

UNIVERSIDADE ESTADUAL DE PONTA GROSSA
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA E CIÊNCIAS DOS
MATERIAIS

OSMARI ADEMIR HOFFMANN DO CANTO

APLICAÇÃO DE ANÁLISE ESTATÍSTICA NAS CURVAS σ -N DA LIGA DE
ALUMÍNIO 7050-T7451 DE APLICAÇÃO ESTRUTURAL

PONTA GROSSA 2013

OSMARI ADEMIR HOFFMANN DO CANTO

APLICAÇÃO DE ANÁLISE ESTATÍSTICA NAS CURVAS σ -N DA LIGA DE
ALUMÍNIO 7050-T7451 DE APLICAÇÃO ESTRUTURAL

Dissertação apresentada para obtenção do
título de mestre na Universidade Estadual de
Ponta Grossa, Área de concentração Ciências
e Engenharia de Materiais.

Orientador: Prof. Dr. André Luis Moreira de
Carvalho

PONTA GROSSA 2013

Canto, Osmari Ademir Hoffmann do

**C232a Aplicação de análise estatística nas curvas σ -N da liga de alumínio 7050-T7451 de aplicação estrutural/ Osmari Ademir Hoffmann do Canto. Ponta Grossa, 2013.
133 f.**

**Dissertação (Mestrado em Engenharia e Ciência de Materiais),
Universidade Estadual de Ponta Grossa.
Orientador: Prof. Dr. André Luis Moreira de Carvalho.**

1. Fadiga. 2. Confiabilidade. 3. Funções de distribuição. 4. Curvas σ -N. I. Carvalho, André Luis Moreira de. II. Universidade Estadual de Ponta Grossa. Mestrado em Engenharia e Ciência de Materiais. III. T.

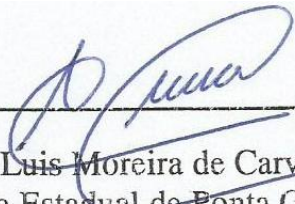
CDD: 669.722|

OSMARI ADEMIR HOFFMANN DO CANTO

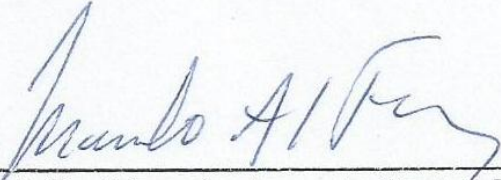
APLICAÇÃO DE ANÁLISE ESTATÍSTICA NAS CURVAS σ -N DA LIGA DE
ALUMÍNIO 7050-T7451 DE APLICAÇÃO ESTRUTURAL

Dissertação apresentada como requisito para obtenção do grau de Mestre no Programa de Pós-Graduação em Engenharia e Ciência de Materiais na Universidade Estadual de Ponta Grossa, Área de concentração Ciências e Engenharia de Materiais

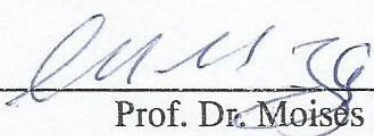
Ponta Grossa, 28 de agosto de 2013.



Prof. Dr. André Luis Moreira de Carvalho – Orientador
Universidade Estadual de Ponta Grossa - UEPG



Prof. Dr. Marcelo Augusto Santos Torres
Universidade Estadual Paulista – UNESP/FEG



Prof. Dr. Moisés Meza Pariona
Universidade Estadual de Ponta Grossa - UEPG

AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar ao Professor Dr. André Luis Moreira de Carvalho por toda sua paciência e boa vontade em me atender, por sua insistência em me fazer avançar quando as coisas ficavam difíceis.

Agradeço também a toda a direção do curso que me recebeu de braços abertos propiciando esta oportunidade de realizar este sonho que parecia tão distante.

A minha esposa e filhos que souberam entender os meus momentos de ausência para dedicar-me aos estudos.

RESUMO

Havendo a necessidade de se apresentar resultados cada vez mais confiáveis no que diz respeito à vida em fadiga da liga de alumínio 7050-T7451 de aplicação estrutural o presente trabalho norteia seu foco principal na realização de uma análise estatística dos dados de fadiga coletados a partir de ensaios de fadiga axial realizados em espécimes desta liga. Os dados coletados a partir destes ensaios podem ser tratados por vários tipos de funções de distribuição. Cada função apresenta particularidades que possuem relação direta com a natureza dos dados coletados. Dessa forma funções diferentes podem apresentar resultados diferentes quando aplicadas ao mesmo conjunto de dados. Sendo assim, nem sempre fica claro qual função de distribuição apresentou o resultado mais confiável em relação aos dados analisados. Para o tratamento estatístico, utilizou-se a ferramenta MINITAB Release 13.0 onde foram analisadas quatro funções de distribuição, Weibull, Lognormal Base e , Loglogística e Normal. A escolha da função que melhor representou os dados foi baseada em dois métodos, o primeiro foi o método gráfico, onde foi obtida uma análise qualitativa da distribuição dos dados de fadiga, o segundo foi o método analítico que permite fazer uma análise quantitativa dos resultados. Para a definição da função que apresentou o melhor resultado, foram realizadas comparações das estatísticas de maior relevância, principalmente o valor de Anderson Darling, que foi o teste de aderência utilizado no trabalho. Além deste método foram também realizadas comparações entre os erros referentes à probabilidade de falha a 50% e também dos valores dos intervalos de confiança. As curvas $\sigma - N$ foram plotadas a partir dos melhores valores apresentados para cada nível de tensão. Os resultados obtidos após o tratamento estatístico de todos os valores de vida em fadiga mostraram que para os níveis de tensão mais elevados (fadiga de baixo ciclo), qualquer uma das quatro funções estudadas consegue apresentar boa aderência aos dados de fadiga com erros considerados pequenos. Para os valores referentes a níveis de tensão médios, onde começaram a surgir dispersões mais consideráveis, as quatro funções ainda mostraram boa aderência, mas apresentaram erros mais significativos. Ao tratar os conjuntos de dados de fadiga de alto ciclo, as funções não obtiveram um bom desempenho na aderência aos dados, pois, apresentaram valores muito elevados para a estatística de Anderson Darling. Nesses casos a função Loglogística se mostrou mais eficiente conseguindo apresentar melhores resultados até mesmo em conjuntos onde houveram valores censurados (amostras que não falharam). Com isso, pode-se afirmar que as curvas de fadiga obtidas a partir deste método fornecem resultados mais confiáveis, garantindo maior segurança na previsão de vida em fadiga de componentes construídos com a liga de alumínio 7050-T7451.

Palavras chave: fadiga, confiabilidade, funções de distribuição, curvas $\sigma - N$.

ABSTRACT

Given the importance of presenting ever more reliable results with respect to the fatigue life of aluminum alloy 7050-T7451 application of this structural work guided their main focus on carrying out a statistical analysis of fatigue data collected from Axial fatigue tests conducted on specimens of this alloy. The data collected from these tests may be treated by various types of distribution functions, each function has some special features that have direct relation to the nature of the data collected thus different functions may have different results when applied to the same data set. Therefore it is not always clear which distribution function presented the results more reliable in relation to the data analyzed. For the statistical treatment of the data we used the statistical tool Minitab Release 13.0 which were analyzed four functions of distribution, Weibull, Lognormal Base and Loglogística and Normal. The choice of the function that best represented the data was based on two methods, graph method, where we obtained a qualitative analysis of the distribution of fatigue data and analytical method which produced a quantitative analysis of the results. For the definition of the function that showed the best results, comparisons were made of the most relevant statistics, especially the value of Anderson Darling test that was used in the work of adhesion. In addition to this statistical comparisons were also made errors regarding the probability of failure of 50% and also the values of the confidence intervals. The curves $\sigma - N$ were plotted from the best figures for each voltage level. The results obtained after the statistical treatment of all values of fatigue life showed that for higher voltage levels (low cycle fatigue) any of the four functions studied can provide good adhesion to the fatigue data with errors quite small, as expected. For the values for medium voltage levels, which began to appear more substantial dispersions four functions still showed good adhesion, but showed most significant errors. When dealing with data sets of high cycle fatigue where stress levels were lower, the functions not performed well in fitting to the data, therefore, showed very high values of Anderson Darling statistic in which case the function is Loglogística was very efficient achieving produce good results even in groups where there were censored values (samples that did not fail). Thus it can be stated that the fatigue curves obtained from this method provide more reliable results, ensuring more security in predicting fatigue life of components built with aluminum alloy 7050-T7451.

Keywords: fatigue, reliability, distribution functions, curves $\sigma - N$.

LISTA DE FIGURAS

Figura 2.1 – Esquema representativo do processo Bayer.....	16
Figura 2.2 – Representação de célula usada para produção de alumínio.....	16
Figura 2.3 – Gráfico das etapas de tratamento térmico da liga 7050–T7451.....	22
Figura 2.4 – Gráfico representativo de ciclo de tensões alternadas.....	24
Figura 2.5 – Gráfico representativo de ciclo de tensões flutuantes.....	25
Figura 2.6 – Gráfico representativo de ciclo de tensões aleatórias.....	25
Figura 2.7 – Proporção dos estágios de uma falha por fadiga em material metálico.....	26
Figura 2.8 - Microdeformação levando à formação da trinca de fadiga. (a) Deformação estática; (b) deformação de fadiga originando um entalhe superficial (intrusão); (c) deformação de fadiga originando extrusão.....	26
Figura 2.9 – Exemplo de superfície de fratura por fadiga mostrando estrias de fadiga.....	27
Figura 2.10 – Aspecto de uma superfície de falha por fadiga com indicação de seus respectivos estágios.....	28
Figura 2.11 – A - curva σ -N típica de material que apresenta limite de resistência à fadiga; B - curva típica de material que não apresenta limite de resistência à fadiga.....	29
Figura 2.12 – Exemplo de montagem de estrutura para ensaio de fadiga em componente real, asa e fuselagem de um avião Boeing 787 Dreamliner.....	30
Figura 2.13 – Esquema de máquina usada em ensaio de fadiga por flexão rotativa.....	30
Figura 2.14 – Representação estatística dos dados de fadiga.....	31
Figura 2.15 – Representação gráfica de uma função de densidade de probabilidade.....	36
Figura 2.16 – Representação gráfica de uma Função acumulada de Falha.....	37
Figura 2.17 - Representação gráfica de uma função de confiabilidade.....	38
Figura 2.18 - Representação gráfica de uma função de taxa de risco.....	39
Figura 2.19 – Representação de uma curva típica para função normal.....	41
Figura 2.20 – Gráfico representativo da função de densidade de probabilidade de Weibull para diferentes valores de β	43
Figura 2.21 – Função densidade de probabilidade Lognormal para $\mu = 1$ e σ variável.....	45
Figura 2.22 – Gráfico da função densidade loglogística para γ variável.....	46
Figura 2.23 – Modelo de gráfico de probabilidade com intervalo de confiança para função Weibull.....	50
Figura 2.24 – Modelo de gráfico de probabilidade com intervalo de confiança para função Loglogística.....	50

Figura 3.1 Corpo de prova utilizado no ensaio de fadiga axial.....	53
Figura 3.2 – Tela da ferramenta estatística MINITAB Release 13.0, organização dos dados..	54
Figura 3.3– Tela da ferramenta estatística MINITAB Release 13.0. Módulo Stat.....	54
Figura 3.4 Tela do Módulo Distribution ID Plot- Right Cens e ícone opções.....	55
Figura 3.5 Tela do Módulo Parametric Dist Analysis-Right Censoring.....	56
Figura 4.1 – Gráficos de probabilidade para as quatro funções estatísticas na tensão de 304 MPa (MBT).....	60
Figura 4.2 – Gráficos de probabilidade para as quatro funções estatísticas na tensão de 282 MPa (MBT).....	62
Figura 4.3– Gráficos de probabilidade de falha para as quatro funções estatísticas na tensão de 260 MPa (MBT).....	63
Figura 4.4 – Gráficos de probabilidade para tensão de 174 MPa para as quatro funções estatísticas.....	64
Figura 4.5 - Curva σ -N para dados de fadiga axial, material base na direção T.....	66
Figura 4.6 – Gráficos de probabilidade para tensão de 304 MPa para as quatro funções estatísticas (MBL).....	67
Figura 4.7 – Gráficos de probabilidade para tensão de 260 MPa para as quatro funções estatísticas (MBL).....	68
Figura 4.8 – Gráficos de probabilidade para tensão de 217 MPa para as quatro funções estatísticas (MBL).....	69
Figura 4.9– Gráficos de probabilidade para tensão de 174 MPa para as quatro funções estatísticas (MBL).....	71
Figura 4.10 - Curva σ -N para dados de fadiga axial, material base na direção L.....	72
Figura 4.11 – Gráficos de probabilidade para tensão de 304 Mpa para as quatro funções estatísticas (SPCL).....	74
Figura 4.12 – Gráficos de probabilidade para tensão de 282 MPa para as quatro funções estatísticas (SPCL).....	75
Figura 4.13 – Gráficos de probabilidade para tensão de 260 MPa para as quatro funções estatísticas (SPCL).....	76
Figura 4.14 – Gráficos de probabilidade para tensão de 239 MPa para as quatro funções estatísticas (SPCL).....	78
Figura 4.15 – Gráficos de probabilidade para tensão de 217 MPa para as quatro funções estatísticas (SPCL).....	79

