo de interesse). Foi adotada a utilização de médias (Probit) e de médias e repetições (Logit e Cauchy-SSF) para o ajuste da regressão. Para cada função Probit, Logit e Cauchy-SSF foram computadas o número de vezes que o  $P_{50}$  foi encontrado contido no intervalo de interesse. Esses resultados foram submetidos ao teste de qui-quadrado. O nível de significância considerado foi de  $p < 0,05$ . A análises dos dados foram realizadas com o programa R 3.4.1 (R Core Team, 2018).

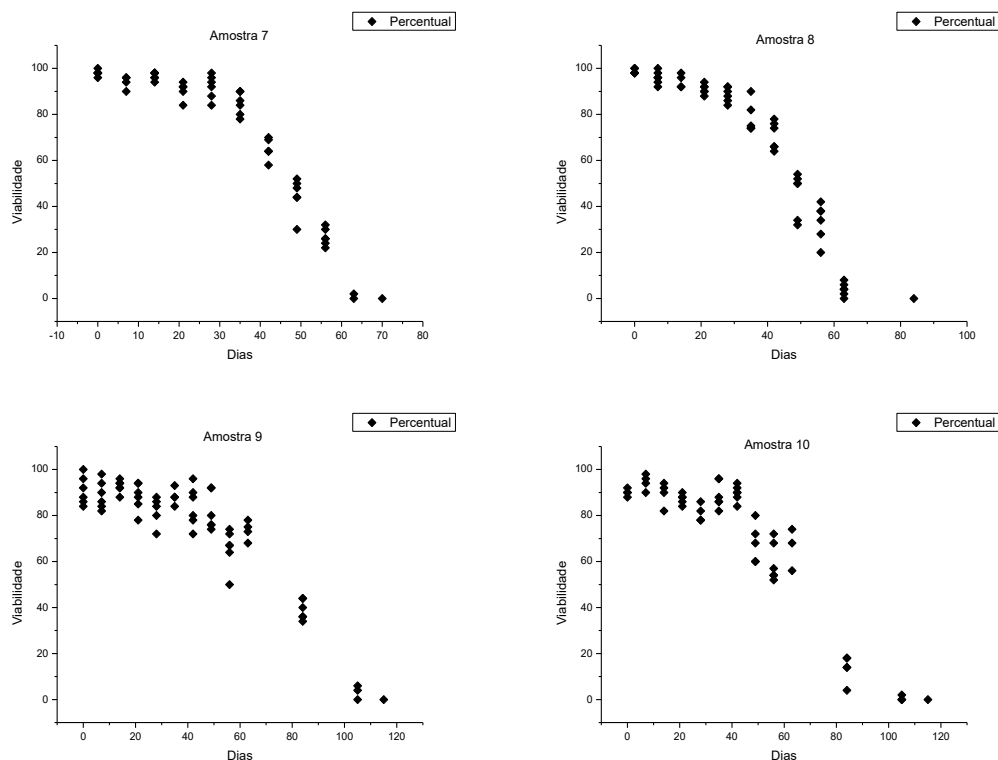
### 1.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

O decréscimo da viabilidade com o aumento do tempo de armazenamento em sementes de soja é apresentado na Figura 01. Em adição, a longevidade das sementes em função do tempo apresentou diferenças entre as amostras estudadas (Figura 01, tabela 2). A variação observada na longevidade pode estar relacionada ao componente genético ou à influência do meio ambiente na longevidade das

sementes (ELLIS E ROBERTS, 1980). As equações de viabilidade descritas por esses autores afirmaram que as amostras de sementes de uma espécie teriam a mesma taxa de deterioração quando armazenadas sob as mesmas condições. No entanto, não vemos isso para as sementes de soja estudadas, embora em mesmas condições, apresentaram diferentes comportamentos e duração de armazenagem. Esses fatos também foram relatados por Tang et al. (1999b; 2000) em estudos de longevidade em sementes de milho.

**Figura 01 – Mudanças no percentual de protrusão nas diferentes amostras de sementes de soja durante o armazenamento em temperatura constante de 35°C e umidade relativa (UR) de 75%.**





Para verificar se a estimativa do  $P_{50}$  foi realizada de forma eficiente, foram avaliadas as características específicas de cada amostra de sementes, como a viabilidade inicial, a longevidade, o intervalo de dias em que o valor de  $P_{50}$  está contido (Intervalo de Interesse - II), e o respectivo percentual de diminuição da viabilidade neste intervalo. Os resultados são apresentados na Tabela 02.

O intervalo de interesse do  $P_{50}$  obtido experimentalmente variou entre 7 a 14 dias para amostra 3, e de 63 a 84 dias para as amostras 9 e 10. O período de viabilidade obtido nas avaliações de longevidade variou entre 49 e 115 dias (Tabela 2). As amostras que exibiram viabilidade inicial de 80% (8 de 10 lotes) foram os que apresentaram menor longevidade, 49 dias, no entanto, as amostras que exibiram viabilidade inicial entre 98 e 100%, apresentaram intervalo de interesse, entre 63 e 84 dias, os maiores  $P_{50}$  foram encontrados para as amostras 9 e 10, no entanto, esses exibiram viabilidade inicial de 91 e 90% respectivamente.

**Tabela 02 - Parâmetros da avaliação da viabilidade em função do tempo (dias) observado por cada amostra de sementes de soja**

| <b>Amostra</b> | <b>Viabilidade Inicial (%)</b> | <b>Intervalo de interesse (II) (Dias)</b> | <b>Percentual de II em dias (Média)</b> | <b>Longevidade (Total de dias)</b> |
|----------------|--------------------------------|-------------------------------------------|-----------------------------------------|------------------------------------|
| <b>1</b>       | 98                             | 56 a 63                                   | 33 a 58                                 | 91                                 |
| <b>2</b>       | 100                            | 49 a 56                                   | 29 a 51                                 | 63                                 |
| <b>3</b>       | 80                             | 07 a 14                                   | 34 a 63                                 | 49                                 |
| <b>4</b>       | 80                             | 14 a 21                                   | 43 a 58                                 | 49                                 |
| <b>5</b>       | 94                             | 35 a 42                                   | 37 a 58                                 | 63                                 |
| <b>6</b>       | 91                             | 35 a 42                                   | 37 a 58                                 | 56                                 |
| <b>7</b>       | 98                             | 42 a 49                                   | 45 a 65                                 | 91                                 |
| <b>8</b>       | 99                             | 42 a 49                                   | 45 a 71                                 | 84                                 |
| <b>9</b>       | 91                             | 63 a 84                                   | 39 a 75                                 | 115                                |
| <b>10</b>      | 90                             | 63 a 84                                   | 13 a 67                                 | 115                                |

As sementes das amostras 5 e 6, que também tinham viabilidade inicial de 94 e 91% respectivamente, apresentaram longevidades de 63 e 56 dias. Ressalta-se de tal modo que a viabilidade inicial não permite a estimativa da longevidade para a espécie. Assim, observa-se que o intervalo de interesse para  $P_{50}$  não apresentou comportamento padrão para sementes de soja entre as amostras avaliadas. Ellis e Roberts (1980) relataram anteriormente que as equações de viabilidade, definidas por Roberts (1972), não consideravam variações na longevidade entre amostras de sementes resultantes de diferenças genotípicas ou diferenças na qualidade de sementes adquiridas antes do armazenamento, ou seja, durante a produção de sementes. Este autor sugere a necessidade de modificações na equação de viabilidade considerando a influência do ambiente durante a produção de sementes.

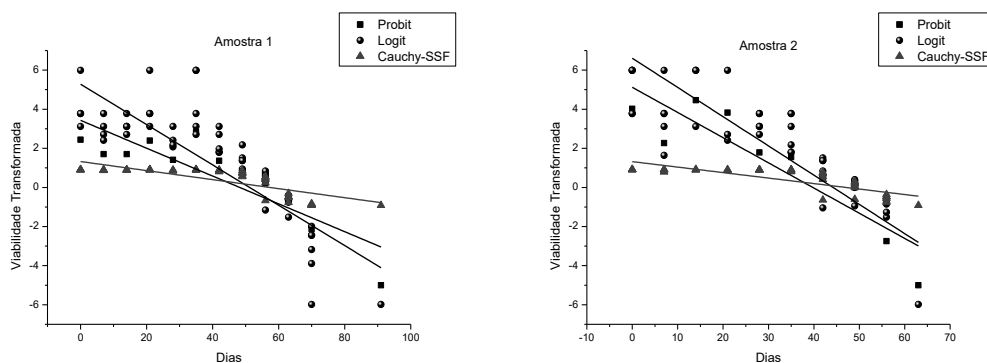
Entretanto, Mead e Gray (1999) observaram que mesmo as equações modificadas propostas em Ellis e Roberts (1980) não levaram em consideração a mortalidade inicial, portanto propuseram um modelo de Probit modificado baseado em Finney (1971) considerando um "controle de mortalidade". Os autores acreditavam que a aplicação desse modelo de diferenças no nível de mortalidade natural não afetaria os valores do  $\sigma$  e do intercepto.

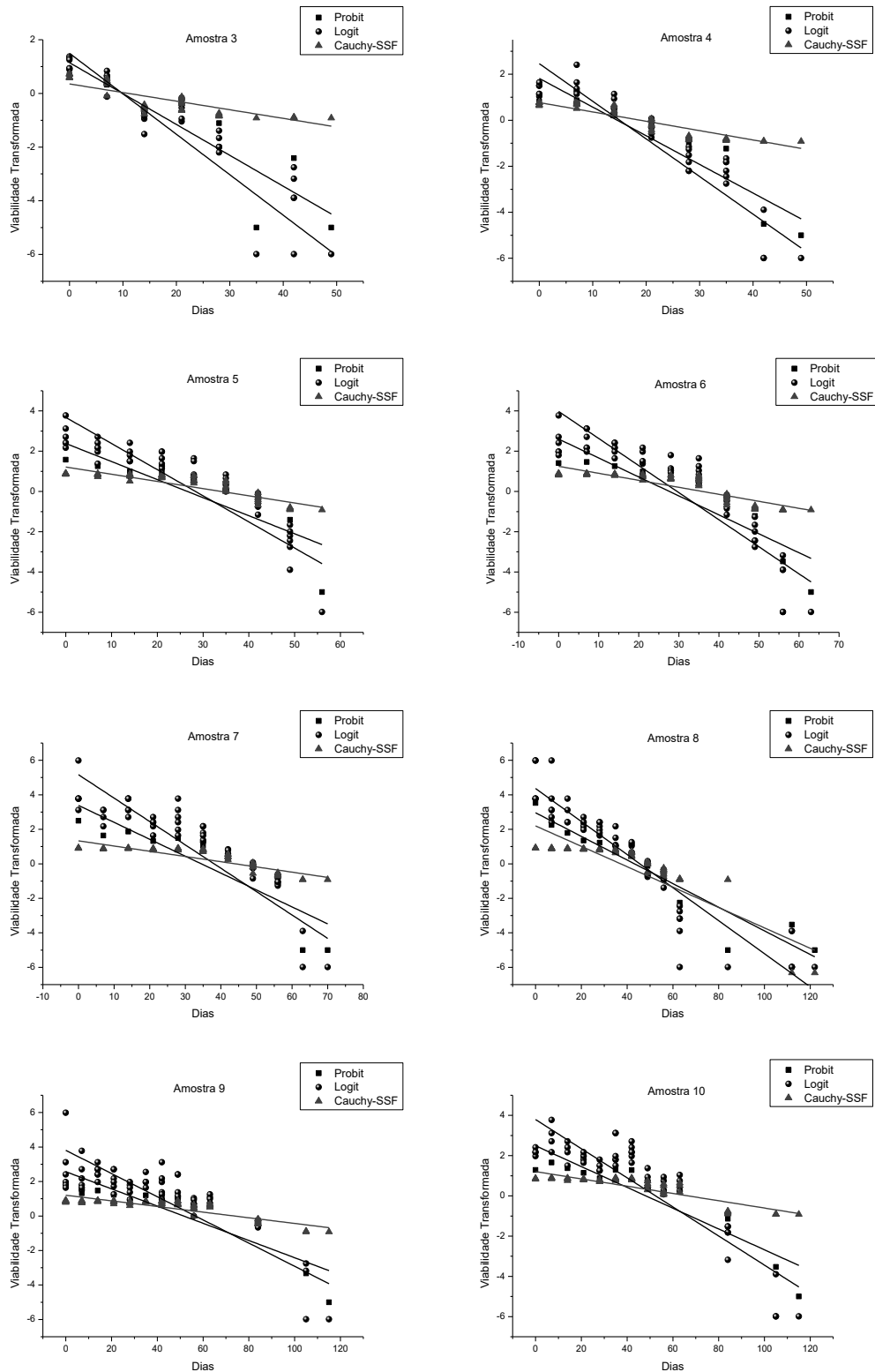
As sementes estraram em equilíbrio com o ambiente, com  $10\% \pm 2$  de teor de água (b.u), durante os experimentos de longevidade. Os dados experimentais da

longevidade avaliados neste trabalho não seguiram normalidade ( $P < 0,05$ ) o que permaneceu após as transformações realizadas pelas funções de ligação para a maioria das amostras. Entretanto, observou-se que em 5 amostras transformados por probit utilizando as médias houve a adequação da normalidade devido a inexistência de desvio dos dados. Os dados das amostras 3 e 4 que iniciaram com protrusão de 80% e não eram normais, e não apresentaram comportamento sigmoidal completo, em adição, não seguiram normalidade após as transformações. Assim, a suposição de normalidade requerida para a função Probit não foi observada. Esses resultados corroboram com de Tang et al. (1999a) que observaram que, mesmo removendo os dados iniciais (quando iguais), os dados finais (quando iguais a zero) só observaram a normalidade dos dados em 21% das amostras de sementes de milho estudados. Além disso, quando utilizaram dados não truncados (quando todos os dados foram utilizados), encontraram normalidade dos dados em 33% das amostras de sementes de milho.

Para as dez amostras de sementes, observa-se diferentes comportamentos nos ajustes das funções Probit, Logit e Cauchy-SSF, mostrando diferentes coeficientes lineares ( $K_i$ ) e angulares ( $1/\sigma$ ). No entanto, as maiores discrepâncias entre os ajustes ocorreram no início e no final das medidas de longevidade, apresentando menor instabilidade no período em que a viabilidade é intermediária, aproximadamente 50%. (Figura 2).

**Figura 02 - Ajustes das regressões lineares dos dados transformados pelas funções de Probit utilizando médias, Logit com repetições e Cauchy-SSF com repetições.**





Assim, observa-se que os resultados de  $(1/\sigma)$  para a função de Probit e Logit são próximos e discrepantes dos obtidos pela função de Cauchy-SSF. Isso é devido ao próprio comportamento destas funções, uma vez que a função Probit tem como distribuições a inversa da função Normal e a função Logit a inversa da função

Logística, sendo estas diferenciadas principalmente pelo comportamento de suas caudas (FREITAS et. al, 2013). De tal modo que também pode justificar a pequena variação encontrada para um ponto central ( $P_{50}$ ) e maior variação para pontos extremos como  $P_{10}$  e  $P_{80}$ .

A função de Cauchy foi corrigida utilizando a função hiperbólica, tornando-se Cauchy-SSF. Santos et al. (2018) observou limitações do uso dessa função padrão difundida e utilizada por Bonat et al. (2012) mesmo com a correção das caudas por uma multiplicação de todos os pontos e substituição no ponto zero pelos valores de (0,95 e 0,05) verificou-se a flutuação nos pontos (1, 0) propiciando *outliers*. Os dados de longevidade quando avaliados pela função corrigida apresentaram robustez na estimativa do  $P_{50}$  para as espécies de soja. Ao realizar os ajustes das regressões lineares foram obtidos os parâmetros de  $K_i$  e  $(1/\sigma)$  para cada função em cada amostra, obtendo-se seus respectivos  $P_{50}$  (Tabela 03).