Figura 4.16 - Curva σ -N para dados de fadiga axial, (SPCL).....	80
Figura 4.17 – Gráficos de probabilidade para tensão de 304 MPa para as quatro funções estatísticas (SPCT).....	81
Figura 4.18 – Gráficos de probabilidade para tensão de 282 MPa para as quatro funções estatísticas (SPCT).....	83
Figura 4.19 – Gráficos de probabilidade para tensão de 260 MPa para as quatro funções estatísticas (SPCT).....	84
Figura 4.20 – Gráficos de probabilidade para tensão de 239 MPa para as quatro funções estatísticas (SPCT).....	85
Figura 4.21 – Gráficos de probabilidade para tensão de 217 MPa para as quatro funções estatísticas (SPCT).....	86
Figura 4.22 – Curva σ -N referente aos dados de fadiga da Tabela 3.41 (SPCT).....	88
Figura 4.23 – Gráficos de probabilidade para tensão de 304 MPa para as quatro funções estatísticas (SPVL).....	89
Figura 4.24 – Gráficos de probabilidade para tensão de 282 MPa para as quatro funções estatísticas (SPVL).....	91
Figura 4.25 – Gráficos de probabilidade para tensão de 271 MPa para as quatro funções estatísticas (SPVL).....	92
Figura 4.26 – Gráficos de probabilidade para tensão de 260 MPa para as quatro funções estatísticas (SPVL).....	93
Figura 4.27 – Curva σ -N referente aos dados de fadiga da Tabela 3.52 (SPVL).....	95
Figura 4.28 – Gráficos de probabilidade para tensão de 304 MPa para as quatro funções estatísticas (SPVT).....	96
Figura 4.29 – Gráficos de probabilidade para tensão de 282 MPa para as quatro funções estatísticas (SPVT).....	97
Figura 4.30 – Gráficos de probabilidade para tensão de 271 MPa para as quatro funções estatísticas (SPVT).....	98
Figura 4.31 – Gráficos de probabilidade para tensão de 260 MPa para as quatro funções estatísticas (SPVT).....	100
Figura 4.32 – Curva σ -N referente aos dados de fadiga da Tabela 3.60 (SPVT).....	101
Figura 4.33 – Gráficos de probabilidade para tensão de 260 MPa para as quatro funções estatísticas (SPCL + Cr).....	103

Figura 4.34 – Gráficos de probabilidade para tensão de 239 MPa para as quatro funções estatísticas (SPCL + Cr).....	104
Figura 4.35 – Gráficos de probabilidade para tensão de 228 MPa para as quatro funções estatísticas (SPCL + Cr).....	106
Figura 4.36 – Gráficos de probabilidade para tensão de 217 MPa para as quatro funções estatísticas (SPCL + Cr).....	107
Figura 4.37 – Curva σ -N referente aos dados de fadiga da Tabela 3.70 (SPCL + Cr).....	108
Figura 4.38 – Gráficos de probabilidade para tensão de 260 MPa para as quatro funções estatísticas (SPCT + Cr).....	109
Figura 4.39 – Gráficos de probabilidade para tensão de 239 MPa para as quatro funções estatísticas (SPCT + Cr).....	111
Figura 4.40 – Gráficos de probabilidade para tensão de 239 MPa para as quatro funções estatísticas (SPCT + Cr).....	112
Figura 4.41 – Curva σ -N referente aos dados de fadiga da Tabela 3.77 (SPCT + Cr).....	113
Figura 4.42 – Gráficos de probabilidade para tensão de 304 MPa para as quatro funções estatísticas (SPVL + Cr).....	115
Figura 4.43 – Gráficos de probabilidade para tensão de 282 MPa para as quatro funções estatísticas (SPVL + Cr).....	116
Figura 4.44 – Gráficos de probabilidade para tensão de 271 MPa para as quatro funções estatísticas (SPVL+ Cr).....	117
Figura 4.45 – Gráficos de probabilidade para tensão de 260 MPa para as quatro funções estatísticas (SPVL+ Cr).....	119
Figura 4.46 – Curva σ -N referente aos dados de fadiga da Tabela 3.86 (SPVL + Cr).....	120
Figura 4.47 – Gráficos de probabilidade para tensão de 304 MPa para as quatro funções estatísticas (SPVT+ Cr).....	121
Figura 4.48 – Gráficos de probabilidade para tensão de 282 MPa para as quatro funções estatísticas (SPVT+ Cr).....	122
Figura 4.49 – Gráficos de probabilidade para tensão de 271 MPa para as quatro funções estatísticas (SPVT+ Cr).....	123
Figura 4.50 – Gráficos de probabilidade para tensão de 260 MPa para as quatro funções estatísticas (SPVT+ Cr).....	125
Figura 4.51 – Curva σ -N referente aos dados de fadiga da Tabela 3.95 (SPVT + Cr)	

SUMÁRIO

Capítulo 1 – Introdução.....	13
1.2 Objetivos	14
Capítulo 2 – Revisão de Literatura.....	15
2.1 Alumínio – Aspectos Gerais.....	15
2.1.1 Principais Características do alumínio	17
2.1.2 Alumínio – Tipos de Ligas e Tratamentos.....	17
2.1.3 Alumínio – Ligas Trabalháveis – Designação.....	18
2.1.4 Alumínio – Ligas Fundidas – Designação	20
2.1.5 A Liga 7050-T7451	21
2.2 Fadiga em Metais.....	22
2.2.1 Fadiga – Tipos de Carregamento.....	23
2.2.2 Processo de Falha por Fadiga.....	25
2.2.3 Curvas de Fadiga.....	28
2.2.4 Ensaios de Fadiga.....	29
2.2.5 Tratamento Estatístico dos Dados de Ensaio de Fadiga.....	31
2.3 Métodos Estatísticos e Confiabilidade.....	32
2.3.1 confiabilidade – Uma Visão Geral.....	32
2.3.2 Testes de vida Acelerado.....	33
2.3.3 Censura em Ensaios de Fadiga.....	34
2.4 Principais Funções Relacionadas à Confiabilidade.....	35
2.4.1 Função Densidade de Probabilidade.....	35
2.4.2 Função Acumulada de falha.....	36
2.4.3 Função de Confiabilidade.....	37
2.4.4 Função Taxa de Risco.....	38
2.4.5 MTTF – Média de tempo Até a Falha.....	39
2.5 Distribuições Estatísticas e Fadiga- Métodos Paramétricos.....	40

2.5.1 Modelo Normal de Distribuição	41
2.5.2 Modelo Weibull de Distribuição.....	42
2.5.3 Modelo Lognormal de Distribuição.....	45
2.5.4 Modelo Loglogística de Distribuição	46
2.6 Parâmetros das distribuições de Probabilidade	47
2.6.1 Parâmetros de Forma	47
2.6.2 Parâmetros de escala	47
2.6.3 Parâmetros de Localização	48
2.7 Métodos para Estimação dos Parâmetros.....	48
2.7.1 Verificação da Aderência da Distribuições	49
2.7.2 Métodos gráficos.....	49
2.7.3 Métodos Analíticos.....	51
Capítulo 3 Procedimento Experimental	52
3.1 Materiais	52
3.2 Corpos de Prova	52
3.2.1 Condições dos Ensaios.....	53
3.3 Tratamento Estatístico dos Dados.....	53
3.4 Procedimento Estatístico	57
Capítulo 4 Resultados e Discussão	59
4.1 Dados de Fadiga Utilizados no Trabalho	59
4.2 Resultados do Tratamento Estatístico da Tabela 4.1 (MBT)	59
4.3 - Resultados de Tratamento Estatístico da Tabela 4.20 (SPCL).....	66
4.4 Resultados de Tratamento Estatísticos da Tabela 4.20 (SPCT).....	73
4.5 Resultados de Tratamento Estatísticos da Tabela 4.43 (SPVL).....	81
4.6 Resultados de Tratamento Estatísticos da Tabela 4.43 (SPVT).....	88
4.7 Resultados de Tratamento Estatísticos da Tabela 4.62 (SPCL+Cr).....	95
4.8 Resultados de Tratamento Estatísticos da Tabela 4.62 (SPCT+Cr).....	102
4.9 Resultados de Tratamento Estatísticos da Tabela 4.79 (SPVL+Cr).....	109
4.10 Resultados de Tratamento Estatísticos da Tabela 4.79 (SPVT+Cr).....	114
4.11 - Resultados de Tratamento Estatístico da Tabela 4.79 (SPVT+Cr).....	120

Capítulo 5	127
5.1 Discussões	127
5.2 Conclusões	128
Referência Bibliográfica	130

CAPÍTULO 1

INTRODUÇÃO

Tendo seus primeiros estudos datados no século XVIII, o fenômeno de falha por fadiga pode ocorrer em qualquer componente ou estrutura metálica que durante sua utilização venha a sofrer um carregamento cíclico de tensões. Por ser um tipo de falha que geralmente acontece sem a indicação de deformações aparentes é bastante difícil de ser detectada, podendo assim causar acidentes catastróficos, uma vez que aviões, automóveis, trens, pontes, torres e uma infinidade de outros equipamentos estão sujeitos a este tipo de falha.

Levando em conta que cerca de 90% das falhas ocorridas em componentes ou estruturas metálicas têm ligação com o fenômeno de fadiga, o levantamento de dados a respeito deste tipo de falha, vem ganhando cada vez mais importância no desenvolvimento de projetos. Sendo assim, a utilização de métodos estatísticos confiáveis possui relevante papel para o estudo dos dados de fadiga.

As medidas de confiabilidade dos produtos são de fundamental importância no desenvolvimento de programas de prevenção, pois permitem realizar previsões sobre quanto tempo um equipamento poderá ser utilizado de forma segura sem apresentar algum tipo de falha. No entanto o levantamento destas medidas nem sempre é uma tarefa simples, uma vez que os dados utilizados para o cálculo destas medidas de confiabilidade são na sua maioria provenientes de ensaios laboratoriais e com frequência apresentam consideráveis dispersões.

Os dados coletados em ensaios de fadiga podem ser tratados por vários tipos de funções de distribuição, entre as mais conhecidas estão, Weibull, Normal, Gama, Exponencial, além das funções logarítmicas. Cada função apresenta particularidades que possuem relação direta com a natureza dos dados coletados. Com isso funções de distribuição diferentes, podem apresentar resultados diferentes quando aplicadas ao mesmo conjunto de dados. Desta forma, nem sempre fica claro qual função de distribuição apresenta o resultado mais confiável em relação aos dados analisados, o que dá relevante importância ao desenvolvimento de uma metodologia de análise eficaz, que permita a tomada de decisão sobre qual ou quais funções estatísticas utilizar no tratamento de dados de fadiga.

1.1 OBJETIVOS

O presente trabalho teve como objetivo principal a realização de uma análise estatística em vários conjuntos de dados de fadiga axial, objetivando alcançar resultados confiáveis de probabilidade de falha. As funções de distribuição estatística estudadas no presente trabalho foram Weibull, Lognormal Base e , Normal e Loglogística.

Os resultados das análises de distribuição estatística foram realizados separadamente para cada nível de tensão, objetivando definir qual das funções, dentre as quatro estudadas, apresentou maior confiabilidade na representação dos valores de vida em fadiga analisados. Consequentemente, as curvas de fadiga obtidas a partir do número de ciclos correspondente a probabilidade de falha a 50% devem apresentar um traçado mais próximo da realidade.

CAPÍTULO 2

REVISÃO DE LITERATURA

2.1 ALUMÍNIO – ASPECTOS GERAIS

O alumínio por ser um material presente no cotidiano da grande maioria da população tem sido foco de muitas pesquisas. Estas pesquisas são de grande importância para que se possa entender suas possíveis utilizações, conhecer suas características, suas propriedades, além dos efeitos e consequências da presença deste elemento na vida dos indivíduos.

A partir de informações encontradas em ABAL apud CAMARGO (2007), o alumínio é um dos metais não ferrosos mais produzidos no mundo e sua utilização tornou-se possível e viável graças a sua grande disponibilidade, à evolução dos processos de fabricação e tratamentos térmicos.

A importância deste metal no setor industrial fica evidenciada pelo fato de estar entre os metais de maior consumo anual e por ser considerado o mais importante dos metais não ferrosos. Graças as suas características físico-químicas, com destaque para seu baixo peso específico, quando comparado com outros metais de grande consumo, resistência à corrosão e alta condutibilidade elétrica/térmica, o alumínio é um metal que pode ser utilizado em diversos setores da indústria (ABAL, 2007).

Segundo ABAL (2007), o alumínio foi descoberto por Sir Humphrey Davy em 1809, e foi isolado pela primeira vez em 1825 por H. C. Oersted. Mas, apenas em 1886 é que foi desenvolvido um método economicamente viável para a fabricação deste metal.

A descoberta deste método foi realizada por dois cientistas que trabalhavam de forma independente, Charles Martin Hall, nos Estados Unidos, e Paul Louis Héroult, na França. Ambos conseguiram simultaneamente desenvolver o mesmo procedimento eletrolítico para reduzir a alumina em alumínio, tal procedimento ficou conhecido como método Hall-Héroult.

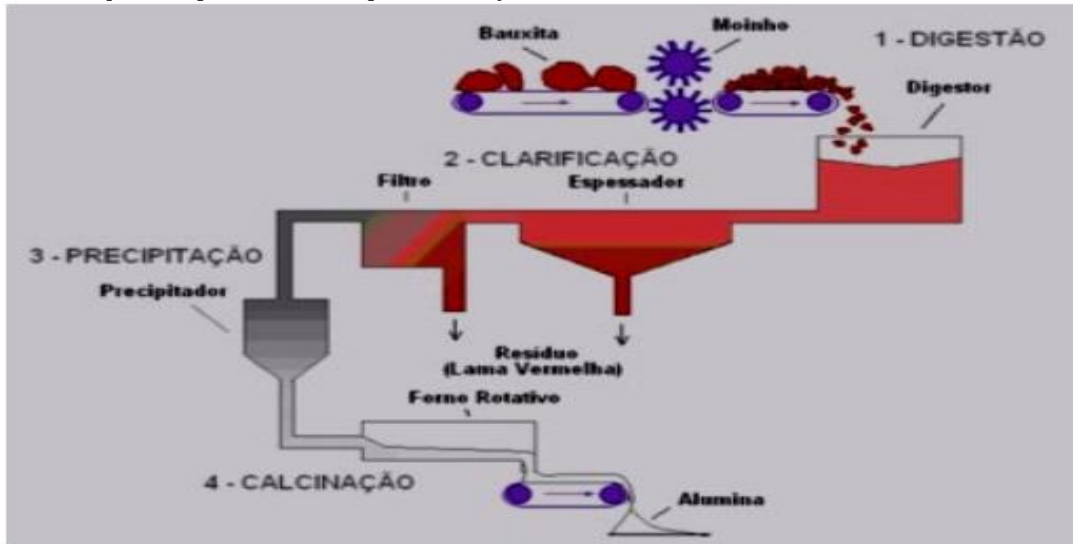
Segundo (LEE 2008), um dos principais elementos usados na produção do alumínio é a bauxita que pode ter como composição química ($\text{Al}_2\text{O}_3\cdot\text{H}_2\text{O}$). Da bauxita através de um processo conhecido como processo Bayer, extrai-se a alumina (Al_2O_3), que posteriormente passa pelo processo Hall-Héroult para ser reduzida em alumínio.

O processo Bayer é o principal meio de refinação industrial da bauxita para a produção de alumina, neste processo a bauxita é digerida por lavagem com uma solução quente de hidróxido de sódio, NaOH, a 175°C, o que converte a alumina em hidróxido de

alumínio, em seguida este composto passa por clarificação, filtragem e calcinação resultando a alumina. (BRINKER & SCHERRER, 1990)

O processo pode ser visto de forma simplificada na Figura 2.1.

Figura 2.1 – Esquema representativo do processo Bayer

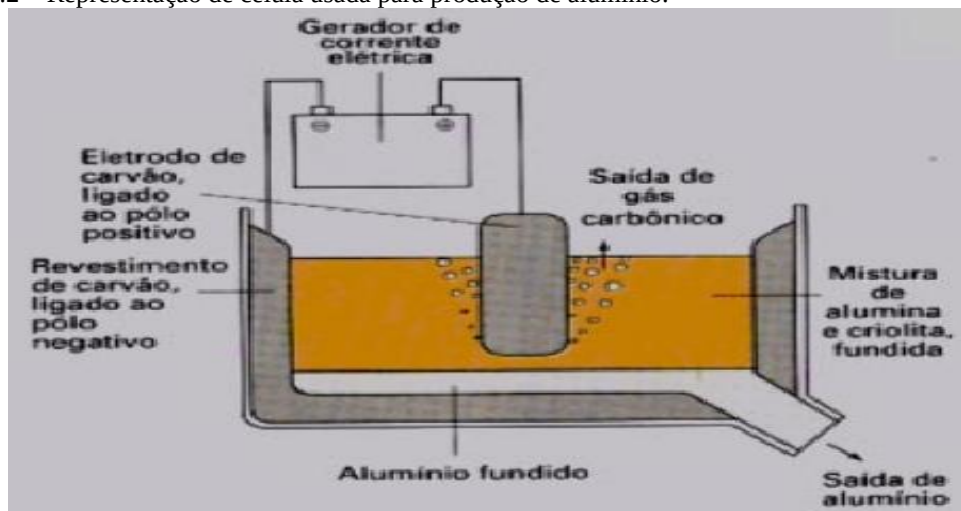


Fonte: www.materia.coppe.ufrj.br

Estimativas apontam que para se produzir duas toneladas de alumina, são necessárias cinco toneladas de bauxita, sendo que das duas toneladas de alumina é possível produzir uma tonelada de alumínio primário. (ABAL, 2012).

No processo de redução, a alumina (Al_2O_3) é fundida com criolita $\text{Na}_3(\text{AlF}_6)$, sendo eletrolisado em tanques de aço revestido com grafite, que tem função catódica. A célula de produção opera continuamente, onde em determinados intervalos de tempo o alumínio fundido é removido para adição de novas porções de alumina, a Figura 2.2 mostra o esquema de uma célula usada para este processo.

Figura 2.2 – Representação de célula usada para produção de alumínio.



Fonte: www.educacao.uol.com.br

2.1.1 PRINCIPAIS CARACTERÍSTICAS DO ALUMÍNIO

O alumínio é um material relativamente dúctil, apresenta pouca resistência mecânica quando em seu estado puro, tem seu ponto de fusão em 660 °C e ponto de ebulição em 2467 °C. Quando combinado com outros elementos pode formar ligas que apresentam excelentes propriedades mecânicas. (LEE, 2008).

Sua densidade de 2,73 g cm⁻³ faz com que este metal apresente muitas vantagens em relação a outros materiais metálicos, sendo assim bastante utilizado em equipamentos aeronáuticos, rodoviários e de navegação.

É um material que apresenta excelente condutividade elétrica e térmica (50 a 60% da condutividade do cobre), podendo ser utilizado em trocadores de calor, evaporadores, aquecedores, cilindros e radiadores automotivos. Apresenta boa resistência à corrosão atmosférica, corrosão em meio aquoso, (inclusive água salgada), solventes, óleos etc.

Por apresentar estrutura CFC, o alumínio é um material que possui ductilidade elevada, permitindo a conformação de componentes com elevadas taxas de deformação.

Por não ser um material ferromagnético, é amplamente utilizado na fabricação de componentes eletroeletrônicos. Não é tóxico, portanto pode ser aplicado em embalagens que são utilizadas na indústria alimentícia. (LEE, 2008).

2.1.2 ALUMÍNIO – TIPOS DE LIGAS E TRATAMENTOS

As ligas de alumínio foram desenvolvidas com a finalidade de melhorar as propriedades mecânicas deste material, sem causar prejuízo as suas principais características. Além do desenvolvimento das ligas, foram desenvolvidos vários tipos de tratamentos que ajudam a melhorar a resistência deste material.

Atualmente a grande variedade de ligas comerciais de alumínio e de tratamentos térmicos existentes, fornecem combinações específicas de resistência mecânica, tenacidade à fratura, resistência à fadiga, resistência à corrosão, soldabilidade etc.

Levando em conta tais características e a importância das elevadas relações resistência/massa específica, o fato de não apresentarem transição brusca dúctil-frágil no comportamento em fratura com o abaixamento da temperatura, tornam as ligas de alumínio materiais ideais para aplicações estruturais em diversas temperaturas e níveis de carregamento.

As propriedades das ligas de alumínio dependem dos elementos de liga adicionados, da microestrutura obtida durante a solidificação, dos tratamentos térmicos no caso de ligas

tratáveis termicamente, e dos processos de conformação para o caso de ligas trabalháveis. (TOTTEN & MACKENZIE, 2003).

Os principais elementos usados na fabricação das ligas de alumínio são, cobre (Cu), magnésio (Mg), manganês (Mn), Silício (Si) e Zinco (Zn), mas elementos como níquel (Ni), cromo (Cr), titânio (Ti) dentre outros, são comumente utilizados em pequenas quantidades para obter propriedades específicas.

De acordo com o sistema de designação apresentado pela *Aluminum Association*, as ligas de alumínio podem ser divididas em dois grupos distintos.

As ligas conformadas ou trabalhadas, que são ligas destinadas à fabricação de produtos semiacabados, como laminados planos (placas, chapas e folhas), laminados não planos (tarugos, barras e arames), perfis extrudados, componentes forjados e as ligas fundidas, que são ligas destinadas a fabricação de componentes fundidos.

Ainda dentro destes dois grupos, é possível encontrar uma subdivisão que separa as ligas em ligas tratáveis e não tratáveis termicamente. Um tratamento térmico pode ser considerado como qualquer processo de aquecimento ou resfriamento, realizado com a intenção de modificar propriedades mecânicas, estrutura metalúrgica ou estado de tensões internas de um material ou componente metálico.

No caso das ligas de alumínio os tratamentos térmicos são realizados com a finalidade de endurecer o material e aumentar sua resistência.

Estudos referentes às ligas de alumínio confirmam que, se somadas, as ligas conformadas ou trabalháveis e as ligas fundidas, existem mais de 600 ligas reconhecidas industrialmente. (ABAL, 2003)

2.1.3 ALUMÍNIO – LIGAS TRABALHÁVEIS - DESIGNAÇÃO

Segundo os critérios da Aluminum Association, o sistema de designação, apresentado para os materiais trabalhados é composto de quatro dígitos, O primeiro dígito classifica a liga pela série, tendo como referência o principal elemento adicionado; o segundo, quando diferente de zero, indica a modificação realizada na liga básica; o terceiro e o quarto indicam, no caso do alumínio, o teor mínimo deste metal, enquanto que, para as ligas, identificam as de composição específica.

Na Tabela 2.1 estão especificadas as séries de ligas existentes com os seus principais elementos de liga adicionados para a indicação da composição.

Tabela 2.1 – Sistema de designação do alumínio e ligas de alumínio trabalhável

ALUMINIO E SUAS LIGAS - TRABALHAVEIS	
Designação da série	Indicação da composição
1XXX	99,00% alumínio
2XXX	cobre
3XXX	manganês
4XXX	silício
5XXX	magnésio
6XXX	magnésio e silício
7XXX	zinco
8XXX	outros elementos
9XXX	futuras ligas

Fonte: ABAL, 2006

No caso das ligas de alumínio trabalhado da série 1XXX, tomando como exemplo uma liga 1099, os dois últimos dígitos indicam que a liga contém 99,99% de alumínio, o segundo dígito como é zero, indica que a liga base não sofreu alteração, ou seja, não foi ligado. O primeiro dígito indica a série da liga segundo seu principal elemento de liga, que neste caso é o próprio alumínio.