A transformação realizada pelas funções Logit e Cauchy-SSF estimaram o maior número de valores de  $P_{50}$  inclusos no intervalo de interesse dos dados observados, apresentando superioridade na estimação desse parâmetro por essas funções com relação ao usual, Probit.

**Tabela 03 - Funções lineares e  $P_{50}$  obtidos por de Probit, Logit e Cauchy-SSF**

| Amostra | Probit |              |          | Logit |              |          | Cauchy -SSF |              |          |
|---------|--------|--------------|----------|-------|--------------|----------|-------------|--------------|----------|
|         | $K_i$  | $(1/\sigma)$ | $P_{50}$ | $K_i$ | $(1/\sigma)$ | $P_{50}$ | $K_i$       | $(1/\sigma)$ | $P_{50}$ |
| 1       | 3,43   | -0,07        | 48,21    | 5,28  | -0,10        | 51,19    | 1,32        | -0,02        | 57,33    |
| 2       | 5,12   | -0,13        | 39,76    | 6,61  | -0,15        | 44,20    | 1,32        | -0,03        | 47,05    |
| 3       | 1,14   | -0,12        | 9,95     | 1,49  | -0,15        | 9,90     | 0,35        | -0,03        | 11,04    |
| 4       | 1,82   | -0,12        | 14,59    | 2,46  | -0,16        | 15,04    | 0,77        | -0,04        | 18,91    |
| 5       | 2,38   | -0,09        | 26,56    | 3,68  | -0,13        | 28,34    | 1,21        | -0,04        | 33,93    |
| 6       | 2,60   | -0,09        | 27,65    | 3,97  | -0,13        | 29,56    | 1,25        | -0,03        | 35,90    |
| 7       | 3,39   | -0,10        | 34,51    | 5,17  | -0,14        | 38,10    | 1,33        | -0,03        | 44,04    |
| 8       | 3,50   | -0,09        | 40,10    | 5,12  | -0,12        | 42,01    | 1,27        | -0,03        | 47,29    |
| 9       | 2,57   | -0,05        | 51,53    | 3,81  | -0,07        | 56,65    | 1,21        | -0,02        | 73,67    |
| 10      | 2,49   | -0,05        | 48,18    | 3,79  | -0,07        | 52,44    | 1,21        | -0,02        | 66,64    |

Os resultados de  $P_{50}$  estimados apresentados na Tabela 3 comparados ao intervalo de interesse (Tabela 2) dos  $P_{50}$  experimentais evidenciam que, 20% das

amostras de sementes avaliados apresentaram  $P_{50}$  dentro da faixa de interesse observada, quando a transformação dos dados foi Probit, sendo 40% para Logit e 80% para Cauchy-SSF. Estes confirmam que os resultados mostraram robustez na estimação deste parâmetro ( $P_{50}$ ) usando este método. Apenas as amostras de sementes 3 e 4 observados com a duração da longevidade da semente inferior (49 dias) apresentaram valores de  $P_{50}$  dentro do intervalo esperado quando da utilização da transformação Probit.

Para os dados de  $P_{50}$  estimados por Logit em 9 amostras os valores foram superiores que os de Probit, entretanto observa-se que em apenas 40% dos casos estiveram dentro do intervalo de dados esperados. Para Barros (2008) a escolha da função de ligação Logit assim como a Probit é determinada por simples conveniência matemática e computacional. Entretanto Freitas et al. (2013) recomendou a função de Logit para amostras menores que 20.

Comparando a função de Cauchy-SSF e Probit, a maior diferença dos valores estimados entre as funções foi de 22 dias para a amostra 9 e de 18 dias para a amostra 10. Essa diferença ficou em torno de 5 e 4 dias, para as mesmas amostras, quando comparado Probit e Logit, essas amostras tiveram os maiores tempos de longevidade observados, sendo 115 dias. Evidencia-se que a função de Probit subestimou o valor de  $P_{50}$  em 80% das amostras, apresentando maior diferença quando as amostras apresentaram os maiores tempos de longevidade, ou seja, sementes que apresentam maior viabilidade.

A porcentagem dos valores de  $P_{50}$  que estão dentro do intervalo de interesse para as funções de ligação apresentaram diferenças significativas ( $p < 0,01$ ) pelo teste do qui-quadrado (Tabela 4), comprovando que a função escolhida para realizar a transformação implica diferentes respostas de  $P_{50}$ . Quando as sementes de lotes em extinção não são replicadas no tempo correto, pode-se causar perdas de diversidade genética devido, a perda da capacidade do lote representar a diversidade total da espécie observada, enfatizando o risco de uma determinação errônea de  $P_{50}$ .

**Tabela 04 - Resultados do teste de qui-quadrado (p-valor) para frequência de  $P_{50}$  estimados pelas funções de Probit, Logit e Cauchy-SSF dentro do II (Intervalo de Interesse)**

|            | Probit | Logit |
|------------|--------|-------|
| Logit      | 0,330  |       |
| Cauchy-SSF | 0,002  | 0,02  |

Observa-se que os valores  $P_{50}$  estimados pela função Probit não diferiram daqueles estimados pelo Logit, com relação ao resultado estar contido dentro do intervalo esperado. No entanto, os resultados estimados pelo Logit foram mais próximos desse intervalo. O número de valores de  $P_{50}$  estimados pela função Cauchy-SSF, que estavam dentro do intervalo de interesse, apresentou uma diferença entre os estimados pelo Probit ( $p < 0,01$ ) e Logit ( $P < 0,05$ ), provando que a função de Cauchy-SSF estima mais precisamente o  $P_{50}$ .

Na Tabela 5 são apresentados os coeficientes de determinação ajustados para as amostras em função da transformação utilizada. Os ajustes realizados pela função Probit, foram obtidos a partir de médias, de tal modo, para que seja realizado a comparação em pares corretamente, os valores para as funções Logit e Cauchy-SSF ajustadas com médias também foram inclusos na tabela.

Neste sentido para verificar a robustez entre Cauchy-SSF e Logit foi avaliado os dados com repetições.

Para a maioria das amostras avaliadas observamos que o ajuste da regressão com utilização da média para transformação das funções em comparação a repetições, propicia o aumento deste parâmetro avaliado. Ao avaliarmos o coeficiente de determinação ajustados para as amostras de forma geral observamos que para a maioria dos casos o ajuste em Logit propiciou coeficientes mais elevados. Entretanto os coeficientes para Cauchy-SSF também foram adequados ( $r^2 > 0,7$ ), demonstrando que ambos os modelos gerais podem ser utilizados para realizarem as transformações dos dados de sobrevivência das sementes.

A função de Cauchy-SSF teve coeficiente de determinação ajustado superior ao Probit em 70% das amostras avaliadas quando comparada pela média. Entretanto, quando comparado com Logit esse valor reduziu para 30% avaliando-se entre as repetições. Acredita-se que isso ocorra devido as características das distribuições em comparação com os dados avaliados. Os dados em sua maioria

não seguiram normalidade, o que justifica a vantagem de Logit comparado as funções com base na distribuição normal.

**Tabela 05 - Coeficiente de determinação ajustado utilizando médias e repetições para as Funções Probit, Logit e Cauchy-SSF**

| Amostra | Coeficiente de determinação corrigido |            |            |            |       |
|---------|---------------------------------------|------------|------------|------------|-------|
|         | Logit                                 |            | Cauchy-SSF |            |       |
|         | Probit                                | Repetições | Média      | Repetições | Média |
| 1       | 0,73                                  | 0,75       | 0,79       | 0,72       | 0,64  |
| 2       | 0,79                                  | 0,74       | 0,77       | 0,69       | 0,76  |
| 3       | 0,73                                  | 0,83       | 0,83       | 0,76       | 0,94  |
| 4       | 0,83                                  | 0,89       | 0,90       | 0,87       | 0,87  |
| 5       | 0,67                                  | 0,79       | 0,79       | 0,84       | 0,84  |
| 6       | 0,77                                  | 0,83       | 0,84       | 0,83       | 0,83  |
| 7       | 0,74                                  | 0,82       | 0,82       | 0,82       | 0,75  |
| 8       | 0,90                                  | 0,89       | 0,91       | 0,82       | 0,82  |
| 9       | 0,77                                  | 0,76       | 0,82       | 0,80       | 0,82  |
| 10      | 0,82                                  | 0,84       | 0,86       | 0,83       | 0,84  |

Finalmente, enfatiza-se a importância deste estudo na estimativa da longevidade em sementes de soja para dados que não seguem uma distribuição normal. No entanto, a quantidade e a complexidade dos cálculos necessários são bastante consideráveis, tornando a estimativa da longevidade rotineiramente bastante trabalhosa. Assim, atualmente, está sendo desenvolvido software para facilitar e acelerar o cálculo da longevidade em sementes de soja.

#### 1.4 CONCLUSÕES

Os lotes de sementes de soja apresentaram variabilidade genética e ambiental, bem como diferentes qualidades fisiológicas iniciais (protrusão radicular).

Logit e Cauchy-SSF estimaram a longevidade em sementes de soja mais robustamente que a função de Probit, quando os dados não apresentaram normalidade.

Independentemente da qualidade fisiológica da semente (protrusão inicial da radícula de 80 a 100%), a função Cauchy-SSF estimou valores de  $P_{50}$  dentro da faixa de interesse, mostrando sua superioridade na estimativa da longevidade das sementes.

## REFERÊNCIAS

- AMADOR, P. J.; LOPES, S. J.; PEREIRA, J. E.; SOUZA, A. M.; TOEBE, M. Análise das pressuposições e adequação dos resíduos em modelo de regressão linear para valores individuais, ponderados e não ponderados, utilizando procedimentos do SAS®. **Ciência e Natura**, UFSM, 33(2), 2011.
- ANDREOLI, Claudinei. Simplificação da equação de viabilidade para predizer a longevidade de sementes de milho e soja. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, [s.l.], v. 39, n. 9, p.911-917, set. 2004. FapUNIFESP (SciELO). <http://dx.doi.org/10.1590/s0100-204x2004000900011>.
- BARROS, G. C. O. Models of bankruptcy's companies prediction: empirical application to the case of small and medium Portuguese companies. (Dissertation) - Higher Institute of Labor and Enterprise Sciences - Department of Economics - Lisboa, Portugal, 2008.
- BEWLEY, J. D. et al. Seeds: physiology of development, germination and dormancy. 3. ed. New York: Springer, 2013.
- BONAT, W. H; RIBEIRO JR, P. J.; ZEVIANI, W. M.; Regression models with responses on the unity Interval: specification, estimation and comparison. **Rev. Bras. Biom.**, São Paulo, v.30, n.4, p.415-431, 2012.
- CLERKX, Emile J. M. et al. Genetic differences in seed longevity of various Arabidopsis mutants. **Physiologia Plantarum**, [s.l.], v. 121, n. 3, p.448-461, Jul. 2004. Wiley-Blackwell. <http://dx.doi.org/10.1111/j.0031-9317.2004.00339.x>.
- CRAMER, J. S. The origins and development of the Logit model. University of Amsterdam and Tinbergen Institute, Amsterdam. 2003. Disponível em: <[http://www.cambridge.org/resources/0521815886/1208\\_default.pdf](http://www.cambridge.org/resources/0521815886/1208_default.pdf)>. Acesso em: 24/08/2018.
- DEBEAUJON, Isabelle et al. Influence of the Testa on Seed Dormancy, Germination, and Longevity in Arabidopsis. **Plant Physiology**, [s.l.], v. 122, n. 2, p.403-414, 1 fev. 2000. American Society of Plant Biologists (ASPB). <http://dx.doi.org/10.1104/pp.122.2.403>.
- ELLIS, R.H. The meaning of viability. In: DICKIE, J.B.; LININGTON, S.H.; WILLIAMS, J.T. (Eds). Seed management techniques for genebanks: a report of a workshop. Rome: **International Board for Plant Genetic Resources**, 1984. 294p.
- ELLIS, R.H. & E.H. ROBERTS. A revised seed viability nomograph for onion. **Seed Research**, v. 5, p.93–103, 1977.
- ELLIS, R. H.; ROBERTS, E. H.. Improved equations for the prediction of seed longevity. **Annals of Botany**, v.45, p.13-30, 1980.
- FANTINATIS, J. B.. Viability equations of the Eucalyptus grandis W. HILL ex Maiden e Pinus taeda L seeds. 2006. Doctoral Thesis – University of Campinas, SP, Brazil.

FINNEY, D. J. Probit analysis. 1971. 3rd ed. Cambridge University Press, Cambridge, UK.

FREITAS, L. R.; MARTINS FILHO, S.; RIBEIRO JÚNIOR, J. I.; SILVA, F. F. Comparação das funções de ligação Logit e Probit em regressão binária considerando diferentes tamanhos amostrais **Enciclopédia Biosfera**, Centro Científico Conhecer - Goiânia, v.9, n.17; p. 29-36, 2013.

HAY, Fiona R.; MEAD, Andrew; BLOOMBERG, Mark. Modelling seed germination in response to continuous variables: use and limitations of probit analysis and alternative approaches. **Seed Science Research**, [s.l.], v. 24, n. 03, p.165-186, 7 jul. 2014. Cambridge University Press (CUP). <http://dx.doi.org/10.1017/s096025851400021x>.

HILL, H.J.; CUNNINGHAM, J. D.; BRADFORD, K.J.; TAYLOR, A.G. Primed Lettuce Seeds Exhibit Increased Sensitivity to Moisture Content During Controlled Deterioration. **HortScience** October 2007 42:1436-1439

KRAAK, H.L. AND VOS, J.. Seed viability constants for lettuce. **Annals of Botany** 59, 343–349, 1987.

LOPES, J. F.. Equating of longevity of tomato seeds. Dissertation – Federal University of Viçosa. p.56, 2007.

MEAD, A.; GRAY, D.. Prediction of seed longevity: a modification of the shape of the Ellis and Roberts seed survival curves. **Seed Science Research**, [s.l.], v. 9, n. 01, p.63-73, jan. 1999. Cambridge University Press (CUP). <http://dx.doi.org/10.1017/s0960258599000070>.

PEREIRA LIMA, J. J.; BUITINK, J.; LALANNE, D.; ROSSI, R. F.; PELLETIER, S.; DA SILVA, E. A. A., et al. Molecular characterization of the acquisition of longevity during seed maturation in soybean. **PLoS ONE** 12(7): e0180282. 2017. <http://doi.org/ololo.sci-hub.cc/10.1371/journal.pone.0180282>

PEREIRA NETO, Leonel Gonçalves. Longevidade de sementes de *Astronium fraxinifolium* Schott: estudos fisiológicos, bioquímicos e moleculares. 2016. 136 f. Tese (Doutorado) - Curso de Agronomia, Agricultura, Universidade Estadual Paulista - Faculdade de Ciências Agronômicas (FCA), Botucatu, 2016. Disponível em: <<https://repositorio.unesp.br/handle/11449/148714>>. Acesso em: 05 ago. 2017.

PRIESTLEY, D. A.; CULLINAN, V. I.; WOLFE, J.. Differences in seed longevity at the species level. **Plant, Cell and Environment** v. 8, p.557–562, 1985.

R Core Team. 2018. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>.

ROBERTS, E.H. Storage environment and the control of viability. In: ROBERTS, E.H. (Ed.). **Viability of seeds**. New York: Syracuse University Press, p.14-58, 1972.

ROOS, E. E. & DAVIDSON, D. A.. Record longevity of vegetable seeds in storage. **HortScience** v. 27, p.393–396, 1992.

SANTOS, A. R. P.; FARIA, R. Q.; AMORIM, D. J.; SILVA, E. A. A.; SARTORI, M. M. P. Função de ligação de Cauchy para avaliação de  $P_{50}$  de longevidade de sementes de soja. **Caderno de Trabalhos do III Encontro Luso-Galaico de Biometria**, Aveiro – Portugal, 2018.

SCHNEIDER, Cristina Fernanda et al. Equações de longevidade para sementes de pau-marfim. **Revista de Ciências Agrárias - Amazon Journal Of Agricultural And Environmental Sciences**, [s.l.], v. 60, n. 1, p.53-59, 2017. Editora Cubo Multimidia. <http://dx.doi.org/10.4322/rca.2259>.