No grupo de ligas das séries de 2XXX a 9XXX, os dois últimos dígitos não possuem significado numérico, apenas indicam diferentes ligas dentro da mesma série, o segundo dígito indica modificações no limite de impurezas ou adição de elementos de liga. No caso deste trabalho a liga utilizada para a realização dos ensaios foi a liga 7050, que é uma liga que não sofreu modificação na liga base, pois o segundo dígito é zero.

Além da designação da série, existe também a designação para o tipo de tratamento térmico ou mecânico pelo qual passou o material. Em se tratando de ligas de alumínio, as designações são dadas por um sistema alfa numérico, onde são usadas as letras, F, O, H, W, e T. (TOTTEN & MACKENZIE, 2003; ABAL, 2006).

F - material como fabricado, usualmente aplicado em produtos oriundos de conformação mecânica.

O - material recozido, aplicado a materiais trabalhados que são recozidos com a finalidade de diminuir a resistência mecânica, ou fundidos que são recozidos para aumentar a ductilidade.

H - faz referência a produtos endurecidos por encruamento, este grupo pode ser subdividido em:

H1 – produtos conformados e encruados.

H2 – produtos encruados e parcialmente recozidos para certo valor de dureza.

H3 – Produtos encruados e envelhecidos naturalmente.

W – material solubilizado é uma designação específica para ligas que envelhecem de forma espontânea na temperatura ambiente.

T – material tratado termicamente, podendo estar precedido de dois ou mais dígitos.

T1 – resfriado a partir da temperatura de conformação mecânica a quente e envelhecido naturalmente, até atingir condições de propriedades mecânicas estáveis.

T2 – resfriado a partir da temperatura de conformação mecânica a quente, envelhecido e encruado naturalmente, até atingir condições de propriedades mecânicas estáveis.

T3 – solubilizado, encruado e envelhecido até atingir condições de propriedades mecânicas estáveis.

T4 – solubilizado e envelhecido naturalmente até atingir condições de propriedades mecânicas estáveis.

T5 - resfriado a partir da temperatura de conformação mecânica a quente e envelhecido artificialmente.

T6 - solubilizado e envelhecido artificialmente.

T7 - solubilizado, superenvelhecido ou estabilizado.

T8 - solubilizado, encruado e envelhecido artificialmente.

T9 - solubilizado, envelhecido artificialmente e encruado.

T10 - resfriado a partir da temperatura de conformação mecânica a quente, encruado e envelhecido artificialmente.

Neste trabalho a liga utilizada foi tratada na condição T7451, isso indica que passou por solubilização, resfriamento rápido, estiramento nominal permanente até 2% em relação às dimensões originais e duplo envelhecimento artificial.

2.1.4 ALUMÍNIO – LIGAS FUNDIDAS – DESIGNAÇÃO

O sistema de designação dos materiais para fundição também é representado por quatro dígitos, mas neste caso o quarto dígito é separado dos três anteriores por um ponto. O primeiro dígito serve para classificar a liga de acordo com o seu principal elemento, o segundo e o terceiro classificam as ligas de composição específica enquanto que o quarto indica peça fundida em molde quando for zero ou material na forma de lingote quando for um.

Em alguns casos é possível encontrar estas designações seguidas por letras, isso significa que a liga já classificada sofreu modificações nos limites de impurezas (CAMARGO, 2007).

Tabela 2.2 – Sistema de designação do alumínio para ligas de alumínio fundido

ALUMÍNIO - LIGAS FUNDIDAS	
Designação da série	Indicação da composição
1XX.X	99,00% alumínio
2XX.X	cobre
3XX.X	silício e cobre e ou magnésio
4XX.X	silício
5XX.X	magnésio
6XX.X	série sem utilização
7XX.X	zinco
8XX.X	estanho
9XX.X	futuras ligas

Fonte: ABAL 2006

2.1.5 A LIGA 7050-T7451

As ligas da série 7XXX têm o zinco como principal elemento ligante, são ligas endurecíveis por tratamento térmico, em geral solubilização e envelhecimento, este fato faz com que estas ligas apresentem elevados níveis de resistência e dureza, que aliadas ao baixo peso tornam as ligas desta série as principais ligas de utilização aeronáutica.

A liga de alumínio ASTM 7050 é uma liga quaternária que têm como base os elementos, Al, Zn, Mg e Cu. Esta liga foi desenvolvida em 1970 pela ALCOA. (CAMARGO, 2007; CARVALHO, 2004). Os elementos, zinco e magnésio possuem papel fundamental no endurecimento por precipitação, pois aumentam a formação de precipitados, já o cobre melhora a resistência à corrosão.

Tabela 2.3. – Composição química da liga 7050 – T7451 (ALCOA)

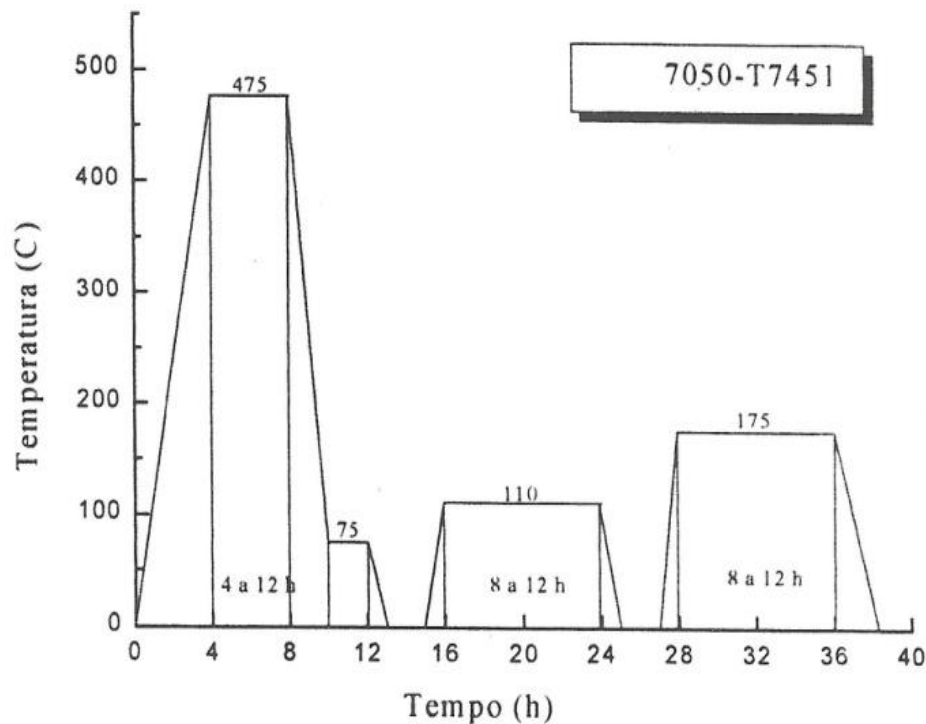
Especificação da liga 7050 segundo ET 191 008									
%	%	%	%	%	%	%	%	%	%
Zn	Ti	Mg	Cu	Zr	Fe	Mn	Cr	Ni	Si
5,7		1,9	2,0	0,10					
a		a	a	a					
6,7	0,06	2,6	2,6	0,16	0,15	0,009	0,006	x	0,12

Fonte: CARVALHO, 2004

Por ser uma liga tratada termicamente na condição T7451 o material resultante desta liga obrigatoriamente passou por solubilização, resfriamento rápido, estiramento nominal permanente até 2% em relação às dimensões originais e duplo envelhecimento artificial.

Todas as etapas do tratamento térmico estão representadas na Figura 2.3.

Figura 2.3 – Gráfico de representação das etapas de tratamento térmico da liga 7050-T7451.



Fonte: CARVALHO, 2004

Por ser uma liga que apresenta excelentes propriedades mecânicas é bastante utilizada em estruturas e peças importantes de aeronaves, como por exemplo, estrutura das asas, longarinas, trem de pouso, entre outros.

2.2 FADIGA EM METAIS

Um dos fenômenos mais intrigantes relacionados às falhas em materiais metálicos é o fenômeno de falha por fadiga, este fenômeno pode ser entendido como um processo de degradação localizada, progressiva e permanente que ocorre em materiais sujeitos a aplicação de tensões repetidas ou flutuantes que provocam a nucleação de trincas que podem levar a fratura, (ASTM E 1823-96, 2001). Em componentes sujeitos a este tipo de carregamento é bastante comum ocorrer rompimento a uma tensão muito inferior àquela necessária para ocasionar fratura quando sujeito à aplicação de uma carga estática.

O fenômeno de fadiga começou a ganhar importância com o surgimento e a utilização de equipamentos e estruturas metálicas, tendo um de seus primeiros registros em 1842 com um acidente de trem ocorrido em Versailles, na França, (SURESH, 1998).

De maneira geral este tipo de falha é difícil de ser observada, pois além de ocorrer após longos períodos de carregamento a falha por fadiga pode apresentar natureza frágil mesmo em metais dúcteis, uma vez que se observa muito pouca ou quase nenhuma deformação plástica generalizada associada à mesma.

O estudo deste tipo de falha é de grande importância na área dos metais, uma vez que, estimativas apontam que cerca de 90% das falhas individuais ocorridas em componentes ou estruturas metálicas são decorrentes do fenômeno de fadiga. (COLLINS, 1993; DIETER, 1998; SURESH, 1998; CALLISTER, 2008; MEYERS, 2009).

Por se tratar de um tipo de falha que ocorre com frequência a fadiga foi incorporada em critérios de projeto já no final do século dezenove, mas os desenvolvimentos mais significativos só ocorreram a partir de 1950. Atualmente, a fadiga é parte da especificação de projeto para muitas estruturas de engenharia (BARSOM & ROLFE, 1999).

2.2.1 FADIGA – TIPOS DE CARREGAMENTO

O fenômeno de fadiga está presente em qualquer equipamento ou estrutura metálica ou não, que durante sua utilização venha a sofrer vibrações, estas vibrações podem ser de natureza constante ou aleatória gerando ciclos bem definidos ou não.

É um fenômeno bastante comum podendo ser observado em automóveis, pontes, motores em geral, aviões, torres, entre outros. Sendo assim os tipos de carregamento podem ser definidos de acordo com a variação da tensão que está sendo imposta ao equipamento, gerando ciclos de tensão de diferentes aspectos, sendo que os mais comumente observados são.

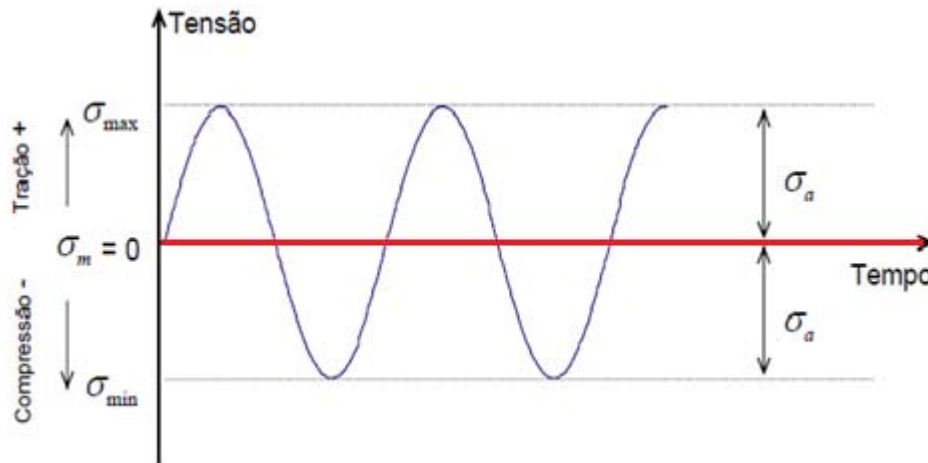
Ciclo de tensões alternadas – é um tipo de carregamento observado em equipamentos que sofrem compressão e tração alternadamente, como por exemplo, um eixo rotativo trabalhando com velocidade constante e sem sobrecarga. Neste tipo de ciclo de tensões a tensão máxima ($\sigma_{\text{máx}}$) e mínima ($\sigma_{\text{mín}}$) tem o mesmo valor, porém com sinais contrários, resultando assim em uma tensão média (σ_m) igual a zero. Além das tensões já estabelecidas é comum ter definido uma componente de tensão alternada ou variada (σ_a) e um intervalo de tensões (σ_r), que é dado pela diferença algébrica das tensões máxima e mínima em um ciclo e σ_a é a metade de σ_r .

$$\sigma_r = \sigma_{\max} - \sigma_{\min} \quad (2.1)$$

$$\sigma_a = (\sigma_r/2) \quad (2.2)$$

Uma representação esquemática de todas estas tensões pode ser observada no gráfico da figura 2.4.

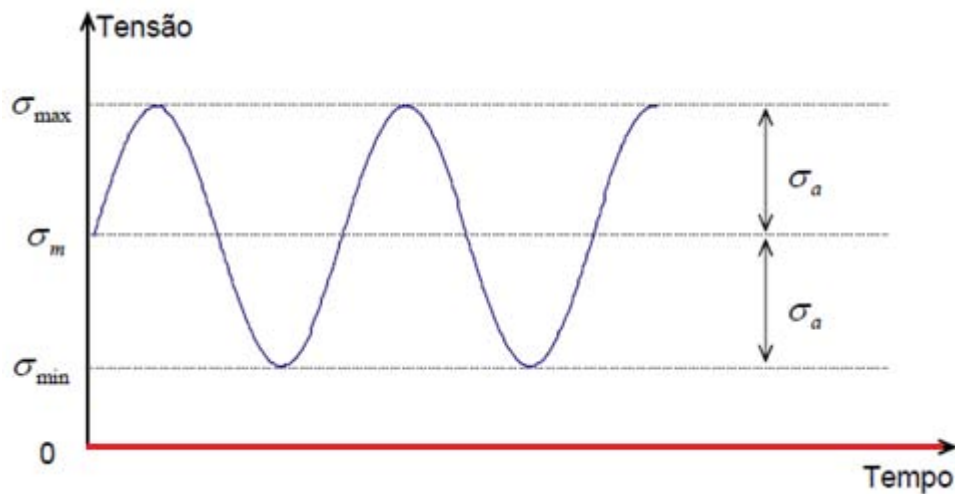
Figura 2.4 – Gráfico representativo de ciclo de tensões alternadas.



Fonte: FADIGA DE MATERIAIS - UMA REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.

Ciclo de tensões flutuantes - Neste tipo de carregamento as tensões máximas e mínimas são diferentes, sendo comum encontrar este modelo de ciclo de tensão em carregamentos do tipo tração – tração, ou compressão – compressão, implicando assim em uma tensão média diferente de zero. Vale lembrar que carregamentos do tipo tração – compressão também podem gerar ciclos de tensões flutuantes, para tanto basta que $\sigma_{\max}$ e $\sigma_{\min}$ tenham valores algébricos diferentes. Como no caso anterior as componentes de tensão alternada (σ_a) e o intervalo de tensão (σ_r), podem ser calculados a partir de $\sigma_{\max}$ e $\sigma_{\min}$.

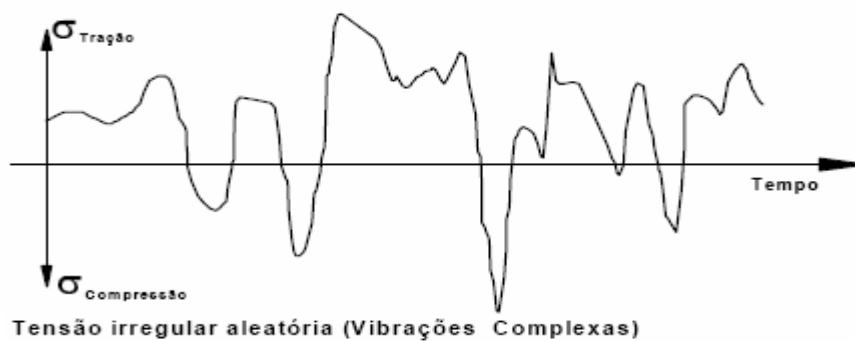
Figura 2.5 – Gráfico representativo de ciclo de tensões flutuantes.



Fonte: FADIGA DE MATERIAIS - UMA REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.

Ciclo de tensões aleatórias – É um dos tipos de carregamentos mais complexos que existem e também um dos mais difíceis de ser estudado, este tipo de ciclo de tensões atua em componentes como, asas de aviões, pontes, torres, etc. Neste caso não é possível definir uma componente de tensão alternada ou um intervalo de tensão devido às constantes variações no carregamento.

Figura 2.6 – Gráfico representativo de ciclo de tensões aleatórias.



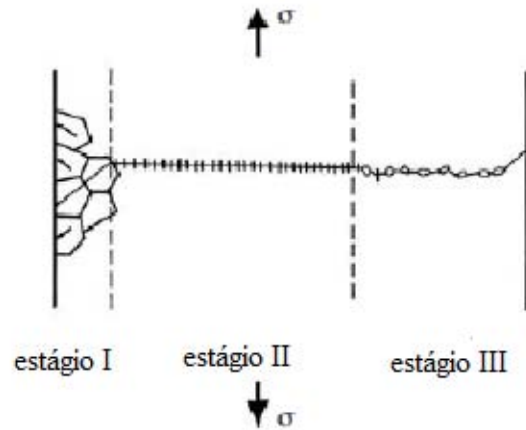
Fonte: FADIGA DE MATERIAIS - UMA REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.

2.2.2 PROCESSO DE FALHA POR FADIGA

Em um processo de falha por fadiga geralmente são observadas três fases distintas, iniciação da trinca, que na maioria dos casos é um estágio de curta duração, propagação da

trinca, que ocorre durante a maior parte da vida do componente e ruptura que é a falha final onde o material se rompe geralmente de maneira rápida.

Figura 2.7 – Proporção dos estágios de uma falha por fadiga em material metálico.



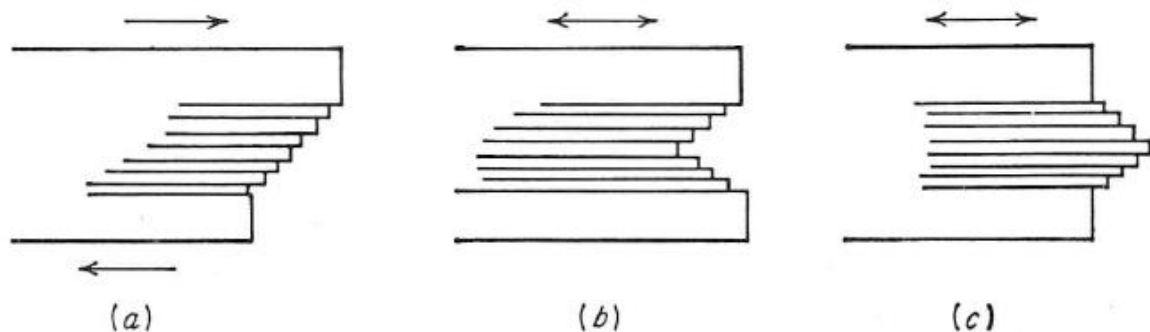
Fonte: MEYERS, 2009

No estágio I micro trincas se originam na superfície do material ou logo abaixo, geralmente em regiões de concentração de tensão. A propagação destas trincas acontece inicialmente em bandas de deslizamento persistentes, onde é comum o surgimento de saliências e reentrâncias denominadas extrusões e intrusões, estas micro trincas se propagam de dois a cinco grãos.

Os concentradores de tensão são vistos como defeitos de superfície que podem ser causados por manuseio inadequado, ou mesmo particularidades de projeto como furos, rasgos de chaveta, cantos vivos, ranhuras, roscas, entre outros. Mas podem ser também defeitos do próprio material como inclusões, partículas de segunda fase, contornos de grão, etc. (DIETER, 1998; MEYERS, 2009).

A Figura 2.8 a, b e c, mostra o processo de formação de intrusões e extrusões, em bandas de deslizamento persistente.

Figura 2.8 - Micro deformação levando à formação da trinca de fadiga. (a) Deformação estática; (b) deformação de fadiga originando um entalhe superficial (intrusão); (c) deformação de fadiga originando extrusão.

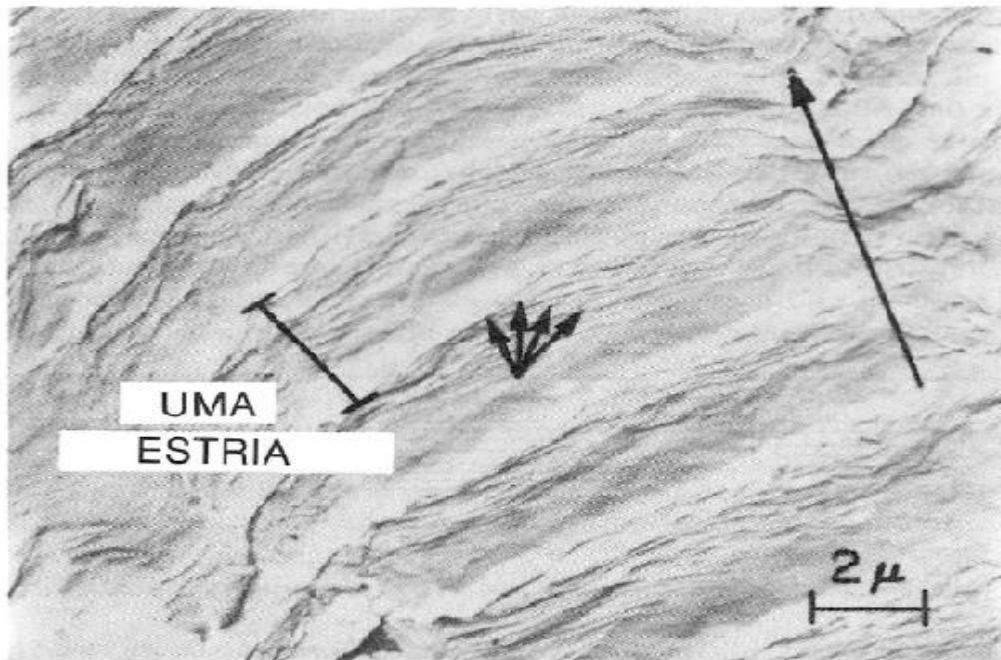


Fonte: DIETER, 1998

O estágio II corresponde à transição de micro para macro trincas seguindo planos de alta concentração de tensão, neste estágio a trinca cresce perpendicularmente a direção da aplicação da carga máxima, deixando marcas bem definidas conhecidas como marcas de praia quando observáveis macroscopicamente ou estrias caso sejam observáveis em microscópio eletrônico de varredura.

Cada estria representa a posição sucessiva de uma frente de trinca que avança e é formada por um único ciclo de tensão, sendo assim o número de estrias indica a quantidade de ciclos ocorridos até a falha.

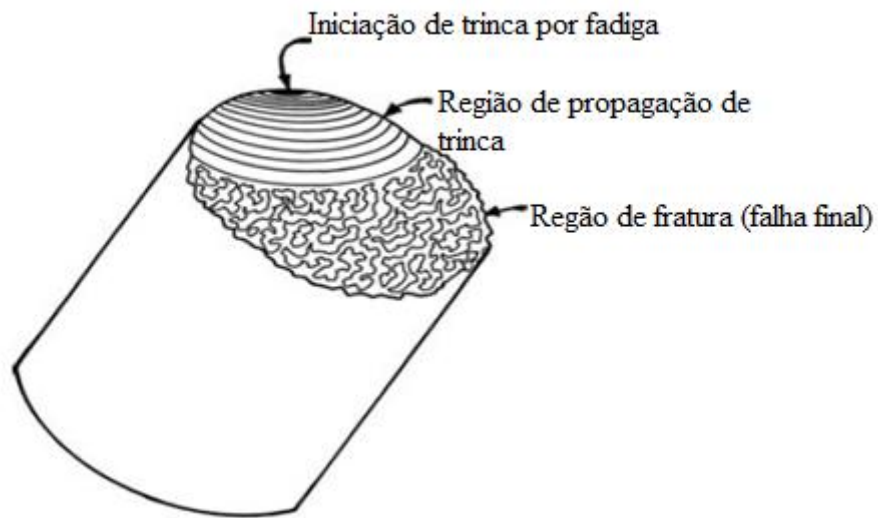
Figura 2.9 – Exemplo de superfície de fratura por fadiga mostrando estrias de fadiga.



Fonte: DIETER, 1998

A falha final, correspondente ao estágio III, acontece quando a trinca atinge um tamanho crítico, fazendo com que a seção transversal resistente do material não suporte mais a carga. Acontece de forma rápida e repentina, podendo apresentar aspecto frágil, dúctil ou mesmo uma combinação de ambos. A Figura 2.10 representa uma superfície de fratura onde é possível observar cada um dos estágios de uma falha por fadiga.

Figura 2.10 – Aspecto de uma superfície de falha por fadiga com indicação de seus respectivos estágios.