SINÍCIO, R. et al. Initial quality equation of corn and soybean seeds for application in the Probit model. **Rev. bras. Sementes**, Londrina, v. 31, n. 1, p. 122-130, 2009.

SINÍCIO, R. Longevity equation for jaboticaba seeds (*Myrciaria jaboticaba* (Vell.) O. Berg). **Eng. Agric**, v.21, n.4, p.323-333, 2013.

SINÍCIO, R.. Mathematical modeling of the longevity of camu-camu seeds. **Engenharia na Agricultura**, Viçosa, v. 23, n. 3, p.203-211, 2015.

TANG, Shande et al. An Alternative Model to Predict Corn Seed Deterioration during Storage. **Crop Science**, [s.l.], v. 40, n. 2, p.463-470, 2000. Crop Science Society of America. <http://dx.doi.org/10.2135/cropsci2000.402463x>.

TANG, Shande et al. Survival Characteristics of Corn Seed during Storage: I. Normal Distribution of seed survival Kentucky Agric.. **Crop Science**, [s.l.], v. 39, n. 5, p.1394-1400, 1999a. Crop Science Society of America. <http://dx.doi.org/10.2135/cropsci1999.3951394x>.

TANG, Shande et al. Survival Characteristics of Corn Seed during Storage. **Crop Science**, [s.l.], v. 39, n. 5, p.1400-1406, 1999. Crop Science Society of America. <http://dx.doi.org/10.2135/cropsci1999.3951400x>.

VERDIER, J. et al.. A Regulatory Network-Based Approach Dissects Late Maturation Processes Related to the Acquisition of Desiccation Tolerance and Longevity of *Medicago truncatula* Seeds. *Plant Physiology*, [s.l.], v. 163, n. 2, p.757-774, 2013. 8 ago. 2013. American Society of Plant Biologists (ASPB).

## CAPÍTULO 2

### FUNÇÕES ASSIMÉTRICAS DE ARANDA-ORDAZ, BOX-COX, COMPLEMENTO LOG-LOG, LOGARITMO, POTÊNCIA, STUKEL E WEIBULL PARA DETERMINAÇÃO DE LONGEVIDADE DE SEMENTES DE SOJA

#### RESUMO

Os dados observados na longevidade de sementes são binários, e para seu equacionamento foi proposto a transformação com uso da função de Probit. As propriedades da função limitam seu uso para dados não normais, que apresentam falta de comportamento cumulativo negativo e quando a viabilidade inicial não se aproxima de 100%, assim uma alternativa mais robusta de estimação, pode ser as funções assimétricas, no entanto, essas necessitam a definição de seus parâmetros extras e correções de assimetria. Neste trabalho objetivou-se avaliar as funções de ligação assimétricas Aranda-Ordaz, Box-Cox, Complemento Log-Log, Logaritmo, Potência, Stukel e Weibull comparadas a função Probit na estimação do parâmetro  $P_{50}$  para dados de longevidade de sementes de soja. Foram utilizadas 10 amostras de 5 cultivares de sementes soja obtidas no estado de Goiás, Brasil, diferenciadas pelo tamanho da peneira, foram realizados testes de teor de água, teor de óleo, germinação e longevidade. Os dados de  $P_{50}$  foram transformados pelas funções Probit, Aranda-Ordaz, Box-Cox, Complemento Log-Log, Logaritmo, Potência, Stukel e Weibull, obtendo-se o coeficiente de determinação das regressões. As funções assimétricas permitiram estimativas de  $P_{50}$  mais robustas que Probit. Aranda-Ordaz, Stukel, Potência e Weibull são recomendadas para determinação de  $P_{50}$  em longevidade de sementes de soja com alta viabilidade inicial, para amostras com viabilidade abaixo de 80% a função de Aranda-Ordaz, Stukel, Logaritmo propiciam a estimação mais robusta do  $P_{50}$ .

**Palavras-chave:** funções de ligação,  $P_{50}$ , viabilidade, conservação *ex situ*, armazenamento de sementes.

## ABSTRACT

The data observed in the seed longevity are binary, and for its equation the transformation with the use of the Probit function was proposed. The properties of the function limit its use to non-normal data, which have a negative cumulative behavior and when the initial viability does not approach 100%, thus a more robust alternative of estimation, it may be the asymmetric functions, however, these require the definition of its extra parameters and asymmetry corrections. The objective of this work was to evaluate the asymmetric linkage functions Aranda-Ordaz, Box-Cox, Log-Log Complement, Logarithm, Power, Stukel and Weibull compared to the Probit function in the estimation of parameter  $P_{50}$  for soybean longevity data. Ten samples of 5 soybean cultivars obtained in the State of Goiás, Brazil, differentiated by sieve size, were tested for water content, oil content, germination and longevity. The  $P_{50}$  data were transformed by the Probit, Aranda-Ordaz, Box-Cox, Log-Log Complement, Logarithm, Potency, Stukel and Weibull functions, obtaining the coefficient of determination of the regressions. Asymmetric functions allowed for more robust  $P_{50}$  estimates than Probit. Aranda-Ordaz, Stukel, Stukel, and Weibull are recommended for determination of  $P_{50}$  in longevity of soybean seeds with high initial viability, for samples with viability below 80% the Aranda-Ordaz, Stukel and Logarithm function provide the most robust estimation of  $P_{50}$ .

**Key words:** link functions,  $P_{50}$ , viability, *ex situ* conservation, seed storage.

## 2.1 INTRODUÇÃO

A longevidade de sementes é o fenômeno em que se avalia o tempo máximo de sobrevivência das sementes armazenadas em condições ideais para cada espécie. As respostas obtidas nesse estudo são binárias, admitem-se dois resultados possíveis para a variável resposta (CARON, 2009), observações de viabilidade ou morte são relatadas, criando-se a frequência de mortes da espécie avaliada. A longevidade é variável em função do teor de óleo das sementes (KRUSE; GHIASI; SCHMOHL, 2005) e condições ambientais de umidade relativa do ar e temperatura durante o armazenamento (CARNEIRO; AGUIAR, 1993). Em experimentos avaliando-se o teor de óleo de sementes como principal componente, o período de armazenamento foi menor, enquanto que para sementes compostas por carboidratos e proteínas não foram observados efeitos sobre a longevidade (NAGEL e BÖNER, 2010).

Para o equacionamento da viabilidade de sementes (longevidade) foi proposto o uso da função de Probit para transformar os dados, e a partir da propriedade de simetria dessa função o parâmetro  $P_{50}$  (tempo que a amostra de sementes leva para ter um decréscimo de 50% de sua viabilidade) é facilmente estimado. Função simétrica é por definição, a função que não é alterada por qualquer permutação de sua variável, visto que o ponto de 50%, mesmo que ocorra algum tipo de rotação de seus eixos (x, y) terá pontualmente o mesmo valor e comportamento gradual ao longo do eixo (espelhado e sobreposto quando dobrado).

Os coeficientes para a longevidade e seu equacionamento são obtidos na regressão linear e múltipla por meio das equações da viabilidade de sementes de Roberts (1972) que padronizaram a forma de se determinar a frequência de sementes mortas em condições constantes, a dispersão de sementes mortas no tempo e as relações de temperatura, teor de água e determinação do parâmetro  $P_{50}$  (tempo em que ocorre o decréscimo de 50% da viabilidade da amostra). Essas equações foram posteriormente corrigidas por Ellis e Roberts (1980) com o intuito que abrangesse uma maior gama de temperaturas e espécies.

A criação do modelo de Probit cujo significado é unidade de probabilidade, foi proposta por Gaddum e Bliss (1935), e é determinada pelo inverso da distribuição acumulada normal (CORDEIRO; DEMÉTRIO, 2007). No entanto, segundo Sartori et al. (2017) descreveram que a longevidade de sementes pode ser melhor avaliada

pela função Logit, Santos et. al (2018) definiram que a função Cauchy é adaptável a maioria dos comportamentos biológicos de degradação da semente.

Probit, juntamente com Logit, são funções de ligação simétricas importantes e comumente utilizadas (McCULLAGH e NELDER, 1989). Investigando-se as limitações, Chen et al. (1999) concluíram que essas funções são bem aceitas para a representação de vários comportamentos biológicos, no entanto quando a probabilidade da resposta binária se aproxima de 0 a uma taxa diferente (em função da covariável) da obtida quando se aproxima de 1, as funções simétricas podem não ser apropriadas.

Pertterle et al. (2017) sugeriu a aptidão de outras funções de ligações assimétricas, as quais podem proporcionar melhores ajustes ou menores erros experimentais como Complemento Log-Log, Logaritmo, Box-Cox, Aranda Ordaz, Weibull, Prentice, Stukel e Potência.

Devido à complexidade dos modelos assimétricos, os quais necessitam de estudos interativos para a determinação de parâmetros extras e correção de simetria, a computação estatística tornou-se o auxílio ideal do pesquisador. Paula (2009) relatou que as limitações computacionais foram fatores restritivos para uso de funções mais complexas em 1970, justificando-se a utilização de Probit, nesse contexto.

Funções assimétricas são funções que são alteradas por qualquer permutação das suas variáveis. A função de ligação Complemento Log-Log é assimétrica em torno de zero e usa a distribuição valor mínimo extremo tipo I (GUMBEL, 1935). A função de Aranda-Ordaz (1981) proporciona um modelo que não possui origem em nenhuma distribuição de probabilidade, entretanto apresenta parâmetro extra denotado por  $\delta > 0$ . Quando  $\delta$  for igual a 1 obtém-se o modelo da função de ligação Logit e na medida que  $\delta$  tender a 0 ( $\delta \rightarrow 0$ ) irá obter-se a Complemento Log-Log.

A função de Weibull proposta por Caron et.al (2009) e Caron (2010) deriva da distribuição de Weibull com três parâmetros, o parâmetro adicional é representado por  $\delta > 0$  e foi determinada para conjuntos de dados com variável resposta binária. A função Complemento Log-Log é um caso particular do Weibull, obtida quando o parâmetro  $\delta$  tende ao infinito ( $\delta \rightarrow \infty$ ).

O estudo das funções de ligação assimétricas e seus parâmetros na transformação dos dados poderá apontar a função adequada para cada espécie, em

função da sua qualidade biológica, com maior precisão, trazendo inúmeros benefícios na padronização da análise de qualidade de sementes. Cada função possui suas particularidades, assim como foi contextualizado, entretanto todas as funções de ligação têm em comum o fato de a variável dependente ser uma variável qualitativa com dois possíveis valores, nesse contexto busca-se a determinação da metodologia de aplicação a dados de longevidade de sementes de soja.

Este trabalho teve como objetivo avaliar as diferentes funções de ligação Aranda-Ordaz, Box-Cox, Complemento Log-Log, Logaritmo, Potência, Stukel, Weibull comparadas a função Probit na estimação do parâmetro  $P_{50}$  para dados de longevidade de sementes de soja.

## **2.2 MATERIAL E MÉTODOS**

### **2.2.1 Produção e Análise das sementes**

Sementes de soja produzidas em condições de campo na região do município de Rio Verde, estado de Goiás, Brasil, foram colhidas mecanicamente em março de 2017. As sementes após transportadas para o laboratório foram inicialmente diferenciadas pelo tamanho, utilizando-se peneira de 5,5 mm a 7,5 mm, sendo posteriormente armazenadas em câmara fria com temperatura e umidade relativa de 12°C e 50%, respectivamente. Em seguida, submetidas a determinação do teor de água, avaliação da germinação (protrusão radicular), e longevidade (germinação no tempo).

O teor de água foi determinado pelo método gravimétrico, após incubação das sementes em estufa a  $105 \pm 3$  ° C, durante 24 horas, com duas repetições de 10 sementes cada.

A germinação das sementes foi realizada em rolo de papel filtro, umedecido com água destilada e seis repetições de 50 sementes. Os rolos de papel foram colocados em uma incubadora a uma temperatura constante de 25 °C sob lâmpadas fluorescentes tubulares de luz branca 20WT1 com uma taxa de fluência medida de  $30 \mu\text{mol m}^{-2}\text{s}^{-1}$ . As sementes foram consideradas germinadas quando a protrusão da radícula apresentou um comprimento maior ou igual a 2 mm.

A longevidade das sementes foi avaliada com o envelhecimento das sementes, colocando-se caixas de sementes hermeticamente seladas sobre uma solução

saturada de NaCl a uma temperatura constante de 35 °C e umidade relativa de 75% (PEREIRA LIMA et al. 2017). Em períodos de tempo diferentes, as sementes foram embebidas como descrito acima e a viabilidade foi avaliada utilizando o ensaio de germinação descrito acima.

Em seguida, foi determinado o intervalo do  $P_{50}$  experimental definido como o tempo (dias) para o qual as sementes perdem 50% de sua viabilidade durante o armazenamento.

O teor de óleo foi avaliado utilizando aparelho de ressonância magnética nuclear (RMN), modelo SNK 200 (Spinlock Magnetic Resonance, Córdoba, Argentina) os percentuais de teores de óleo foram obtidos com base na curva de calibração da soja, foram avaliadas 3 repetições em duplicatas para cada amostra.

## **2.2.2 Metodologia estatística**

Os dados de longevidade foram transformados pelas funções de ligação descritas na Tabela 01, sendo avaliados quanto a normalidade segundo o teste de Komogorov-Smirnov antes e após a transformação dos dados (utilização de cinco casas decimais).

### **2.2.2.1 Obtenção dos parâmetros extras**

O parâmetro extra de cada função foi estimado realizando-se a simulação dos dados experimentais de longevidade de sementes de soja. A simulação foi realizada partindo-se do valor 0,10 para cada parâmetro extra com intervalos regulares de 0,20 unidades até a unidade 5.

Após a obtenção do parâmetro de cada função (Tabela 01) realizou-se a transformação dos dados e o ajuste das regressões lineares. Os parâmetros obtidos na regressão (intercepto e coeficiente angular) foram usados para estimar o  $P_{50}$ . Os valores estimados foram comparados com o  $P_{50}$  experimental, verificando-se se este estava dentro do intervalo de interesse desejado (II).

Quando os valores de parâmetros extras determinados propiciaram resultados do  $P_{50}$  que estavam fora do intervalo de interesse, realizou-se o refino do parâmetro, repetindo-se toda a simulação e variando-se a unidade do parâmetro extra até obter-se parâmetros viáveis. Os valores obtidos estão expressos na Tabela 1.

**Tabela 01 - Modelos das Funções de Ligação Probit e das Assimétricas utilizadas, com seus respectivos parâmetros extras e fator de correção.**

| Função de Ligação    | Expressão                                                                | Equação | Parâmetro extra  | Correção ( $F_c$ ) |
|----------------------|--------------------------------------------------------------------------|---------|------------------|--------------------|
| <b>Probit</b>        | $g(y) = \Phi^{-1}(y)$                                                    | (11)    | -                | -                  |
| <b>Comp. log-log</b> | $g(y) = \ln(-\ln(1 - y))$                                                | (12)    | -                | 0,36651            |
| <b>Box-Cox</b>       | $g(y) = \frac{(y^\lambda - 1)}{\lambda}$                                 | (13)    | $\lambda = 0,95$ | 0,50775            |
| <b>Logaritmo</b>     | $g(y) = \ln(y)$                                                          | (15)    | -                | 0,69315            |
| <b>Aranda-Ordaz</b>  | $g(y) = \ln \left\{ \frac{(1 - y)^{-\delta} - 1}{\delta} \right\}$       | (16)    | $\delta = 0,95$  | 0,01926            |
| <b>Stukel</b>        | $g(y) = h_\delta^{-1} \left( \ln \left( \frac{y}{1 - y} \right) \right)$ | (17)    | $\delta = 1,45$  | 0                  |
| <b>Potência</b>      | $g(y) = y^\lambda$                                                       | (18)    | $\lambda = 3$    | 0,125              |
| <b>Weibull</b>       | $g(y) = [-\ln(1 - y)]^{1/\delta}$                                        | (19)    | $\delta = 0,5$   | 0,48045            |

#### 2.2.2.2 Correção de Assimetria para determinação de $P_{50}$ e Equação para determinar $P_{50}$ Corrigida para funções Assimétricas

O fator de correção de assimetria para cada função foi determinado em função da transformação obtida pela própria função quando avaliada o ponto de 50% e expresso na tabela 1. Para a determinação do  $P_{50}$  foi criada a equação de correção geral para as funções assimétricas descrita a seguir.

$$v_{Fa} = p \left( \frac{K_i - F_c}{\sigma} \right) \quad (20)$$

Onde:

$v_{Fa}$ : viabilidade na função assimétrica selecionada;

$p$ : período de armazenamento (dias);

$K_i$ : valor de viabilidade inicial transformada na função selecionada;

$F_c$ : fator de correção por função utilizada (Tabela 1).