Fonte: MEYERS, 2009

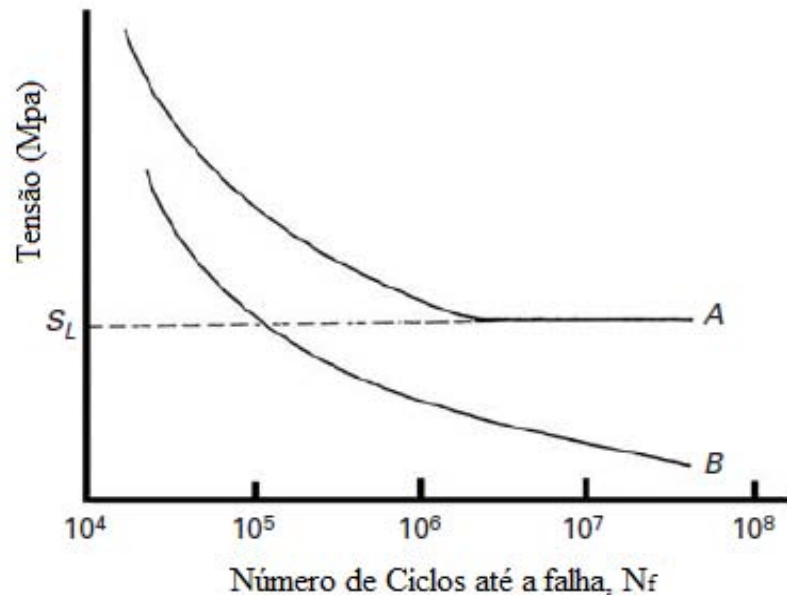
2.2.3 CURVAS DE FADIGA

As curvas de fadiga comumente chamadas de curvas S–N ou σ –N são também conhecidas como curvas ou gráficos de Wohler, cientista alemão que no período de 1852 a 1869 realizou os primeiros experimentos para levantar dados a respeito do fenômeno de falha por fadiga, (COLLINS, 1993).

Na ocasião Wohler testou eixos de aço em carregamento cíclico alternado até a ruptura, conseguindo com isso estabelecer uma relação entre tensão e número de ciclos até a falha. Com os valores obtidos nos ensaios foram plotadas as primeiras curvas σ –N, que até hoje são usadas como padrão, também foi descoberta a existência de uma tensão limite de resistência à fadiga para os aços, isso significa que abaixo de certo valor de tensão este tipo de material poderia funcionar indefinidamente sem apresentar falha por fadiga. (COLLINS, 1993; SURESH, 1998; MEYERS, 2009).

O limite de resistência à fadiga é um parâmetro de grande importância para a engenharia de materiais, mas nem todos os materiais apresentam esta propriedade, sendo assim alguns tipos de materiais podem apresentar falha por fadiga mesmo quando sujeitos a carregamentos cíclicos com baixos níveis de tensão, como no caso das ligas não ferrosas. A Figura 2.11 mostra curvas σ –N típicas para materiais que apresentam e não apresentam limite de resistência à fadiga.

Figura 2.11 – A - curva σ -N típica de material que apresenta limite de resistência à fadiga; B - curva típica de material que não apresenta limite de resistência à fadiga.



Fonte: MEYERS, 2009

2.2.4 ENSAIOS DE FADIGA

Os ensaios de fadiga podem ser considerados a melhor maneira de se obter informações a respeito do comportamento em fadiga de um determinado componente ou material. Os melhores valores de resistência ou de limite de resistência à fadiga são obtidos através de ensaios realizados em montagens reais onde o próprio componente é testado.

Quando isso não é possível os ensaios são realizados em corpos de prova retirados do mesmo material do componente, devendo sempre seguir as especificações das normas referentes a ensaios de fadiga e a confecção de corpos de prova. (SANTOS, 1999).

Figura 2.12 – Exemplo de montagem de estrutura para ensaio de fadiga em componente real, asa e fuselagem de um avião Boeing 787 Dreamliner.



Fonte: FADIGA DE MATERIAIS - UMA REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.

Os ensaios de fadiga mais conhecidos são os de fadiga por flexão alternada, fadiga axial e flexão rotativa podendo ser de alto ciclo quando o ensaio é realizado a baixos níveis de tensão e número de ciclos superior a 10^4 ciclos ou baixo ciclo quando o nível de tensão aplicada é alto e o número de ciclos é inferior a 10^4 ciclos. (DIETER, 1998; MEYERS 2009; SANTOS, 1999).

Figura 2.13 – Máquina usada em ensaio de fadiga axial.



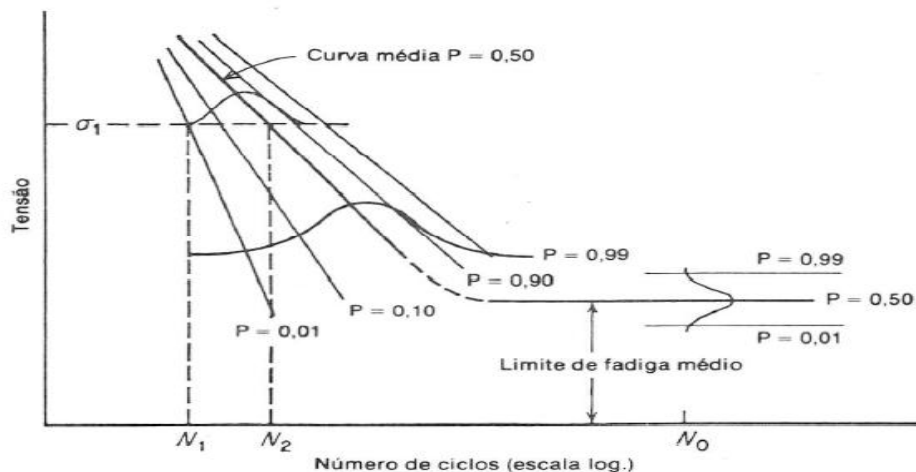
Fonte: www.sindimec.com.br

2.2.5 TRATAMENTO ESTATÍSTICO DOS DADOS DE ENSAIO DE FADIGA

O custo elevado e o longo tempo de duração dos ensaios de fadiga tornam inviável a realização deste tipo de teste em grandes quantidades de corpos de prova. Desta forma valores de vida em fadiga e resistência à fadiga são quantidades estatísticas que tendem a apresentar consideráveis desvios em suas curvas médias, pois em geral são curvas obtidas a partir de ensaios realizados em poucos corpos de prova, (DIETER, 1998). As existências destes desvios aliadas ao uso de funções estatísticas inadequadas podem levar a erros que comprometem a confiabilidade do material testado.

Levando em conta que a confiabilidade de um equipamento está relacionada à probabilidade de bom funcionamento do mesmo durante um período de tempo e condições de uso especificado, as curvas de fadiga devem poder fornecer o tempo de vida de um componente a uma determinada tensão de maneira precisa e confiável, possibilitando assim a troca ou o reparo do mesmo antes da ocorrência de uma falha. (BORGES et al, 1996). A figura 2.14 mostra um modelo de representação de dados experimentais de fadiga que relaciona tensão, número de ciclos até a falha e probabilidade de falha.

Figura 2.14 – Representação estatística dos dados de fadiga.



Fonte: DIETER, 1998.

A intenção desta representação seria prever o percentual de corpos de prova que iriam falhar em determinada tensão e o número de ciclos até a falha, porém a função de distribuição estatística que determina o tempo de vida até a falha não é uma função bem conhecida e segundo (DIETER, 1998) seriam necessários cerca de 1000 corpos de prova para obter uma função satisfatória, o que levaria muito tempo para ser realizado. Este fato motivou e ainda

motiva muitos pesquisadores a dedicar tempo em busca de métodos estatísticos satisfatórios para o tratamento de dados de fadiga.

2.3 CONFIABILIDADE UMA VISÃO GERAL

Afirmar que um componente é confiável é poder enumerar o grau de certeza que se pode ter no bom funcionamento do mesmo por um determinado período de tempo em condições de uso especificadas, (RIBEIRO, 1981; BORGES et al, 1996; LAFRAIA, 2001). Portanto, fica claro que para se determinar um período de bom funcionamento é necessário ter conhecimento do tempo que o componente pode operar até apresentar uma falha.

De um modo geral não é possível determinar com exatidão o tempo que um componente pode operar até apresentar uma falha, em consequência disso é comum que os valores de vida em fadiga sejam apresentados em termos de probabilidade de falha, validando a afirmação de (KLEIBAUM, 1996); de que confiabilidade pode ser entendida como um conjunto de procedimentos estatísticos utilizados para analisar dados referentes ao tempo de ocorrência de um evento de interesse que se deseja observar, ou ainda segundo (BERGAMO, 1997), é a probabilidade de que um componente ou sistema cumpra sua função com sucesso, ou seja, tenha um bom desempenho durante um período de tempo previsto, sob as condições de operação especificadas no seu projeto.

Neste contexto, evento pode ser conceituado como sendo uma mudança qualitativa situada no tempo, ou seja, uma transição de um estado para outro, como por exemplo, um componente que está funcionando deixa de funcionar devido à ocorrência de uma falha, (ALLISSON, 1996).

2.3.1 - MÉTODOS ESTATÍSTICOS E CONFIABILIDADE

A análise de confiabilidade é uma das áreas da estatística que mais tem se desenvolvido nos últimos 20 anos, consequentemente o uso de métodos estatísticos adequados para determinar a probabilidade de falha de um produto é o que garante a confiabilidade do mesmo, (MOREIRA et al, 1998; Bailer III & Mosteller, 1992). Dessa forma, quanto maior o grau de certeza na probabilidade de falha de um produto maior será o grau de confiabilidade e mais segura será a determinação do tempo de uso, possibilitando assim prazos de garantia mais seguros e programas de manutenção mais adequados. (RIBEIRO, 1981; BORGES et al, 1996).

Relacionar medidas de confiabilidade a dados provenientes de ensaios de fadiga implica em trabalhar com falhas e censuras simultaneamente. Segundo (Guzzon, 2009), falha pode ser entendida como a incapacidade de um componente desempenhar sua função com

segurança. No que se refere à fadiga, uma falha é representada pelo número de ciclos até a fratura, enquanto que censura é representada pelo número de ciclos em que o componente foi retirado do ensaio sem ter apresentado fratura.

Os dados censurados em hipótese alguma devem ser descartados durante uma análise estatística, pois, mesmo sendo incompletos, estes dados fornecem informações importantes a respeito do tempo de falha do componente, portanto, seu descarte pode levar a conclusões equivocadas, (LOUZADA et al, 2001).

Além de falhas e censuras, ao se trabalhar com dados de vida em fadiga é comum o aparecimento de consideráveis dispersões nos resultados obtidos a partir de ensaios realizados em diferentes corpos de prova de mesmo material ou extraídos da mesma amostra. Isso ocorre pelo fato do fenômeno de fadiga ser fortemente influenciado pelas características específicas de cada corpo de prova, como acabamento da superfície, defeitos estruturais, variáveis metalúrgicas e todos os tipos de anormalidades que possam levar a heterogeneidades na amostra. (SANTOS, 1999).

Como consequência destas dispersões vem a dificuldade em se extrair valores confiáveis para o comportamento à fadiga de um determinado componente. Neste contexto, torna-se indispensável o uso de métodos estatísticos adequados, funções de distribuição de probabilidade que sejam capazes de trabalhar com valores originados a partir de testes de vida acelerados, que permitam a utilização de dados censurados e que interpretem muitas variáveis, uma vez estas são características comuns em ensaios de fadiga. (BORGES et al, 1996).

2.3.2 TESTES DE VIDA ACELERADO

A velocidade com que novos equipamentos são lançados no mercado vem tornando imprescindível o uso de técnicas rápidas e eficazes para coleta e interpretação de informações a respeito da durabilidade e confiabilidade de tais equipamentos. De maneira geral, testes realizados em condições normais são demorados e apresentam um custo elevado. Com isso, é comum que a predição de valores de confiabilidade seja obtida a partir de dados provenientes de testes de vida acelerados (BORGES et al, 1996).

Os testes de vida acelerados são aplicados a componentes, materiais ou processos para determinar sua vida útil. O objetivo é identificar e quantificar falhas e modos de falha que impedem a continuidade de uso do produto, estes testes são aplicados de acordo com o tipo de informação que se deseja obter, podendo assim ser divididos em testes de vida acelerados cujo

objetivo de interesse mais comum é prever o tempo até a ocorrência de uma falha, ou testes de degradação acelerados, que neste caso tem como foco principal a análise de desempenho de um produto em relação à oxidação, corrosão, resistência à tração, entre outros, (MEEKER & HAMADA, 1995).

Fatores como variáveis de estresse e tipo de aceleração devem ser definidos com cuidado, caso contrário os dados obtidos podem não ser adequados. A Tabela 2.4 apresenta alguns exemplos de variáveis de estresse para diferentes materiais.

Tabela 2.4 – Exemplos de variáveis de estresse e medidas de desempenho mais comumente utilizadas.

Tipo de Material	Medida de desempenho	Variável de Estresse
Metais	Trinca, corrosão, tempo até a falha, oxidação, alongamento	Temperatura, salinidade, vibração, umidade, Tensão.
Alimentos e remédios	Tempo de estocagem, pH, reações químicas específicas	Temperatura, radiação solar, umidade,
Plásticos	Propriedades mecânicas, cor, rigidez	Vibração, choque

Fonte – O Autor

2.3.3 CENSURA EM ENSAIOS DE FADIGA

Uma característica comum dos ensaios de fadiga é a grande dispersão nos valores de número de ciclos até a falha, ou vida em fadiga, mesmo quando os corpos de prova são retirados de uma mesma amostra. Por este motivo é comum à realização do tratamento estatístico dos resultados a partir de dois tipos de conjuntos de valores. Os valores são completos, quando se tem conhecimento do número de ciclos até a falha de todos os componentes ensaiados, e são censurados, quando alguns componentes foram retirados do ensaio de fadiga sem apresentar falha.

O mecanismo de censura mais comumente utilizado em ensaios de fadiga é o do tipo I, onde o término do ensaio ocorre após um período pré-estabelecido de tempo ou número de ciclos, com isso, atingido o número de ciclos estabelecido, o corpo de prova é retirado do ensaio tendo falhado ou não.

Outros mecanismos de censura bastante conhecidos são, censura do tipo II, onde o ensaio termina quando um número pré-definido de corpos de prova apresentam falha, e o mecanismo de censura do tipo aleatório, quando corpos de prova são retirados do ensaio em tempos ou número de ciclos aleatórios sem apresentar falha. Ambos os casos são adaptações do mecanismo de censura do tipo I, uma vez que é necessário ter um tempo ou número de

ciclos pré-definido para os ensaios. (ESCOBAR & MEEKER, 1999; BORGES et al ,1996; RAI & SINGH, 2003).

2.4 PRINCIPAIS FUNÇÕES RELACIONADAS À CONFIABILIDADE

As funções probabilísticas podem ser consideradas as principais ferramentas usadas para descrever o comportamento dos dados provenientes de testes de durabilidade, uma vez que a partir destas funções é possível fazer previsões de valores referentes à durabilidade, taxa de falha, taxa de risco, tempo médio entre falhas MTBF (*mean time bewteen failure*), tempo médio até a falha MTTF (*mean time to failure*), entre outros. (COLOSIMO E FREITAS, 1997).

De acordo com RIBEIRO (2003), HOYLAND e RAUSAND (1994), KECECIOGLU (2002), as principais funções utilizadas em confiabilidade são a função de confiabilidade $R(t)$, a função acumulada de falha $F(t)$, a função densidade de probabilidade de falha $f(t)$ e a função taxa de risco $h(t)$.

O tempo até a falha indica o período desde o momento em que o componente entrou em operação até o momento da falha. Dessa forma tomando $t = 0$ como tempo inicial o tempo até a falha pode ser considerado uma variável aleatória T em que a relação entre o estado da variável $X(t)$ e a variável aleatória T não precisa ser medida apenas em unidades de tempo, podendo assim ser dado em número de ciclos, número de rotações, etc.

2.4.1 FUNÇÃO DENSIDADE DE PROBABILIDADE

A função densidade de probabilidade descreve o comportamento dos dados ao longo do tempo, e pode ser interpretada como sendo o limite da probabilidade de um componente sofrer uma falha dentro de um determinado intervalo $[t; t + \Delta t]$, onde t pode ser unidade de tempo, número de ciclos, rotações, entre outros (KECECIOGLU, 2002; RAUSAND; HOYLAND, 2003).

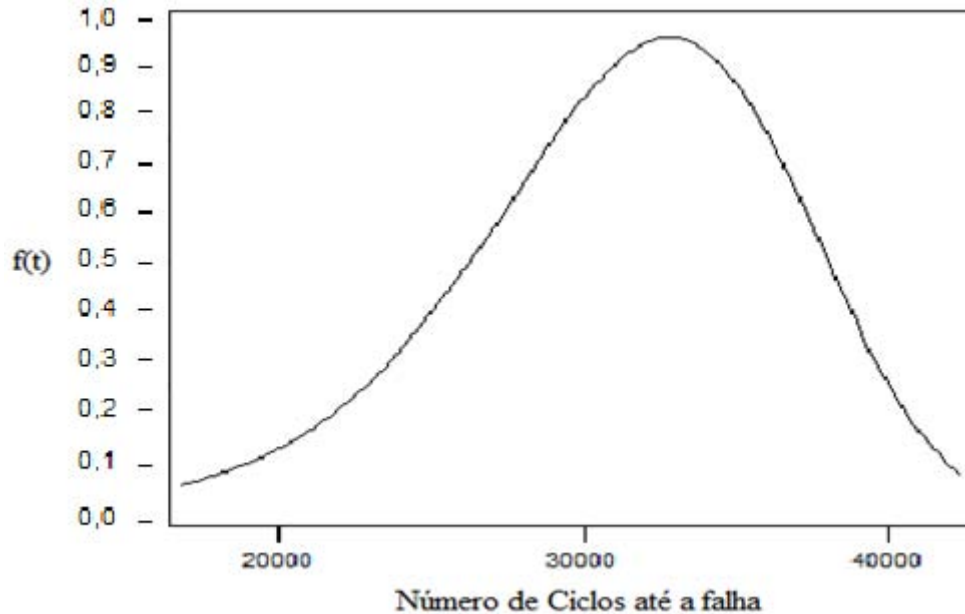
A expressão que representa esta função é dada como sendo,

$$f(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T \leq t + \Delta t)}{\Delta t} \quad (2.3)$$

Onde $f(x) \geq 0$ para todo x .

Por se tratar de uma função de densidade de probabilidade a área delimitada pela curva tende para 1 (LEE, 1992). A Figura 2.15 mostra um exemplo de curva para esta função traçada para um conjunto de dados hipotéticos.

Figura 2.15 – Representação gráfica hipotética de um a função de densidade de probabilidade.



Fonte – O Autor

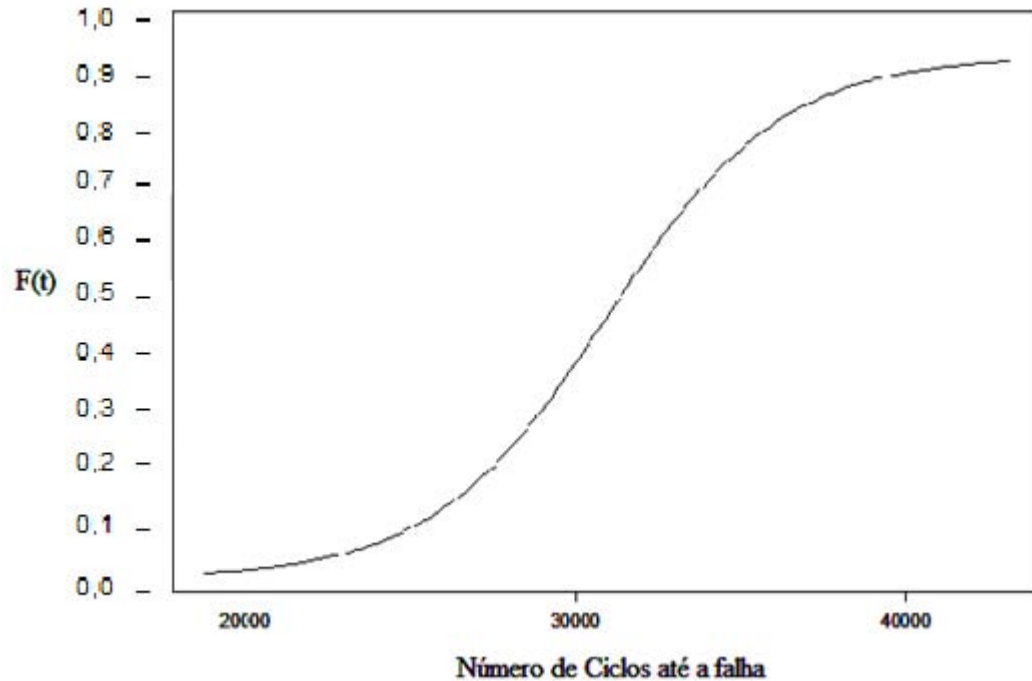
2.4.2 FUNÇÃO ACUMULADA DE FALHA

A função acumulada de falha $F(t)$, representa a probabilidade de um componente falhar em um intervalo de tempo $(0, t)$, onde t pode ser dado em unidades de tempo; ciclos, rotação, entre outros. De acordo com RAUSAND e HOYLAND (2003) uma variável aleatória pode ser considerada distribuída continuamente, portanto sua função acumulada de falha pode ser definida pela expressão:

$$F(t) = P(T \leq t) = \int_0^t f(t) dt \quad \text{para } t > 0. \quad (2.4)$$

A Figura 2.16 mostra um exemplo de curva da função acumulada de falha para um conjunto de dados hipotéticos.

Figura 2.16 – Representação gráfica hipotética de uma Função acumulada de Falha



Fonte- O Autor

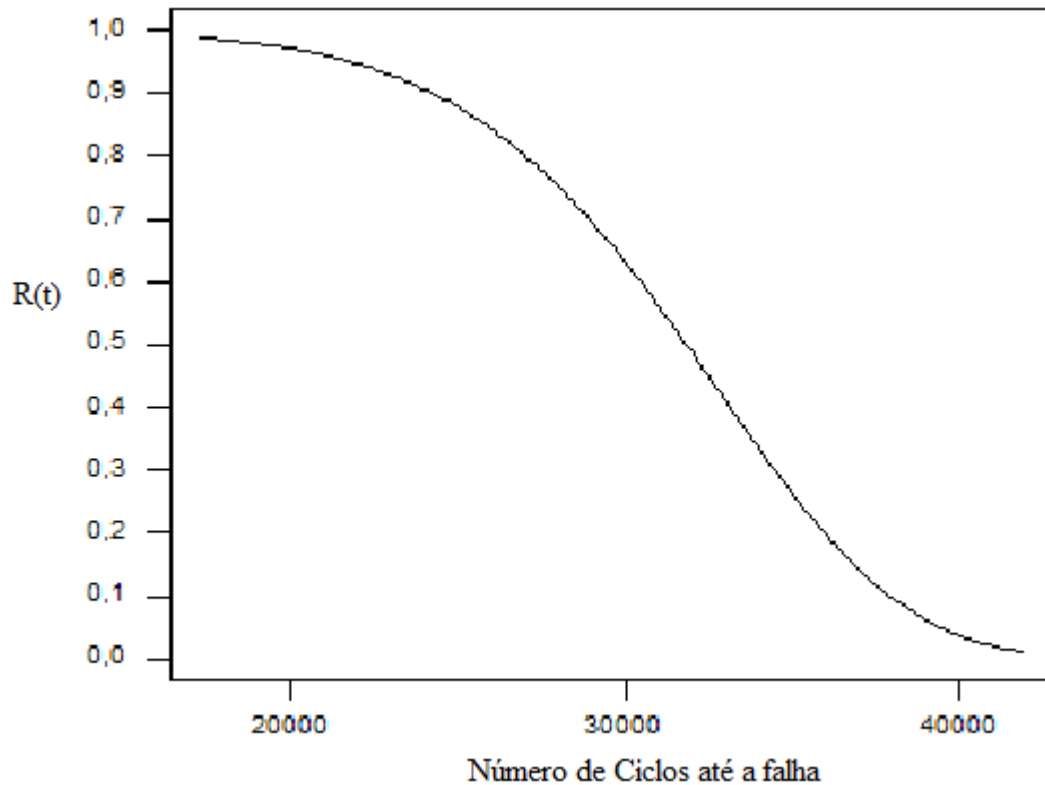
2.4.3 FUNÇÃO DE CONFIABILIDADE

Considerada uma das principais funções probabilísticas para o tratamento de dados oriundos de testes de durabilidade a função de confiabilidade $R(t)$, pode ser definida como a probabilidade de um componente desempenhar sua função até um tempo t especificado. Essa função pode ser vista como um complemento da função acumulada de falha, (KECECIOGLU, 2002). Podendo ser representada pela expressão:

$$R(t) = 1 - F(t) = P(T > t), \text{ para } t > 0. \quad (2.5)$$

A Figura 2.17 mostra um exemplo de curva para a função de confiabilidade para um conjunto de dados hipotéticos.