### 2.2.2.3 Correções dos dados para funções Assintóticas

#### 2.2.2.3.1 Probit

Para a limitação da área da função Probit entre  $0 < x < 1$  foi multiplicado cada valor amostrado por 0,9999999713, exceto 0 que teve o valor trocado por  $2,87 \times 10^{-07}$ , valor esse complementar a 1 ( $1 - 0,9999999713$ ). Essa correção se faz necessária em função da propriedade da inversa da normal ser infinita nos pontos 0 e 1. Esse valor (0,9999999713) foi definido a partir de simulações realizadas em pré-testes

#### 2.2.2.3.2 Funções Assimétricas

No caso das funções assimétricas além de necessidade de limitar a área entre  $0 < x < 1$ , observou-se também a influência de valores repetidos no início do período de avaliação e no final por valores próximos à zero. Para reduzir essa influência nos parâmetros do ajuste, foram avaliados 4 casos de correções descritos na Tabela 2, sendo estes simulados em as 10 amostras. Um exemplo dessa avaliação (4 casos) esta representado em gráfico no anexos A.

**Tabela 02 - Modelos das Funções de Ligação Assimétricas utilizadas, seus respectivos parâmetros extras e correções utilizadas**

| Caso | Tempo 0      | Correção dos dados em 95% |
|------|--------------|---------------------------|
| 1    | Sem exclusão | Sem correção              |
| 2    | Com exclusão | Sem correção              |
| 3    | Sem exclusão | Com correção              |
| 4    | Com exclusão | Com correção              |

#### 2.2.2.3.2.1 Tempo 0

Sem exclusão – foram considerados todos os dados de germinação, mesmo que houvessem valores repetidos no tempo 0 e 7 dias de avaliação.

Com exclusão – foram retirados os dados do tempo 0 e realocados no tempo zero os dados do tempo posterior e sucessivamente em sequência.

#### **2.2.2.3.2.2 Correção dos dados em 95%**

Os dados experimentais foram multiplicados por 0,95 e substituídos por 0,05 para valores de germinação entre 5 e 0, uma vez que a função não existe para o valor extremo de 100% e 0%.

#### **2.2.2.4 Avaliação dos ajustes**

Os ajustes das regressões foram avaliados pelo coeficiente de determinação corrigido ( $r^2$  C.) e proximidade do valor de  $P_{50}$  estimado para cada função de ligação avaliada em relação ao intervalo observado pelos dados reais, chamado de intervalo de interesse (II).

Foi adotada a utilização de médias (Probit) e de médias e repetições para as demais funções para o ajuste da regressão, de tal modo que foram apresentados ambos os resultados para interpretação e comparação dos dados.

As análises dos dados foram realizadas com o programa R 3.5.1 (R Core Team, 2018).

### **2.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO**

A caracterização das amostras avaliadas pelo teor de óleo em função do tamanho das sementes para cada cultivar está representada na Tabela 3.

O tamanho das sementes das amostras avaliadas variou entre 5,5 mm a 7,5 mm. A amostra 7 teve a menor classificação de peneira, 5,5 mm, constituindo a cultivar com menor tamanho de semente dos dados avaliados e as amostras 8 e 4 com 7,50 mm tiveram a maior classificação. Pádua et al. (2010) verificaram que sementes que com variações de tamanho e de classificação apresentaram diferenças em sua qualidade fisiológica e que as sementes maiores (peneira 7,0 mm) apresentaram maiores porcentagens de germinação e de vigor. Rodrigues (2012) avaliando as variações do tamanho de sementes, advindas de um cultivar e de cultivares de origens diferentes, relatou que o efeito da classificação das sementes é variável em relação ao cultivar considerado.

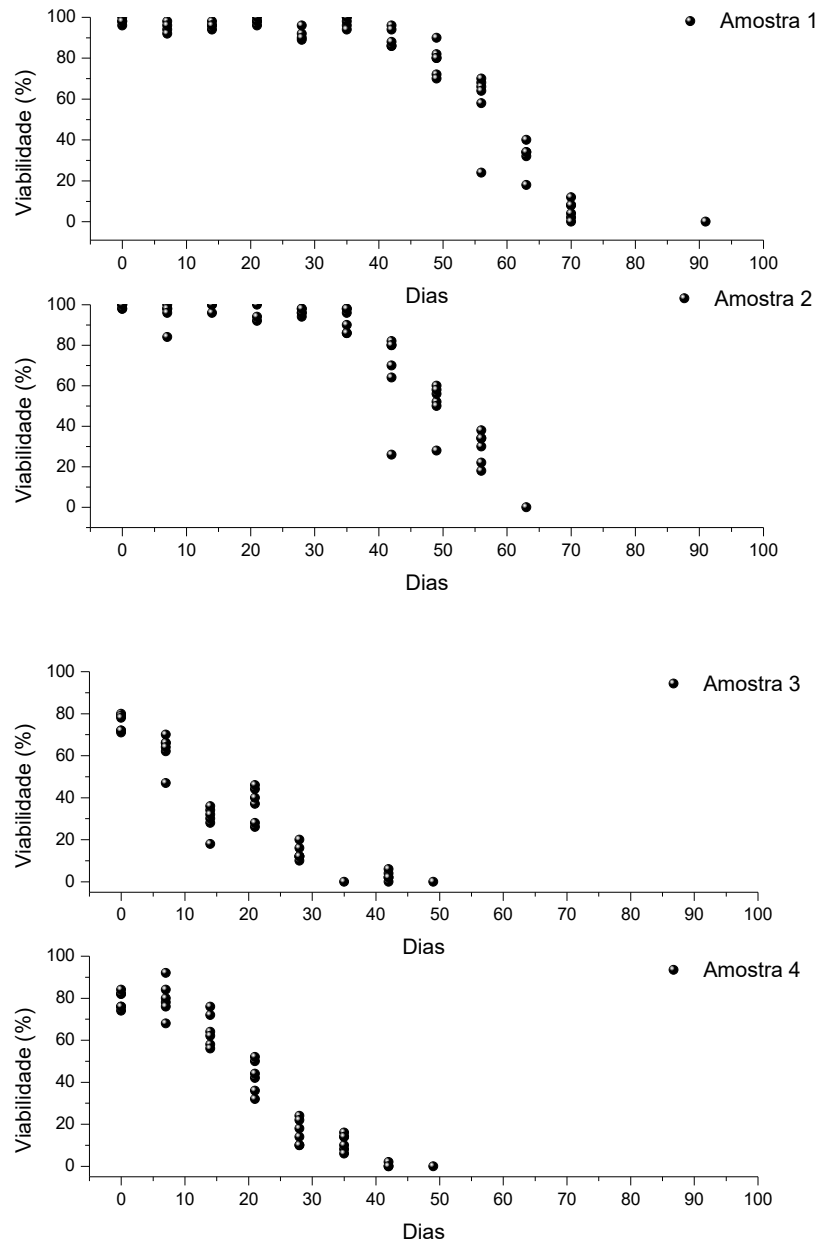
**Tabela 03 - Caracterização das amostras avaliadas em função das peneiras e teor de óleo obtidos.**

| <b>Amostra</b> | <b>Cultivar</b> | <b>Peneira (mm)</b> | <b>Teor de óleo (%)</b> |
|----------------|-----------------|---------------------|-------------------------|
| 1              | DS59716 IPRO    | 6,00                | 18,33                   |
| 2              | DS59716 IPRO    | 7,00                | 19,83                   |
| 3              | CD2620 IPRO     | 6,50                | 18,87                   |
| 4              | CD2620 IPRO     | 7,50                | 18,63                   |
| 5              | CD2591 IPRO     | 6,50                | 21,17                   |
| 6              | CD2591 IPRO     | 7,00                | 21,60                   |
| 7              | CD 2737 RR      | 5,50                | 19,23                   |
| 8              | CD 2737 RR      | 7,50                | 19,90                   |
| 9              | CD251 RR        | 6,00                | 19,10                   |
| 10             | CD251 RR        | 6,50                | 19,63                   |

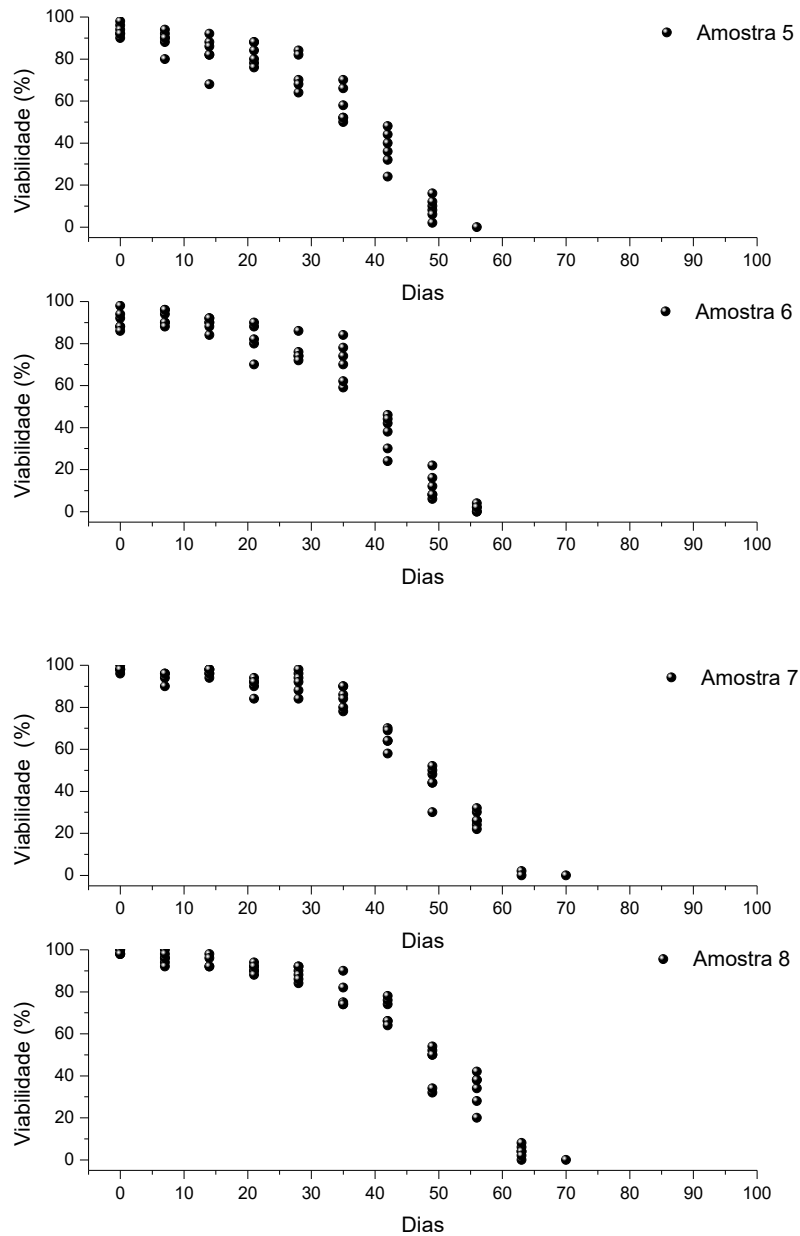
As amostras avaliadas obtiveram teores de óleo variando entre 18,33% para a amostra 1 e de 21,60% para a amostra 6. A caracterização do teor de óleo em função do tamanho da semente pode não estar correlacionada. Entretanto as variações do teor de óleo implicam diretamente em maior ou menor longevidade (KRUSE; GHIASI; SCHMOHL, 2005) esta influência pode estar relacionada em como ocorre a peroxidação no envelhecimento natural das sementes (STEWART; BEWLEY, 1980).

As variações da frequência de mortes das sementes em função da amostra e cultivar estão apresentadas nas Figuras 1, 2 e 3.

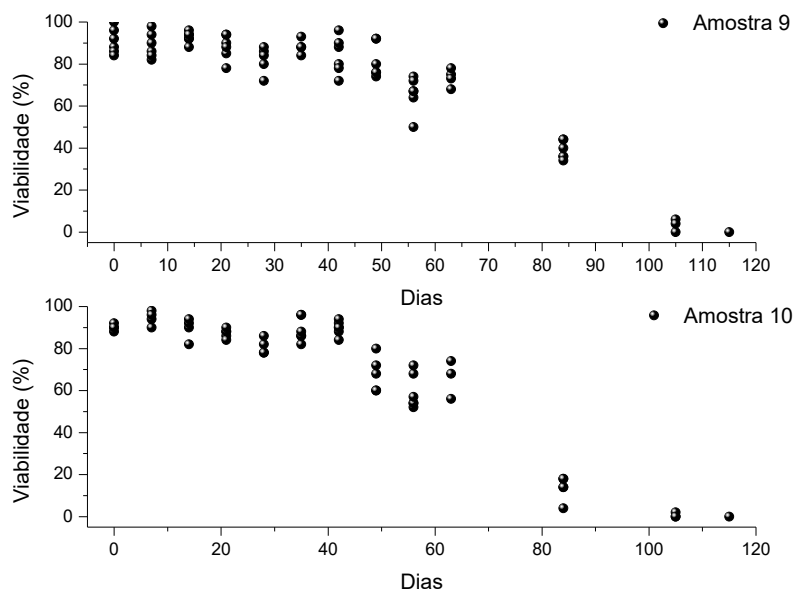
**Figura 1 – Mudanças no percentual de viabilidade para os Amostras 1, 2, 3 e 4 de sementes de soja durante o armazenamento em temperatura constante de 35°C e umidade relativa (UR) de 75%.**



**Figura 2 - Mudanças no percentual de viabilidade para os Amostras 5, 6, 7 e 8 de sementes de soja durante o armazenamento em temperatura constante de 35°C e umidade relativa (UR) de 75%.**



**Figura 3 - Mudanças no percentual de viabilidade para os Amostras 9 e 10 de sementes de soja durante o armazenamento em temperatura constante de 35°C e umidade relativa (UR) de 75%.**



Observa-se que embora o cultivar e o ambiente de avaliação (35°C e 75% UR) sejam idênticos, o comportamento apresentado não foi semelhante. As fontes de variação nesse estudo podem estar ligadas ao teor de óleo e tamanho da semente, embora observem-se pequenas diferenças no teor em função da espécie. As cultivares apresentadas nesse estudo seguem comportamento sigmoidal, fato observado por Ellis (1984), entretanto nota-se comportamento sigmoidal incompleto para as amostras 3 e 4, que iniciaram com germinação de 80%.

A amostra 1 foi a que apresentou menor teor de óleo de 18,33%, com viabilidade inicial de 98% e duração de longevidade (total de dias) de 91 (Tabela 4). A amostra 2, de mesmo cultivar, diferencia-se por serem sementes com 7 mm, e apresentaram teor de óleo de 19,83%, com mesmo valor de viabilidade inicial, entretanto apresentou uma longevidade de 63 dias. Acredita-se que a redução da longevidade pode ser devida ao maior teor de óleo, diferença de 1,5% observado entre as amostras 1 e 2, conforme já observado por Kruse; Ghiasi; Schmohl (2005), como também a associação ao maior tamanho das sementes.

No entanto, para amostras 3 e 4 notou-se que embora a diferença do tamanho da peneira seja de 1 mm, o teor de óleo apresentou uma pequena variação de 0,24% (18,87% e 18,63%, respectivamente), ressaltando-se que estas são de uma mesma cultivar. Assim acredita-se que a variação total, destas amostras, foi a mesma (49 dias) em função da pequena diferença do teor de óleo, como também foi menos longa em função da viabilidade inicial média for de 80% (Tabela 4).

Roberts (1972) relataram que em condições constantes de armazenamento o comportamento experimental para a mesma espécie seria semelhante, e seus dados seguiriam normalidade. Esse comportamento padrão não foi verificado nesse estudo ( $p < 0,05$ ), tal como observado em estudos de longevidade de sementes de milho realizados por Tang et al (1999b; 2000).

As amostras 5 e 6, apresentaram pequena diferença do tamanho das sementes 0,5 mm e os maiores teores de 21,17% e 21,60% respectivamente, no entanto, observa-se um decréscimo da frequência de mortes de forma mais lenta na amostra 5. Ressalta-se também que apesar da viabilidade inicial for de aproximadamente 90% observou-se uma longevidade intermediária de 56 dias. Quando comparado os resultados com as amostras 1 e 2 podemos observar a influência do aumento do teor de óleo na redução da longevidade.

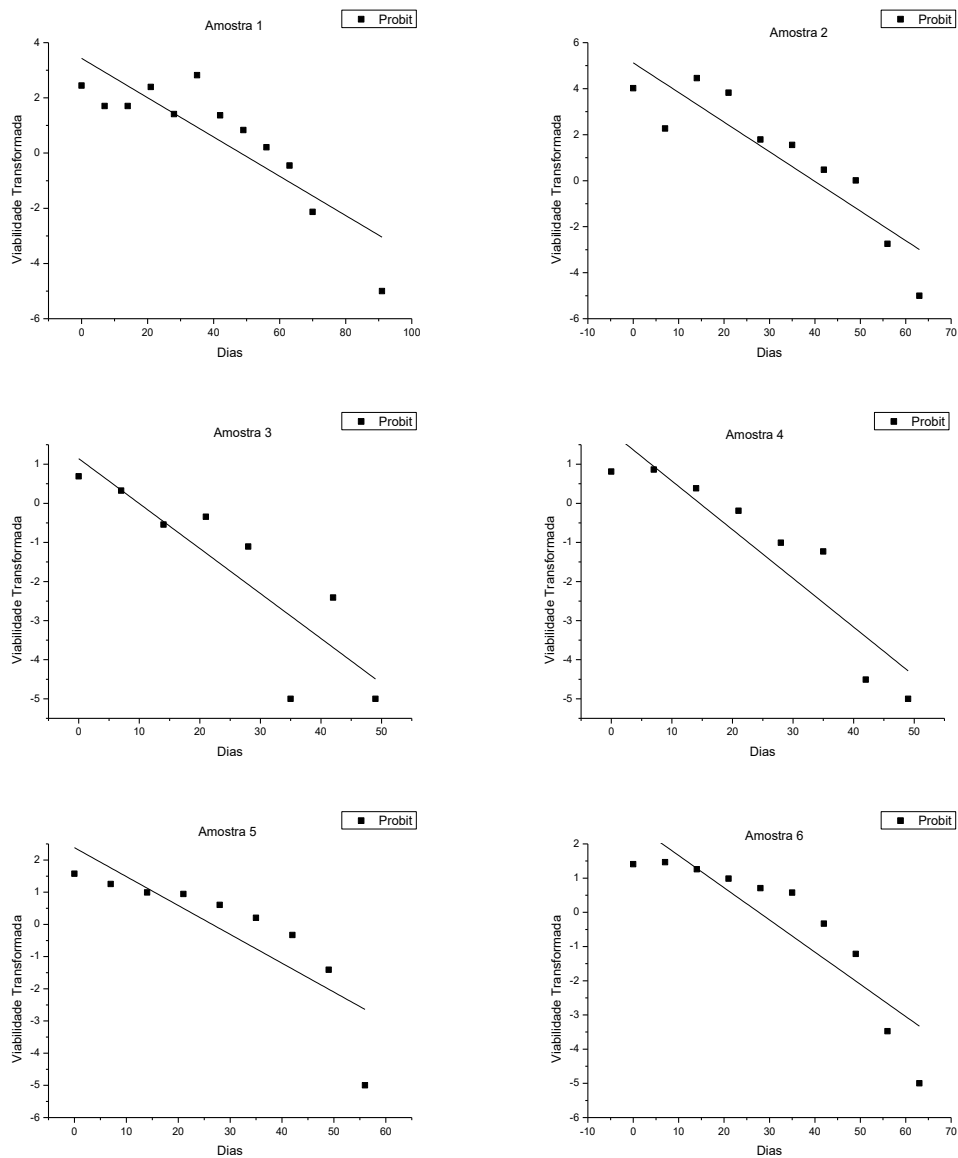
Houve variação de 2 mm, no tamanho das sementes e de 0,67% no teor de óleo das amostras 7 e 8 sendo, as viabilidades iniciais de 98 e 99%, respectivamente. Acredita-se que devido as viabilidades iniciais serem elevadas e o teor de óleo entre 19,2 e 19,9% a longevidade não sofreu tanta influência apresentando 91 e 84 dias, respectivamente.

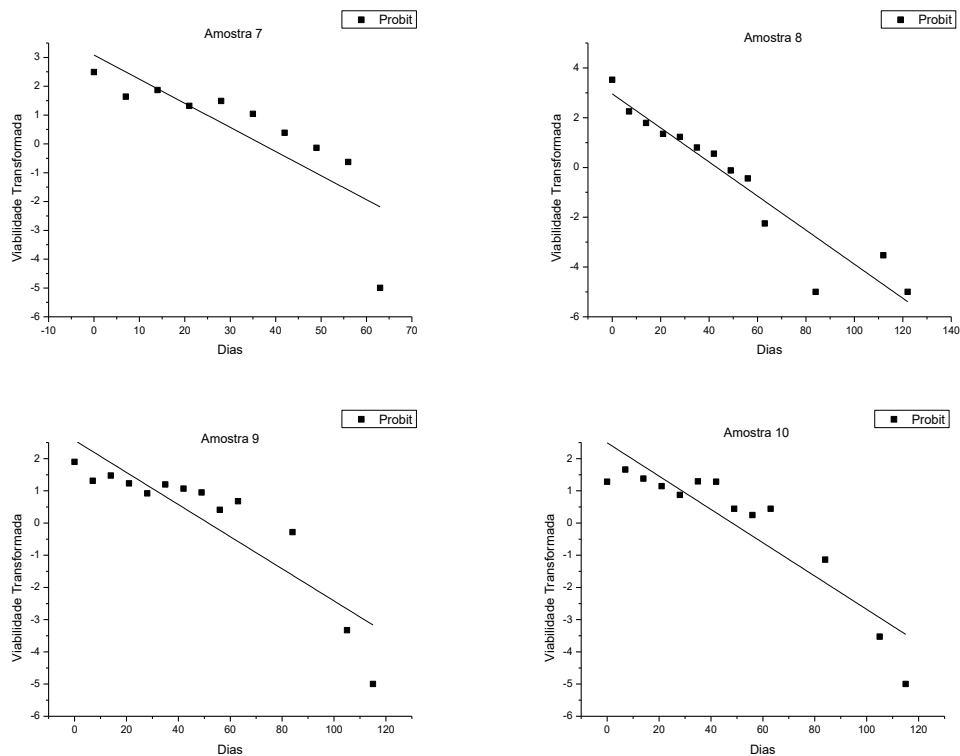
As amostras 9 e 10 apresentaram a maior longevidade, 115 dias, em contrapartida não foram as amostras com menores percentuais de teor de óleo, 19,10% e 19,63%, respectivamente e nem maior viabilidade inicial, 91 e 90, respectivamente. A diferença do tamanho das sementes entre amostras não ultrapassou 0,5 mm. Nota-se que o comportamento obtido variou entre amostra, com decréscimos e posteriores acréscimos, a diferenciação entre repetições iniciou-se a partir de aproximadamente 42 dias, e posteriormente a essa data a amostra 10 teve a frequência de mortes reduzida mais abruptamente que o amostra 9. Acredita-se que esse resultado seja específico para essa cultivar sendo esta influenciada pela sua componente genética.

As diferentes características observadas no comportamento de cada cultivar influenciam de forma direta nos ajustes lineares utilizados para o cálculo do parâmetro usual da longevidade o  $P_{50}$ . Assim os ajustes utilizando a função de Probit estão representados na figura 4.

Os valores dos parâmetros  $K_i$ ,  $(1/\sigma)$ ,  $P_{50}$ , coeficiente de determinação corrigido, obtidos no ajuste por Probit em função de cada amostra, valores do intervalo de interesse (II) e longevidade total para cada amostra estão apresentados na tabela 4.

**Figura 4 - Ajustes das regressões lineares dos dados transformados pelas funções de Probit utilizando médias.**





**Tabela 4 - Funções lineares,  $P_{50}$  e coeficiente de determinação corrigido ( $r^2$  C.), intervalo de interesse (II) e longevidade total para cada amostra.**

| Amostra | Probit                        |       |              |              |          |           |              |                             |
|---------|-------------------------------|-------|--------------|--------------|----------|-----------|--------------|-----------------------------|
|         | Viabilidade Inicial média (%) | $K_i$ | $(1/\sigma)$ | $P_{50}$     | $r^2$ C. | II (Dias) | Peneira (mm) | Longevidade (Total de dias) |
| 1       | 98                            | 3,43  | -0,07        | 48,21        | 0,73     | 56 a 63   | 6,00         | 91                          |
| 2       | 100                           | 5,12  | -0,13        | 39,76        | 0,79     | 49 a 56   | 7,00         | 63                          |
| 3       | 80                            | 1,14  | -0,12        | <b>9,95</b>  | 0,73     | 07 a 14   | 6,50         | 49                          |
| 4       | 80                            | 1,82  | -0,12        | <b>14,59</b> | 0,83     | 14 a 21   | 7,50         | 49                          |
| 5       | 94                            | 2,38  | -0,09        | 26,56        | 0,67     | 35 a 42   | 6,50         | 63                          |
| 6       | 91                            | 2,60  | -0,09        | 27,65        | 0,77     | 35 a 42   | 7,00         | 56                          |
| 7       | 98                            | 3,39  | -0,10        | 34,51        | 0,74     | 42 a 49   | 5,50         | 91                          |
| 8       | 99                            | 3,50  | -0,09        | 40,10        | 0,90     | 42 a 49   | 7,50         | 84                          |
| 9       | 91                            | 2,57  | -0,05        | 51,53        | 0,77     | 63 a 84   | 6,00         | 115                         |
| 10      | 90                            | 2,49  | -0,05        | 48,18        | 0,82     | 63 a 84   | 6,50         | 115                         |

Dados de  $P_{50}$ , que estão em negrito, apresentam-se dentro do intervalo de interesse.

A função de Probit subestimou o  $P_{50}$  em 80% das amostras avaliadas, nota-se que a estimação do parâmetro foi realizada de forma correta apenas nas amostras 3 e 4, ressalta-se que estes são de o mesmo cultivar e estão entre os que apresentam menores teores de óleo, como também menor longevidade e valores de  $P_{50}$ . Portanto ressalta-se que a função probit subestima o valor de  $P_{50}$  quando as sementes são longevas, independentemente do valor encontrado para a germinação inicial.

Os valores de  $P_{50}$  para cada uma das funções assimétricas estão apresentados nas tabelas 5 e 6, e os parâmetros desses ajustes dentro dos 4 casos estão apresentados nas tabelas de 7 a 13.

As funções assimétricas aqui estudadas em sua maioria apresentam características de tendência ao infinito em suas caudas, sendo necessário limitação da área para a realização do estudo dentro da área de probabilidade. Para tanto foram examinados em formato de casos, cujos têm-se por finalidade verificar qual a melhor combinação de correções.

A função Aranda-Ordaz, estimou o  $P_{50}$  dentro do intervalo de interesse (II) para sete amostras, utilizando o primeiro caso, sua vantagem é que não necessita de nenhuma modificação nos dados originais (não existe correção do tempo e nem a limitação de 95%). Pode-se observar também que o  $K_i$  determinado por essa função é semelhante ao encontrado pela função Probit, como também o valor de  $(1/\sigma)$  para alguns das amostras.

A Box-Cox estimou para apenas duas amostras o  $P_{50}$  dentro do intervalo de interesse, e ainda utilizando os casos 3 e 4, apresentando assim certa desvantagem em relação a função Aranda-Ordaz, pois nos dois casos é necessária a correção e no 3º caso também a exclusão. Ressalta-se também grande discrepância dos valores de  $K_i$  e  $(1/\sigma)$  com relação aos valores obtidos pela função Probit, para os valores de  $(1/\sigma)$  a variação observada foi de 0,05 a 0,13 essa variação mostrou-se inconveniente para a função, visto que pode implicar em ajustes ainda mais subestimados em pontos de  $P_{20}$  e  $P_{80}$ .

A função Complemento Log-Log e Logaritmo estimou o  $P_{50}$  somente para a amostra 3, este apresentou baixa viabilidade inicial (80%), entretanto para a amostra 4, os mesmos ajustes não foram observados. Amostras iniciados abaixo de 80% são alvos de maiores estudos, pois os processos de deterioração já se encontram acelerados.

Para Potência, as amostras 8 e 7 apresentaram o  $P_{50}$  estimado dentro do intervalo de interesse, para os casos 2 e 4, respectivamente. Estes casos mostraram que a exclusão do tempo 0 e correção de 95% é viável e não influenciou no Ki e  $(1/\sigma)$ .

**Tabela 05 -  $P_{50}$  obtido por Aranda-Ordaz, Box-Cox, Complemento Log-Log, Logaritmo, Potência, Stukel, Weibull para todos os casos na amostra 1 a 5.**

| <b>Amostra</b> | <b>Função</b> | <b>Caso 1</b> | <b>Caso 2</b> | <b>Caso 3</b> | <b>Caso 4</b> | <b>II (Dias)</b> |
|----------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|------------------|
| <b>1</b>       | Aranda-Ordaz  | <b>57,84</b>  | 50,11         | 53,07         | 44,38         | 56 a 63          |
|                | Box-Cox       | 25,47         | 20,92         | 33,87         | 27,75         |                  |
|                | Comp. Log-Log | 35,74         | 30,18         | 30,55         | 25,65         |                  |
|                | Logaritmo     | 10,49         | 8,65          | 4,16          | 3,23          |                  |
|                | Potência      | 73,96         | <b>61,46</b>  | 72,35         | <b>60,09</b>  |                  |
|                | Stukel        | <b>58,03</b>  | 50,29         | 53,35         | 44,61         |                  |
|                | Weibull       | 72,03         | <b>60,70</b>  | 73,38         | <b>61,47</b>  |                  |
| <b>2</b>       | Aranda-Ordaz  | <b>53,49</b>  | 45,82         | 45,27         | 38,16         | 49 a 56          |
|                | Box-Cox       | 20,28         | 18,34         | 26,88         | 24,15         |                  |
|                | Comp. Log-Log | 34,83         | 28,46         | 26,59         | 22,05         |                  |
|                | Logaritmo     | 24,03         | 20,56         | 6,33          | 5,45          |                  |
|                | Potência      | 57,94         | <b>49,48</b>  | 56,79         | 48,45         |                  |
|                | Stukel        | <b>53,55</b>  | 45,88         | 45,47         | 38,33         |                  |
|                | Weibull       | 57,13         | <b>50,28</b>  | 56,74         | 48,98         |                  |
| <b>3</b>       | Aranda-Ordaz  | <b>10,65</b>  | 3,84          | <b>8,55</b>   | 0,40          | 07 a 14          |
|                | Box-Cox       | 49,02         | 65,28         | 59,07         | 79,55         |                  |
|                | Comp. Log-Log | 1,61          | 3,82          | 2,15          | <b>9,38</b>   |                  |
|                | Logaritmo     | <b>9,45</b>   | <b>12,53</b>  | 14,89         | 20,43         |                  |
|                | Potência      | 20,72         | 3,94          | 17,95         | 0,73          |                  |
|                | Stukel        | <b>10,70</b>  | 3,84          | <b>8,59</b>   | 0,39          |                  |
|                | Weibull       | 22,97         | 5,74          | 19,86         | 0,89          |                  |
| <b>4</b>       | Aranda-Ordaz  | <b>16,21</b>  | 10,86         | <b>15,04</b>  | 9,54          | 14 a 21          |
|                | Box-Cox       | 32,13         | 35,40         | 39,11         | 42,86         |                  |
|                | Comp. Log-Log | 6,35          | 2,87          | 4,41          | 0,17          |                  |
|                | Logaritmo     | 7,47          | 7,92          | 8,99          | 11,31         |                  |
|                | Potência      | 28,59         | 21,20         | 26,83         | <b>19,34</b>  |                  |
|                | Stukel        | <b>16,29</b>  | 10,92         | <b>15,12</b>  | 9,60          |                  |
|                | Weibull       | 31,03         | 23,87         | 28,91         | 21,61         |                  |
| <b>5</b>       | Aranda-Ordaz  | 33,06         | 26,18         | 29,82         | 22,45         | 35 a 42          |
|                | Box-Cox       | 23,47         | 23,67         | 29,38         | <b>35,93</b>  |                  |
|                | Comp. Log-Log | 18,01         | 13,08         | 15,59         | 8,77          |                  |
|                | Logaritmo     | 8,91          | 8,32          | 5,21          | 10,50         |                  |
|                | Potência      | 43,10         | <b>36,09</b>  | <b>41,82</b>  | 34,79         |                  |
|                | Stukel        | 33,18         | 26,29         | 29,96         | 22,58         |                  |
|                | Weibull       | 43,20         | <b>37,17</b>  | 42,67         | <b>36,19</b>  |                  |

Dados de  $P_{50}$ , que estão em negrito, apresentam-se dentro do intervalo de interesse.

**Tabela 06 -  $P_{50}$  obtido por Aranda-Ordaz, Box-Cox, Complemento Log-Log, Logaritmo, Potência, Stukel, Weibull para todos os casos na amostra 6 a 10.**

| <b>Amostra</b> | <b>Função</b> | <b>Caso 1</b> | <b>Caso 2</b> | <b>Caso 3</b> | <b>Caso 4</b> | <b>II (Dias)</b> |
|----------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|------------------|
| <b>6</b>       | Aranda-Ordaz  | 33,92         | 27,43         | 31,39         | 25,82         | 35 a 42          |
|                | Box-Cox       | 22,21         | 21,57         | 28,53         | 27,35         |                  |
|                | Comp. Log-Log | 19,27         | 15,20         | 16,93         | 13,33         |                  |
|                | Logaritmo     | 4,12          | 3,59          | 3,24          | 3,75          |                  |
|                | Potência      | 47,79         | <b>40,53</b>  | 46,43         | <b>39,27</b>  |                  |
|                | Stukel        | 34,08         | 27,56         | 31,56         | 25,96         |                  |
|                | Weibull       | 48,70         | <b>41,80</b>  | 47,90         | <b>40,82</b>  |                  |
| <b>7</b>       | Aranda-Ordaz  | <b>47,80</b>  | 40,33         | 40,96         | 34,67         | 42 a 49          |
|                | Box-Cox       | 19,81         | 19,40         | 26,68         | 25,71         |                  |
|                | Comp. Log-Log | 29,85         | 23,99         | 23,76         | 19,56         |                  |
|                | Logaritmo     | 14,81         | 12,79         | 2,64          | 2,87          |                  |
|                | Potência      | 56,44         | <b>49,02</b>  | 55,18         | <b>47,82</b>  |                  |
|                | Stukel        | <b>47,89</b>  | 40,43         | 41,16         | 34,85         |                  |
|                | Weibull       | 56,46         | 50,08         | 56,17         | 49,41         |                  |
| <b>8</b>       | Aranda-Ordaz  | <b>45,16</b>  | 38,11         | <b>43,21</b>  | 34,90         | 42 a 49          |
|                | Box-Cox       | 24,97         | 20,96         | 32,52         | 27,04         |                  |
|                | Comp. Log-Log | 28,80         | 22,86         | 24,35         | 19,57         |                  |
|                | Logaritmo     | 6,79          | 6,18          | 4,46          | 3,46          |                  |
|                | Potência      | 60,26         | <b>48,94</b>  | 58,83         | <b>47,71</b>  |                  |
|                | Stukel        | <b>45,30</b>  | 38,25         | <b>43,42</b>  | 35,07         |                  |
|                | Weibull       | 59,75         | <b>48,98</b>  | 59,13         | <b>48,50</b>  |                  |
| <b>9</b>       | Aranda-Ordaz  | <b>76,81</b>  | <b>63,51</b>  | 62,61         | 52,09         | 63 a 84          |
|                | Box-Cox       | 50,28         | 42,97         | <b>63,66</b>  | 54,60         |                  |
|                | Comp. Log-Log | 40,39         | 33,23         | 32,20         | 26,76         |                  |
|                | Logaritmo     | 34,63         | 29,13         | 11,83         | 9,25          |                  |
|                | Potência      | 93,35         | <b>78,51</b>  | 90,63         | <b>76,19</b>  |                  |
|                | Stukel        | <b>77,00</b>  | <b>63,65</b>  | 62,94         | 52,35         |                  |
|                | Weibull       | 92,55         | <b>76,96</b>  | 90,64         | <b>76,57</b>  |                  |
| <b>10</b>      | Aranda-Ordaz  | 61,44         | 50,65         | 57,00         | 47,49         | 63 a 84          |
|                | Box-Cox       | 44,36         | 42,34         | 56,50         | 49,07         |                  |
|                | Comp. Log-Log | 34,15         | 28,33         | 29,62         | 24,48         |                  |
|                | Logaritmo     | 11,12         | 9,93          | 9,01          | 8,04          |                  |
|                | Potência      | 86,87         | <b>77,53</b>  | 84,37         | <b>70,12</b>  |                  |
|                | Stukel        | 61,70         | 50,85         | 57,30         | 47,74         |                  |
|                | Weibull       | 87,73         | <b>78,66</b>  | 86,31         | <b>71,25</b>  |                  |

Dados de  $P_{50}$ , que estão em negrito, apresentam-se dentro do intervalo de interesse.

**Tabela 07 – Intercepto e Coeficiente angular obtido por Aranda-Ordaz, Box-Cox, Complemento Log-Log, Logaritmo, Potência, Stukel, Weibull para os casos 1 e 2 nas amostras 1 a 5.**

| Amostra  | Função        | Caso 1  |              | Caso 2  |              |
|----------|---------------|---------|--------------|---------|--------------|
|          |               | $K_i$   | $(1/\sigma)$ | $K_i$   | $(1/\sigma)$ |
| <b>1</b> | Aranda-Ordaz  | 4,2787  | -0,074       | 4,0429  | -0,081       |
|          | Box-Cox       | 0,1883  | -0,012       | 0,1924  | -0,015       |
|          | Comp. Log-Log | 1,9174  | -0,043       | 1,8357  | -0,048       |
|          | Logaritmo     | 0,4296  | -0,025       | 0,4374  | -0,029       |
|          | Potência      | 1,0783  | -0,012       | 1,0744  | -0,015       |
|          | Stukel        | 6,4162  | -0,110       | 6,0599  | -0,120       |
|          | Weibull       | 12,6375 | -0,168       | 11,8143 | -0,186       |
| <b>2</b> | Aranda-Ordaz  | 4,4256  | -0,083       | 4,0313  | -0,088       |
|          | Box-Cox       | 0,1987  | -0,015       | 0,1833  | -0,017       |
|          | Comp. Log-Log | 1,8765  | -0,043       | 1,7137  | -0,047       |
|          | Logaritmo     | 0,2373  | -0,018       | 0,2265  | -0,022       |
|          | Potência      | 1,1639  | -0,017       | 1,1200  | -0,020       |
|          | Stukel        | 6,6469  | -0,124       | 6,0536  | -0,131       |
|          | Weibull       | 14,7102 | -0,249       | 12,8243 | -0,245       |
| <b>3</b> | Aranda-Ordaz  | 1,1188  | -0,107       | 0,3950  | -0,108       |
|          | Box-Cox       | -0,331  | -0,017       | -0,4995 | -0,015       |
|          | Comp. Log-Log | 0,5106  | -0,09        | 0,0018  | -0,095       |
|          | Logaritmo     | -0,0177 | -0,075       | -0,3594 | -0,084       |
|          | Potência      | 0,2808  | -0,008       | 0,1425  | -0,004       |
|          | Stukel        | 1,6727  | -0,156       | 0,6048  | -0,157       |
|          | Weibull       | 1,2555  | -0,034       | 0,5851  | -0,018       |
| <b>4</b> | Aranda-Ordaz  | 1,8497  | -0,115       | 1,4674  | -0,136       |
|          | Box-Cox       | -0,1521 | -0,021       | -0,2621 | -0,021       |
|          | Comp. Log-Log | 0,9324  | -0,089       | 0,6763  | -0,107       |
|          | Logaritmo     | 0,1825  | -0,068       | 0,0228  | -0,084       |
|          | Potência      | 0,4643  | -0,012       | 0,3628  | -0,011       |
|          | Stukel        | 2,7597  | -0,169       | 2,1945  | -0,200       |
|          | Weibull       | 2,4009  | -0,062       | 1,8990  | -0,059       |
| <b>5</b> | Aranda-Ordaz  | 3,0217  | -0,092       | 2,5533  | -0,098       |
|          | Box-Cox       | 0,0802  | -0,018       | 0,0244  | -0,020       |
|          | Comp. Log-Log | 1,4548  | -0,060       | 1,2673  | -0,069       |
|          | Logaritmo     | 0,3400  | -0,040       | 0,2943  | -0,048       |
|          | Potência      | 0,8262  | -0,016       | 0,7136  | -0,016       |
|          | Stukel        | 4,5190  | -0,136       | 3,8136  | -0,145       |
|          | Weibull       | 6,6101  | -0,142       | 4,6185  | -0,111       |

**Tabela 08 – Intercepto e Coeficiente angular obtido por Aranda-Ordaz, Box-Cox, Complemento Log-Log, Logaritmo, Potência, Stukel, Weibull para os casos 3 e 4 nas amostras 1 a 5.**

| Amostra  | Função        | Caso 3  |              | Caso 4  |              |
|----------|---------------|---------|--------------|---------|--------------|
|          |               | $K_i$   | $(1/\sigma)$ | $K_i$   | $(1/\sigma)$ |
| <b>1</b> | Aranda-Ordaz  | 3,4335  | -0,065       | 3,4076  | -0,077       |
|          | Box-Cox       | 0,1181  | -0,011       | 0,1231  | -0,013       |
|          | Comp. Log-Log | 1,7563  | -0,045       | 1,7571  | -0,054       |
|          | Logaritmo     | 0,5595  | -0,032       | 0,5692  | -0,038       |
|          | Potência      | 0,9245  | -0,011       | 0,9212  | -0,013       |
|          | Stukel        | 5,1260  | -0,096       | 5,0858  | -0,114       |
|          | Weibull       | 7,3339  | -0,093       | 7,0719  | -0,107       |
| <b>2</b> | Aranda-Ordaz  | 3,6818  | -0,081       | 3,5334  | -0,093       |
|          | Box-Cox       | 0,1303  | -0,014       | 0,1150  | -0,016       |
|          | Comp. Log-Log | 1,7752  | 0,052        | 1,7226  | -0,061       |
|          | Logaritmo     | 0,4749  | -0,034       | 0,4707  | -0,040       |
|          | Potência      | 0,9979  | -0,015       | 0,9602  | -0,017       |
|          | Stukel        | 5,5076  | -0,121       | -5,2835 | -0,137       |
|          | Weibull       | 9,2075  | -0,153       | -8,5049 | -0,163       |
| <b>3</b> | Aranda-Ordaz  | 0,7152  | -0,086       | 0,0133  | -0,082       |
|          | Box-Cox       | -0,3789 | -0,015       | -0,5367 | -0,013       |
|          | Comp. Log-Log | 0,2084  | -0,074       | -0,3193 | -0,073       |
|          | Logaritmo     | -0,2428 | -0,063       | -0,6296 | -0,064       |
|          | Potência      | 0,2407  | -0,006       | 0,1222  | -0,004       |
|          | Stukel        | 1,0788  | -0,126       | 0,0462  | -0,120       |
|          | Weibull       | 1,0244  | -0,027       | 0,4940  | -0,015       |
| <b>4</b> | Aranda-Ordaz  | 1,4572  | -0,098       | 0,9926  | -0,106       |
|          | Box-Cox       | -0,2099 | -0,018       | -0,3147 | -0,019       |
|          | Comp. Log-Log | 0,7225  | -0,080       | 0,3818  | -0,088       |
|          | Logaritmo     | 0,0981  | -0,066       | -0,1441 | -0,074       |
|          | Potência      | 0,3980  | -0,010       | 0,3110  | -0,009       |
|          | Stukel        | 2,1743  | -0,143       | 1,4902  | -0,155       |
|          | Weibull       | 1,8643  | -0,047       | 1,4643  | -0,045       |
| <b>5</b> | Aranda-Ordaz  | 2,6118  | -0,088       | 1,9392  | -0,087       |
|          | Box-Cox       | 0,0162  | -0,017       | -0,0995 | -0,017       |
|          | Comp. Log-Log | 1,3875  | -0,065       | 0,9514  | -0,067       |
|          | Logaritmo     | 0,4398  | -0,049       | 0,1588  | -0,051       |
|          | Potência      | 0,7084  | -0,014       | 0,5721  | -0,013       |
|          | Stukel        | 3,8925  | -0,130       | 2,8960  | -0,128       |
|          | Weibull       | 4,3314  | -0,090       | 3,1189  | -0,073       |

**Tabela 09 – Intercepto e Coeficiente angular obtido por Aranda-Ordaz, Box-Cox, Complemento Log-Log, Logaritmo, Potência, Stukel, Weibull para os casos 1 e 2 nas amostras 6 a 10.**

| Amostra   | Função        | Caso 1  |              | Caso 2 |              |
|-----------|---------------|---------|--------------|--------|--------------|
|           |               | $K_i$   | $(1/\sigma)$ | $K_i$  | $(1/\sigma)$ |
| <b>6</b>  | Aranda-Ordaz  | 3,2851  | -0,097       | 3,0737 | -0,113       |
|           | Box-Cox       | 0,1066  | -0,018       | 0,0677 | -0,020       |
|           | Comp. Log-Log | 1,6567  | -0,067       | 1,5773 | -0,080       |
|           | Logaritmo     | 0,5012  | -0,047       | 0,4889 | -0,057       |
|           | Potência      | 0,8509  | -0,015       | 0,7857 | -0,016       |
|           | Stukel        | 4,9064  | -0,144       | 4,5876 | -0,166       |
|           | Weibull       | 6,8429  | -0,131       | 5,8249 | -0,128       |
| <b>7</b>  | Aranda-Ordaz  | 4,1042  | -0,086       | 3,7021 | -0,092       |
|           | Box-Cox       | 0,1858  | -0,016       | 0,1545 | -0,018       |
|           | Comp. Log-Log | 1,7927  | -0,048       | 1,6478 | -0,053       |
|           | Logaritmo     | 0,3191  | -0,025       | 0,3075 | -0,030       |
|           | Potência      | 1,0456  | -0,016       | 0,9731 | -0,017       |
|           | Stukel        | 6,1587  | -0,129       | 5,5514 | -0,137       |
|           | Weibull       | 12,2822 | -0,209       | 10,141 | -0,193       |
| <b>8</b>  | Aranda-Ordaz  | 4,3001  | -0,096       | 3,7647 | -0,099       |
|           | Box-Cox       | 0,1484  | -0,014       | 0,1411 | -0,017       |
|           | Comp. Log-Log | 2,0377  | -0,058       | 1,7936 | -0,062       |
|           | Logaritmo     | 0,4684  | -0,033       | 0,4525 | -0,039       |
|           | Potência      | 0,9940  | -0,014       | 0,9555 | -0,017       |
|           | Stukel        | 6,4375  | -0,142       | 5,634  | -0,147       |
|           | Weibull       | 10,8978 | -0,174       | 9,5529 | -0,185       |
| <b>9</b>  | Aranda-Ordaz  | 2,8350  | -0,037       | 2,8084 | -0,044       |
|           | Box-Cox       | 0,0783  | -0,008       | 0,0725 | -0,010       |
|           | Comp. Log-Log | 1,3043  | -0,023       | 1,2843 | -0,027       |
|           | Logaritmo     | 0,2045  | -0,014       | 0,2014 | -0,016       |
|           | Potência      | 0,8382  | -0,007       | 0,8159 | -0,008       |
|           | Stukel        | 4,2451  | -0,055       | 4,2061 | -0,066       |
|           | Weibull       | 6,4489  | -0,064       | 6,3296 | -0,076       |
| <b>10</b> | Aranda-Ordaz  | 3,1647  | -0,052       | 3,1959 | -0,063       |
|           | Box-Cox       | 0,0845  | -0,010       | 0,0573 | -0,011       |
|           | Comp. Log-Log | 1,5627  | -0,035       | 1,5593 | -0,042       |
|           | Logaritmo     | 0,4265  | -0,024       | 0,4116 | -0,028       |
|           | Potência      | 0,8356  | -0,008       | 0,7933 | -0,009       |
|           | Stukel        | 4,7296  | -0,077       | 4,7781 | -0,094       |
|           | Weibull       | 6,6813  | -0,071       | 6,4255 | -0,076       |

**Tabela 10 – Intercepto e Coeficiente angular obtido por Aranda-Ordaz, Box-Cox, Complemento Log-Log, Logaritmo, Potência, Stukel, Weibull para os casos 3 e 4 nas amostras 6 a 10.**

| Amostra   | Função        | Caso 3  |              | Caso 4 |              |
|-----------|---------------|---------|--------------|--------|--------------|
|           |               | $K_i$   | $(1/\sigma)$ | $K_i$  | $(1/\sigma)$ |
| <b>6</b>  | Aranda-Ordaz  | 3,2851  | -0,097       | 3,0737 | -0,113       |
|           | Box-Cox       | 0,1066  | -0,018       | 0,0677 | -0,020       |
|           | Comp. Log-Log | 1,6567  | -0,067       | 1,5773 | -0,080       |
|           | Logaritmo     | 0,5012  | -0,047       | 0,4889 | -0,057       |
|           | Potência      | 0,8509  | -0,015       | 0,7857 | -0,016       |
|           | Stukel        | 4,9064  | -0,144       | 4,5876 | -0,166       |
|           | Weibull       | 6,8429  | -0,131       | 5,8249 | -0,128       |
| <b>7</b>  | Aranda-Ordaz  | 4,1042  | -0,086       | 3,7021 | -0,092       |
|           | Box-Cox       | 0,1858  | -0,016       | 0,1545 | -0,018       |
|           | Comp. Log-Log | 1,7927  | -0,048       | 1,6478 | -0,053       |
|           | Logaritmo     | 0,3191  | -0,025       | 0,3075 | -0,030       |
|           | Potência      | 1,0456  | -0,016       | 0,9731 | -0,017       |
|           | Stukel        | 6,1587  | -0,129       | 5,5514 | -0,137       |
|           | Weibull       | 12,2822 | -0,209       | 10,141 | -0,193       |
| <b>8</b>  | Aranda-Ordaz  | 4,3001  | -0,096       | 3,7647 | -0,099       |
|           | Box-Cox       | 0,1484  | -0,014       | 0,1411 | -0,017       |
|           | Comp. Log-Log | 2,0377  | -0,058       | 1,7936 | -0,062       |
|           | Logaritmo     | 0,4684  | -0,033       | 0,4525 | -0,039       |
|           | Potência      | 0,9940  | -0,014       | 0,9555 | -0,017       |
|           | Stukel        | 6,4375  | -0,142       | 5,634  | -0,147       |
|           | Weibull       | 10,8978 | -0,174       | 9,5529 | -0,185       |
| <b>9</b>  | Aranda-Ordaz  | 2,8350  | -0,037       | 2,8084 | -0,044       |
|           | Box-Cox       | 0,0783  | -0,008       | 0,0725 | -0,010       |
|           | Comp. Log-Log | 1,3043  | -0,023       | 1,2843 | -0,027       |
|           | Logaritmo     | 0,2045  | -0,014       | 0,2014 | -0,016       |
|           | Potência      | 0,8382  | -0,007       | 0,8159 | -0,008       |
|           | Stukel        | 4,2451  | -0,055       | 4,2061 | -0,066       |
|           | Weibull       | 6,4489  | -0,064       | 6,3296 | -0,076       |
| <b>10</b> | Aranda-Ordaz  | 3,1647  | -0,052       | 3,1959 | -0,063       |
|           | Box-Cox       | 0,0845  | -0,010       | 0,0573 | -0,011       |
|           | Comp. Log-Log | 1,5627  | -0,035       | 1,5593 | -0,042       |
|           | Logaritmo     | 0,4265  | -0,024       | 0,4116 | -0,028       |
|           | Potência      | 0,8356  | -0,008       | 0,7933 | -0,009       |
|           | Stukel        | 4,7296  | -0,077       | 4,7781 | -0,094       |
|           | Weibull       | 6,6813  | -0,071       | 6,4255 | -0,076       |

**Tabela 11 – Coeficiente de determinação corrigido ( $r^2$  C.) obtido por Aranda-Ordaz, Box-Cox, Complemento Log-Log, Logaritmo, Potência, Stukel, Weibull para todos os casos nas amostras 1 a 5.**

| <b>Amostra</b> | <b>Função</b> | <b>Caso 1</b> | <b>Caso 2</b> | <b>Caso 3</b> | <b>Caso 4</b> |
|----------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| <b>1</b>       | Aranda-Ordaz  | 0,73          | 0,73          | 0,79          | 0,77          |
|                | Box-Cox       | 0,77          | 0,76          | 0,76          | 0,76          |
|                | Comp. Log-Log | 0,62          | 0,63          | 0,74          | 0,72          |
|                | Logaritmo     | 0,46          | 0,48          | 0,67          | 0,65          |
|                | Potência      | 0,79          | 0,81          | 0,79          | 0,81          |
|                | Stukel        | 0,73          | 0,73          | 0,79          | 0,77          |
|                | Weibull       | 0,71          | 0,71          | 0,72          | 0,72          |
| <b>2</b>       | Aranda-Ordaz  | 0,67          | 0,65          | 0,77          | 0,79          |
|                | Box-Cox       | 0,73          | 0,76          | 0,74          | 0,77          |
|                | Comp. Log-Log | 0,63          | 0,63          | 0,69          | 0,72          |
|                | Logaritmo     | 0,56          | 0,59          | 0,58          | 0,62          |
|                | Potência      | 0,79          | 0,81          | 0,79          | 0,81          |
|                | Stukel        | 0,67          | 0,65          | 0,77          | 0,79          |
|                | Weibull       | 0,64          | 0,59          | 0,76          | 0,73          |
| <b>3</b>       | Aranda-Ordaz  | 0,91          | 0,86          | 0,90          | 0,85          |
|                | Box-Cox       | 0,86          | 0,80          | 0,84          | 0,76          |
|                | Comp. Log-Log | 0,89          | 0,86          | 0,90          | 0,86          |
|                | Logaritmo     | 0,86          | 0,85          | 0,90          | 0,86          |
|                | Potência      | 0,60          | 0,46          | 0,60          | 0,46          |
|                | Stukel        | 0,91          | 0,86          | 0,90          | 0,85          |
|                | Weibull       | 0,57          | 0,46          | 0,59          | 0,47          |
| <b>4</b>       | Aranda-Ordaz  | 0,88          | 0,91          | 0,92          | 0,92          |
|                | Box-Cox       | 0,92          | 0,90          | 0,90          | 0,87          |
|                | Comp. Log-Log | 0,86          | 0,90          | 0,92          | 0,93          |
|                | Logaritmo     | 0,81          | 0,86          | 0,91          | 0,92          |
|                | Potência      | 0,73          | 0,62          | 0,73          | 0,62          |
|                | Stukel        | 0,88          | 0,91          | 0,92          | 0,92          |
|                | Weibull       | 0,56          | 0,45          | 0,62          | 0,51          |
| <b>5</b>       | Aranda-Ordaz  | 0,82          | 0,80          | 0,87          | 0,69          |
|                | Box-Cox       | 0,87          | 0,88          | 0,87          | 0,72          |
|                | Comp. Log-Log | 0,72          | 0,72          | 0,81          | 0,64          |
|                | Logaritmo     | 0,57          | 0,60          | 0,73          | 0,59          |
|                | Potência      | 0,89          | 0,86          | 0,89          | 0,74          |
|                | Stukel        | 0,82          | 0,80          | 0,87          | 0,69          |
|                | Weibull       | 0,68          | 0,73          | 0,80          | 0,68          |

**Tabela 12 - Coeficiente de determinação corrigido ( $r^2$  C.) obtido por Aranda-Ordaz, Box-Cox, Complemento Log-Log, Logaritmo, Potência, Stukel, Weibull para todos os casos nas amostras 6 a 10.**

| <b>Amostra</b> | <b>Função</b> | <b>Caso 1</b> | <b>Caso 2</b> | <b>Caso 3</b> | <b>Caso 4</b> |
|----------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| <b>6</b>       | Aranda-Ordaz  | 0,81          | 0,85          | 0,87          | 0,90          |
|                | Box-Cox       | 0,87          | 0,90          | 0,86          | 0,89          |
|                | Comp. Log-Log | 0,73          | 0,77          | 0,83          | 0,87          |
|                | Logaritmo     | 0,61          | 0,66          | 0,78          | 0,82          |
|                | Potência      | 0,87          | 0,87          | 0,87          | 0,87          |
|                | Stukel        | 0,81          | 0,85          | 0,87          | 0,90          |
|                | Weibull       | 0,67          | 0,73          | 0,79          | 0,80          |
| <b>7</b>       | Aranda-Ordaz  | 0,83          | 0,82          | 0,87          | 0,89          |
|                | Box-Cox       | 0,85          | 0,88          | 0,86          | 0,89          |
|                | Comp. Log-Log | 0,73          | 0,74          | 0,81          | 0,83          |
|                | Logaritmo     | 0,52          | 0,55          | 0,72          | 0,75          |
|                | Potência      | 0,89          | 0,88          | 0,89          | 0,88          |
|                | Stukel        | 0,83          | 0,82          | 0,88          | 0,89          |
|                | Weibull       | 0,75          | 0,69          | 0,84          | 0,81          |
| <b>8</b>       | Aranda-Ordaz  | 0,87          | 0,86          | 0,90          | 0,89          |
|                | Box-Cox       | 0,88          | 0,88          | 0,87          | 0,89          |
|                | Comp. Log-Log | 0,75          | 0,75          | 0,84          | 0,82          |
|                | Logaritmo     | 0,55          | 0,58          | 0,75          | 0,73          |
|                | Potência      | 0,88          | 0,92          | 0,88          | 0,92          |
|                | Stukel        | 0,88          | 0,87          | 0,90          | 0,90          |
|                | Weibull       | 0,69          | 0,71          | 0,80          | 0,83          |
| <b>9</b>       | Aranda-Ordaz  | 0,66          | 0,63          | 0,82          | 0,79          |
|                | Box-Cox       | 0,82          | 0,78          | 0,83          | 0,79          |
|                | Comp. Log-Log | 0,62          | 0,57          | 0,78          | 0,75          |
|                | Logaritmo     | 0,50          | 0,44          | 0,72          | 0,70          |
|                | Potência      | 0,79          | 0,75          | 0,79          | 0,75          |
|                | Stukel        | 0,66          | 0,63          | 0,82          | 0,79          |
|                | Weibull       | 0,50          | 0,50          | 0,60          | 0,61          |
| <b>10</b>      | Aranda-Ordaz  | 0,75          | 0,71          | 0,86          | 0,82          |
|                | Box-Cox       | 0,86          | 0,84          | 0,86          | 0,81          |
|                | Comp. Log-Log | 0,70          | 0,63          | 0,84          | 0,79          |
|                | Logaritmo     | 0,59          | 0,51          | 0,80          | 0,75          |
|                | Potência      | 0,80          | 0,76          | 0,80          | 0,77          |
|                | Stukel        | 0,76          | 0,72          | 0,87          | 0,82          |
|                | Weibull       | 0,54          | 0,54          | 0,66          | 0,65          |

Ressalta-se que a função Weibull, estimou o  $P_{50}$  de 7 amostras dentro de intervalo de interesse para os casos 2 e 4, no entanto, observa-se que as demais amostras apresentaram o  $P_{50}$  estimado de forma aproximada de intervalo de interesse, justificando maiores estudos sobre a influência dos cortes (exclusão de ponto amostrados) no  $P_{50}$ ,  $K_i$  e  $(1/\sigma)$ .

A função de Stukel, assim como Aranda-Ordaz estimou o  $P_{50}$  dentro do intervalo de interesse para 7 amostras, utilizando o caso 1, acredita-se que a robustez dessa função tenha sido em relação ao parâmetro extra ( $\delta = 1,45$ ) determinado, pois possibilitou a simetria da função no ponto de 50%. Observa-se também que os parâmetros de  $K_i$  e  $(1/\sigma)$  sofreram pouca variação entre si, no entanto esta não pode ser comparada a função Probit, devido a diferença encontrada no intervalo de definição da função.

Ressalta-se ainda que as funções de Aranda-Ordaz e Stukel também foram capazes de estimar  $P_{50}$  dentro do intervalo de interesse em amostras com baixa viabilidade inicial. Aranda-Ordaz (1981) relatou que seu modelo assimétrico era uma forma de abranger escalas alternativas, em dados binários, o que corrobora com os  $P_{50}$ ,  $K_i$  e  $(1/\sigma)$  determinados neste trabalho.

Os coeficientes de determinação para as funções em seus melhores casos, quando estimou-se corretamente o  $P_{50}$ , foi superior a 70% para a função de Aranda-Ordaz estimando de forma adequada para 8 das amostras avaliadas, o mesmo foi observado para as funções de Stukel e Potência. Weibull teve os menores valores observados para o coeficiente de determinação corrigido, variado entre 50% e 80%. A função de Weibull é conhecida por sua plasticidade (JORGE; VEIGA; PONTINHA, 1990), o que se sugere mais estudos para essa função, pois acredita-se na possibilidade de obtenção de coeficientes mais robustos.

As limitações das funções assintóticas podem oscilar conforme correção aplicada, nota-se que é necessário delimitar sua área de abrangência, alguns softwares podem fazer o descarte automático desses valores (0,1), entretanto, aqui verifica-se que os casos de sementes iniciadas em 100% as influências nos modelos são maiores ( $\rightarrow \infty$ ), como visto em Weibull (Anexo A).

De tal modo, sugere-se avaliação do  $P_{50}$  da longevidade de sementes de soja pelas funções Aranda-Ordaz, Stukel, Potência e Weibull avaliando-se dentre essas aquela que melhor define o intervalo de interesse obtido pelos dados experimentais.

## 2.4 CONCLUSÕES

O teor de óleo para uma mesma cultivar, quando a diferença em média é acima de 1,5%, associado ao maior tamanho da semente mostraram influência na determinação da longevidade de sementes de soja.

As funções assimétricas permitiram estimativas de  $P_{50}$  mais robustas que Probit, sendo recomendado o uso de Aranda-Ordaz, Stukel, Potência e Weibull, para determinação de  $P_{50}$  em longevidade de sementes de soja, com alta viabilidade inicial.

Para sementes com viabilidade inicial abaixo de 80% as funções de Aranda-Ordaz e Stukel apresentaram resultados mais robustos.

Recomenda-se utilizar os dados sem transformação para as funções de Aranda-Ordaz e Stukel. No entanto as funções Potência e Weibull necessitam da exclusão do tempo 0 (dado inicial), não sendo possível definir quanto a necessidade de correção dos dados em 95%.

Portanto mais estudos são necessários para definir funções adequadas considerando as diferenças de deterioração das sementes.

## REFERENCIAS

ARANDA-ORDAZ, Francisco J.. On two families of transformations to additivity for binary response data. **Biometrika**, [s.l.], v. 68, n. 2, p.357-363, 1981. Oxford University Press (OUP). <http://dx.doi.org/10.1093/biomet/68.2.357>.

BLISS, C. I.. The calculation of the dosage-mortality curve. **Annals Of Applied Biology**, [s.l.], v. 22, n. 1, p.134-167, fev. 1935. Wiley. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1744-7348.1935.tb07713.x>.

CARNEIRO, J. G. A.; AGUIAR, I. B.. Armazenamento de sementes. In: AGUIAR, I.B.; PIÑA-RODRIGUES, F.C.M.; FIGLIOLIA, M.B. (coords.). **Sementes florestais tropicais**. Brasília: ABRATES, 1993. p.333-350.

CARON, R.; POLPO, A.; GOGGANS, P. M.; CHAN, C. Y. Binary data regression: Weibull distribution. **Aip Conference Proceedings**, v.1193, n.1, p.187-193, 2009.

CARON, R. **Regressão de dados binários: Distribuição Weibull**. Dissertação de Mestrado, Universidade Federal de São Carlos, 2010.

CHEN, Ming-hui; DEY, Dipak K.; SHAO, Qi-man. A New Skewed Link Model for Dichotomous Quantal Response Data. **Journal Of The American Statistical Association**, [s.l.], v. 94, n. 448, p.1172-1186, dez. 1999. JSTOR. <http://dx.doi.org/10.2307/2669933>.

CORDEIRO, G.; DEMÉTRIO, C. Modelos lineares generalizados. In: **Simpósio de estatística aplicada à experimentação agrônômica**. SEAGRO, 12.; reunião anual da região brasileira da sociedade internacional de biometria. RBRAS, 52., 2007, Santa Maria. Minicurso. Santa Maria: UFSM, 2007.

ELLIS, R.H. The meaning of viability. In: DICKIE, J.B.; LININGTON, S.H.; WILLIAMS, J.T. (Eds). Seed management techniques for genebanks: a report of a workshop. Rome: **International Board for Plant Genetic Resources**, 1984. 294p.

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

GUMBEL, E. J. Les valeurs extremes des distributions statistiques. **Annales de l'Institut Henri Poincare**, v.5, n.2, p.115-158, 1935.

JORGE, L. A. B.; VEIGA, R. A de; PONTINHA, A. de A. S. A função de Weibull no estudo de distribuições diamétricas em povoamentos de *Pinus elliottii* na estação Experimental de Itapeva. **IPEF**, Piracicaba, v.443, p.54-60, 1990.

KRUSE, M.; GHIASI, K. G.; SCHMOHL, S.. **The seed viability equation for analysing seed storage behaviour**: Uhoh: University Of Hohenheim, 2005.

McCULLAGH, P.; NELDER, J. A.. **Generalized Linear Models**. 2nd Edition, Chapman and Hall, London. 1989.

NAGEL, M.; BÖNNER, A.. The longevity of crop seeds stored under ambient conditions. **Seed Science Research**, Zurich, v. 20, p. 1-12, 2010.

PÁDUA, Gilda Pizzolante de et al. Influência do tamanho da semente na qualidade fisiológica e na produtividade da cultura da soja. **Revista Brasileira de Sementes**, [s.l.], v. 32, n. 3, p.9-16, set. 2010. FapUNIFESP (SciELO). <http://dx.doi.org/10.1590/s0101-31222010000300001>.

PAULA, G. A.. **Modelos de Regressão com apoio computacional**. Instituto de Matemática e Estatística. Universidade de São Paulo. 2004.

PEREIRA LIMA, J. J.; BUITINK, J.; LALANNE, D.; ROSSI, R. F.; PELLETIER, S.; DA SILVA, E. A. A., et al. Molecular characterization of the acquisition of longevity during seed maturation in soybean. **PLoS ONE** 12(7): e0180282. 2017. <http://doi.org.oiolo.sci-hub.cc/10.1371/journal.pone.0180282>

PETTERLE, Ricardo Rasmussen et al.. Comparação e Aplicação de modelos de regressão binária na retenção de capacetes de motocicletas. **Revista Brasileira de Biometria**, Lavras, v. 35, n. 2, p.266-282, 2017.

R Core Team (2018). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>.

ROBERTS, E. H.. Storage environment and the control of viability. In: ROBERTS, E. H. (Ed.). **Viability of seeds**. New York: Syracuse University Press, p.14-58, 1972.

RODRIGUES, C. **Plantabilidade de sementes de soja classificadas por largura**. 2012. 75 f. Tese (Doutorado) - Curso de Agronomia, Programa de Pós-graduação em Ciência e Tecnologia de Sementes, Universidade Federal de Pelotas, Pelotas, 2012. Cap. 3. Disponível em: <[http://guaiaca.ufpel.edu.br/bitstream/123456789/1399/1/tese\\_claiton\\_rodrigues.pdf](http://guaiaca.ufpel.edu.br/bitstream/123456789/1399/1/tese_claiton_rodrigues.pdf)> . Acesso em: 10 nov. 2018.

SANTOS, A. R. P.; FARIA, R. Q.; AMORIM, D. J.; SILVA, E. A. A.; SARTORI, M. M. P. Função de ligação de Cauchy para avaliação de P<sub>50</sub> de longevidade de sementes de soja. **Caderno de Trabalhos do III Encontro Luso-Galaico de Biometria**, Aveiro – Portugal, 2018.

SARTORI, M. M. P.; CANTÃO; R. F.; FARIA, R.Q.; SILVA, E.A.A. Desenvolvimento de um software para avaliação da germinação e longevidade de sementes. **Informativo Abrates**. Volume 27 - nº 2, agosto de 2017.

STEWART, R. R. C. & BEWLEY, J, D.. Lipid peroxidation associated with accelerated aging in soybean axes, - **Plant Physiol**. v. 65, p.245-248,1980.

TANG, Shande et al. An Alternative Model to Predict Corn Seed Deterioration during Storage. **Crop Science**, [s.l.], v. 40, n. 2, p.463-470, 2000. Crop Science Society of America. <http://dx.doi.org/10.2135/cropsci2000.402463x>.

TANG, Shande et al. Survival Characteristics of Corn Seed during Storage. **Crop Science**, [s.l.], v. 39, n. 5, p.1394-1400, 1999. Crop Science Society of America. <http://dx.doi.org/10.2135/cropsci1999.3951394x>.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

As cultivares de soja avaliadas apresentaram diferentes comportamentos durante a longevidade total.

O teor de óleo para uma mesma cultivar, quando a diferença em média é acima de 1,5%, associado ao maior tamanho da semente mostraram influência na determinação da longevidade de sementes de soja.

O uso das funções simétricas e assimétricas estimaram a longevidade em sementes de soja mais robustamente que a função de Probit, quando os dados não seguem distribuição normal.

Contudo, para as funções simétricas a função de Cauchy-SSF foi a que apresentou a maioria dos resultados dentro do intervalo de interesse.

Os usos das funções de Aranda-Ordaz, Stukel, Potência e Weibull são recomendadas para determinação de  $P_{50}$  em longevidade de sementes de soja com alta viabilidade inicial. Para amostras com viabilidade abaixo de 80% a função de Aranda-Ordaz e Stukel propiciam a estimação mais robusta.



## REFERÊNCIAS

- ANDREOLI, Claudinei. Simplificação da equação de viabilidade para predizer a longevidade de sementes de milho e soja. **Pesq. agropec. bras.**, Brasília, v. 39, n. 9, p. 911-917, Sept. 2004.
- ARANDA-ORDAZ, Francisco J.. On two families of transformations to additivity for binary response data. **Biometrika**, [s.l.], v. 68, n. 2, p.357-363, 1981. Oxford University Press (OUP). <http://dx.doi.org/10.1093/biomet/68.2.357>.
- BARROS, G, C, O. Modelos de previsão da falência de empresas: aplicação empírica ao caso das pequenas e médias empresas portuguesas. (Dissertação) - Instituto Superior de Ciências do Trabalho e da Empresa - Departamento De Economia - Lisboa, Portugal, 2008.
- BEWLEY, J. D. et al. Seeds: physiology of development, germination and dormancy. 3. ed. New York: Springer, 2013.
- BLISS, C.I. The calculator of the dosage-mortality curve. **Annals of Applied Biology**, v.22, p.134-167, 1935.
- BONAT, W. H; RIBEIRO JR, P. J.; ZEVIANI, W. M.; Regression models with responses on the unity Interval: specification, estimation and comparison. **Rev. Bras. Biom.**, São Paulo, v.30, n.4, p.415-431, 2012.
- BUITINK, J.; LEPRINCE, O. Glass formation in plant anhydrobiotes: survival in the dry state. **Cryobiology**. v.48, p.215–228, 2004.
- CARNEIRO, J. G. A.; AGUIAR, I. B. Armazenamento de sementes. In: AGUIAR, I.B.; PIÑA-RODRIGUES, F.C.M.; FIGLIOLIA, M.B. (coords.). **Sementes florestais tropicais. Brasília: ABRATES**, p.333-350, 1993.
- CARON, R.; POLPO, A.; GOGGANS, P. M.; CHAN, C. Y. Binary data regression: Weibull distribution. **Aip Conference Proceedings**, v.1193, n.1, p.187-193, 2009.
- Companhia de Abastecimento Nacional (CONAB). 2018.
- CHÂTELAIN, E. et al. Temporal profiling of the heat-stable proteome during late maturation of *Medicago truncatula* seeds identifies a restricted subset of late embryogenesis abundant proteins associated with longevity. **Plant Cell Environment**, Chichester, v. 35, p. 1440-1455, 2012.
- CORDEIRO, G.; DEMÉTRIO, C. Modelos lineares generalizados. In: Simpósio de estatística aplicada à experimentação agrônômica. SEAGRO, 12.; reunião anual da região brasileira da sociedade internacional de biometria. RBRAS, 52. 2007, Santa Maria. Minicurso. Santa Maria: UFSM, 2007.
- CRAMER J. S. The origins and development of the Logit model. University of Amsterdam and Tinbergen Institute, Amsterdam, 2003. Disponível em:

<[http://www.cambridge.org/resources/0521815886/1208\\_default.pdf](http://www.cambridge.org/resources/0521815886/1208_default.pdf)>. Acesso em: 25-07-17.

DONA, M. et al. DNA profiling, telomere analysis and antioxidant properties as tools for monitoring ex situ seed longevity. **Annals of Botany**, London, v. 111, p. 987-998, 2013.

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

FREITAS, L. R.; MARTINS FILHO, S.; RIBEIRO JÚNIOR, J. I.; SILVA, F. F. Comparação das funções de ligação Logit e Probit em regressão binária considerando diferentes tamanhos amostrais **Enciclopédia Biosfera**, Centro Científico Conhecer - Goiânia, v.9, n.17; p. 29-36, 2013.

GUMBEL, E. J. Les valeurs extremes des distributions statistiques. **Annales de l'Institut Henri Poincare**, v.5, n.2, p.115-158, 1935.

HAY, Fiona R.; MEAD, Andrew; BLOOMBERG, Mark. Modelling seed germination in response to continuous variables: use and limitations of probit analysis and alternative approaches. **Seed Science Research**, [s.l.], v. 24, n. 03, p.165-186, 7 jul. 2014. Cambridge University Press (CUP). <http://dx.doi.org/10.1017/s096025851400021x>.

HILL, H. J.; CUNNINGHAM, J. D.; BRADFORD, K. J.; TAYLOR, A. G. Primed Lettuce Seeds Exhibit Increased Sensitivity to Moisture Content During Controlled Deterioration. **HortScience** October 2007 42:1436-1439

HOFFMANN, R.; VIEIRA, S. **Análise de Regressão: Uma introdução à Econometria**. 2. ed. São Paulo: Hucitec, p. 379, 1983.

KRUSE, M.; GHIASI, K. G.; SCHMOHL, S.. **The seed viability equation for analysing seed storage behaviour**: Uhoh: University Of Hohenheim, 2005.

MEAD, A.; GRAY, D.. Prediction of seed longevity: a modification of the shape of the Ellis and Roberts seed survival curves. **Seed Science Research**, [s.l.], v. 9, n. 01, p.63-73, jan. 1999. Cambridge University Press (CUP). <http://dx.doi.org/10.1017/s0960258599000070>.

MCCULLAGH, P.; NELDER, J. A. **Generalized linear models**. 2nd ed. Chapman & Hall/CRC, Boca Raton, Florida. 1989

PAULA, G. A.. **Modelos de Regressão com apoio computacional**. Instituto de Matemática e Estatística. Universidade de São Paulo. 2004.

PEREIRA NETO, Leonel Gonçalves. Longevidade de sementes de *Astronium fraxinifolium* Schott: estudos fisiológicos, bioquímicos e moleculares. 2016. 136 f. Tese (Doutorado) - Curso de Agronomia, Agricultura, Universidade Estadual Paulista - Faculdade de Ciências Agrônômicas (FCA), Botucatu, 2016. Disponível em: <<https://repositorio.unesp.br/handle/11449/148714>>. Acesso em: 05 ago. 2017.

PETTERLE, Ricardo Rasmussen et al. Comparação e Aplicação de modelos de regressão binária na retenção de capacetes de motocicletas. **Revista Brasileira de Biometria**, Lavras, v. 35, n. 2, p.266-282, 2017.

ROBERTS, E.H. Storage environment and the control of viability. In: ROBERTS, E.H. (Ed.). **Viability of seeds**. New York: Syracuse University Press, p.14-58, 1972.

SANTANA, D. G.; RANAL, M. A. Análise de germinação – um enfoque estatístico. Universal de Brasília, p.258, 2004.

SANTOS, A. R. P.; FARIA, R. Q.; AMORIM, D. J.; SILVA, E. A. A.; SARTORI, M. M. P. Função de ligação de Cauchy para avaliação de  $P_{50}$  de longevidade de sementes de soja. **Caderno de Trabalhos do III Encontro Luso-Galaico de Biometria**, Aveiro – Portugal, 2018.

SARTORI, M. M. P.; CANTÃO; R. F.; FARIA, R. Q.; SILVA, E. A. A.. Desenvolvimento de um software para avaliação da germinação e longevidade de sementes. **Informativo Abrates**. Volume 27 - nº 2, agosto de 2017.

SOUSA, I. F. Ajuste de modelos não lineares na descrição de germinação de sementes de café (*Coffea arabica* L.) CV. Catuaí. Dissertação como requisito parcial para obtenção do título de mestre no Curso de Pós-Graduação em Estatística e experimentação agropecuária – UFLA. 2012.

STUKEL, T. A. Generalized logistic models. **Journal of the American Statistical Association**, v.83, n.402, p.426-431, 1988.

TANG, Shande et al. Survival Characteristics of Corn Seed during Storage. **Crop Science**, [s.l.], v. 39, n. 5, p.1400-1406, 1999. Crop Science Society of America. <http://dx.doi.org/10.2135/cropsci1999.3951400x>

## ANEXO

# Anexo A – Ajustes lineares para as amostras 1 e 2 nos respectivos casos de correção 1, 2, 3 e 4 para as funções de Aranda-Ordaz, Box-Cox, Complemento Log-Log, Potência, Stukel e Weibull.