Figura 2.17 - Representação gráfica hipotética de um a função de confiabilidade.



Fonte - O Autor

2.4.4 FUNÇÃO TAXA DE FALHA

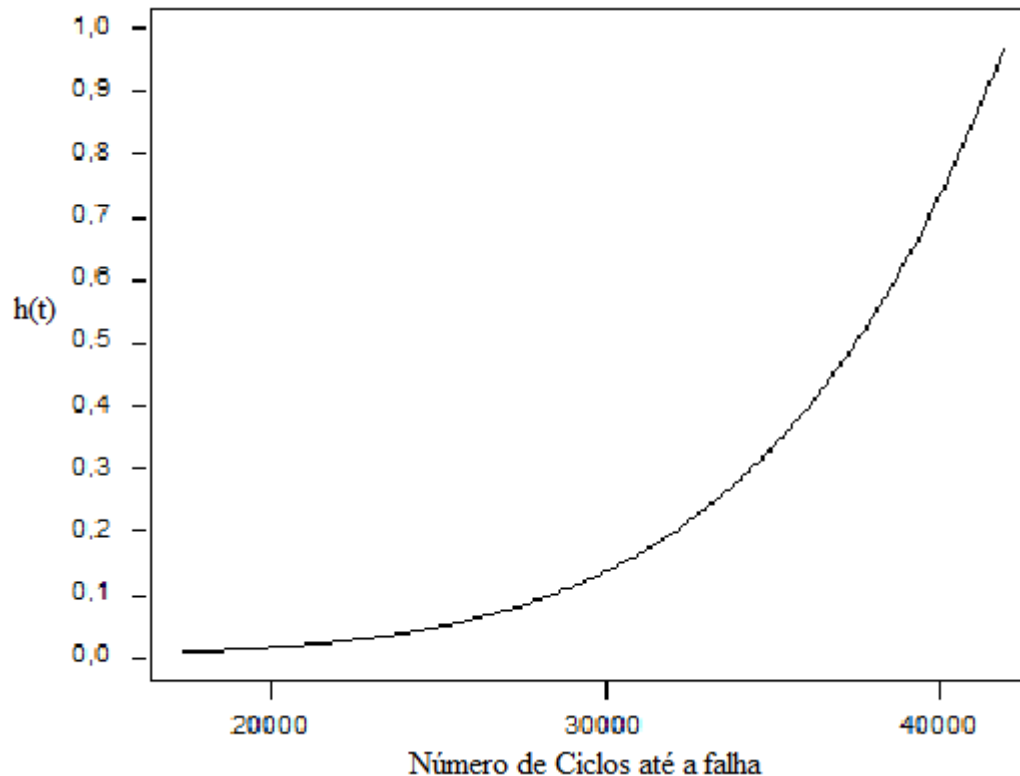
A função taxa de falha ou taxa de risco $h(t)$, representa o risco de um componente falhar em um determinado intervalo de tempo (t_1, t_2) , considerando que o produto está operando em um tempo t , sendo bastante utilizada para estudar o comportamento das falhas ao longo do tempo (ELSAIED, 1996).

A sua função taxa de falha $h(t)$ é dada pela expressão:

$$h(t) = \frac{f(t)}{R(t)} \quad (2.6)$$

A figura 2.18, mostra um gráfico desta função para um conjunto de dados hipotético.

Figura 2.18 - Representação gráfica hipotética de um a função de taxa de risco.



Fonte – O Autor

2.4.5 MTTF – MÉDIA DE TEMPO ATÉ A FALHA

Quando se deseja estimar a durabilidade de um sistema não reparável uma das medidas mais utilizadas é o tempo médio até a falha (MTTF), no caso de sistemas reparáveis o foco principal é o tempo médio entre falhas (MTBF). (BORGES et al, 1996).

Como o MTTF é uma medida de tendência central, ao se realizar observações em n sistemas não reparáveis idênticos, até a ocorrência de falhas nos tempos $t_1, t_2, \dots, t_n$, o MTTF pode ser estimado por:

$$MTTF = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n t_i \quad (2.7)$$

No entanto para que esta expressão se mostre eficiente é necessário que n seja um valor grande, o que em geral não acontece em testes de durabilidade. Por este motivo de acordo com (ELSAYED, 1992), o MTTF pode ser definido como a esperança ou média da variável aleatória T , $E(t)$, no instante de falha t e, portanto:

$$MTTF = \int_0^{\infty} t f(t) dt \quad (2.8)$$

Dessa forma, com as devidas substituições é possível escrever:

$$MTTF = - \int_0^{\infty} t \frac{dR(t)}{dt} dt = - \int_0^{\infty} t dR(t) = tR(t)]_0^{\infty} + \int_0^{\infty} R(t) dt \quad (2.9)$$

Resolvendo em t conclui-se que:

$$MTTF = \int_0^{\infty} R(t) dt \quad (2.10)$$

Isso é valido pelo fato de que $R(\infty) \rightarrow 0$ e $R(0) = 1$.

2.5 DISTRIBUIÇÕES ESTATÍSTICAS PARA FADIGA - MÉTODOS PARAMÉTRICOS

Para se determinar o tempo de falha de um componente a partir de um conjunto de dados provenientes de ensaios de fadiga através de um método paramétrico é preciso fazer uso de alguma função de distribuição de probabilidade que permita que seus parâmetros sejam estimados a partir de dados censurados. Diferentes funções estatísticas tendem a apresentar diferentes valores para os mesmos parâmetros, tornando indispensável certos cuidados na escolha da função a ser utilizada.

Existem muitas funções de distribuição usadas para o tratamento de valores de fadiga, dentre elas se destacam distribuições paramétricas como a Normal, Exponencial, Weibull, Gama, Log Normal, Log Logística, dentre outras. (BORGES et al, 1996; GROWE & FEINBERG, 2001)

No caso específico deste trabalho foram usadas às funções, Normal, Log Normal base e, Weibull e Loglogística. Todas elas aceitam a estimação de seus parâmetros a partir de dados censurados. Para a estimação dos parâmetros, deve ser adotado um procedimento que leve em conta a existência de censura. Neste caso, o método mais adequado é o método de máxima verossimilhança, que possui a habilidade de se adequar a qualquer uma das funções anteriormente citadas.

2.5.1 MODELO NORMAL DE DISTRIBUIÇÃO

Considerado um dos melhores e mais utilizados modelos probabilísticos, (LIPSON-SHETH, 1995), a função normal de distribuição com média μ e desvio padrão σ é também conhecida por curva de Gauss, tal função apresenta bastante versatilidade no tratamento de dados que assumem normalidade ou exigem a mesma, podendo assim ser aplicada a análise de variância, de regressão e em alguns tipos de testes de hipótese. É uma distribuição de dois parâmetros, μ que representa o fator de forma ou locação e σ que representa o fator de escala.

Sua função de densidade de probabilidade fica matematicamente representada por:

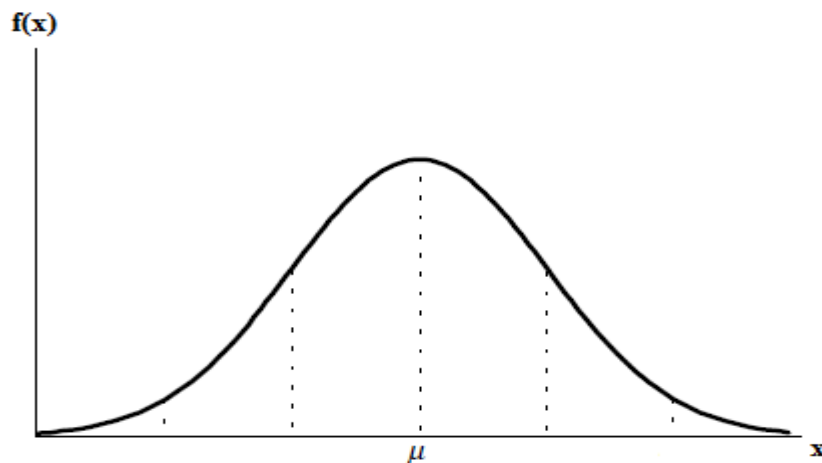
$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) \quad -\infty \leq x \leq \infty \quad (2.11)$$

A sua função de distribuição acumulativa é dada por:

$$P(x > b) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_b^{\infty} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx \quad (2.12)$$

Onde x é a variável aleatória, $f(x)$ fornece a probabilidade de ocorrência de x e as constantes paramétricas da função são a média μ e o desvio padrão σ . A figura 2.19 mostra uma representação hipotética de uma curva normal.

Figura 2.19 – Representação de uma curva típica para função normal.



Fonte – O Autor

A partir de observações da curva normal segundo (LIPSON-SHETH, 1995), é possível destacar algumas propriedades importantes a respeito desta distribuição, sendo elas:

- 1 - $f(x)$ possui um ponto de máximo para $x = \mu$.
- 2 - A função $f(x)$ possui dois pontos de inflexão com abscissas $\mu + \sigma$ e $\mu - \sigma$.
- 3 - A função $f(x)$ apresenta simetria em relação à $x = \mu$ que é igual à moda e a mediana.
- 4 - $f(x)$ converge para zero quando x converge para $\pm\infty$.

2.5.2 MODELO WEIBULL DE DISTRIBUIÇÃO

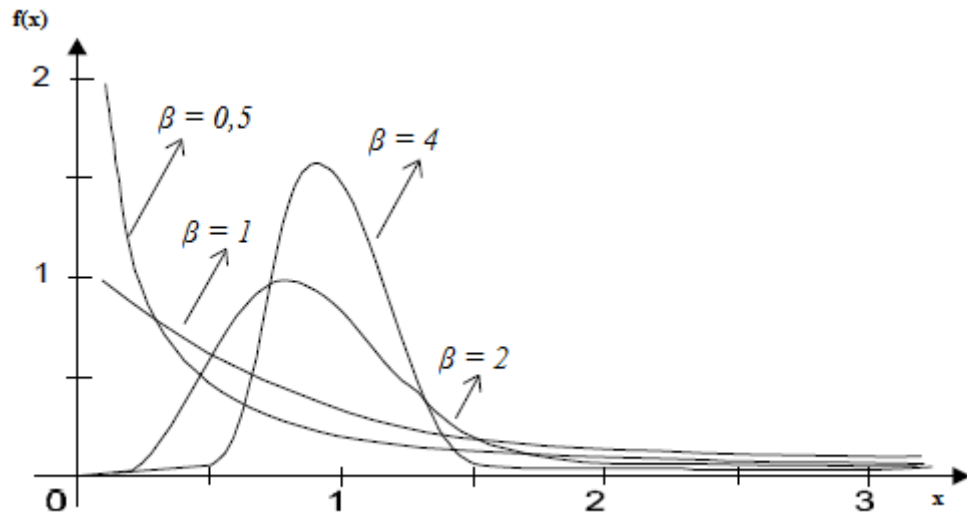
Devido a sua praticidade e versatilidade, Weibull é uma das funções mais utilizadas em engenharia. Essa distribuição foi proposta originalmente por W. Weibull em (1954), quando na ocasião, o cientista realizava estudos relacionados à fadiga de materiais. (LIPSON-SHETH, 1995; BORGES et al, 1996).

Largamente utilizada em análise de tempo de falha, essa função tem a sua popularidade relacionada ao fato de que a função de Weibull oferece uma grande variedade de curvas, que apresentam uma característica básica, a sua função de taxa de falha é monótona, ou seja, ou ela é crescente ou decrescente ou constante. A função de densidade de probabilidade de Weibull pode ser escrita de várias formas, mas a mais comumente utilizada é dada por (LIPSON-SHETH, 1995):

$$f(x) = \left[\frac{\beta}{\theta - x_0} \left(\frac{x - x_0}{\theta - x_0} \right)^{\beta - 1} \right] \left\{ \exp \left[- \left(\frac{x - x_0}{\theta - x_0} \right)^{\beta} \right] \right\} \quad (2.13)$$

Sendo que os parâmetros usualmente determinados de forma experimental são x_0 , β e θ , onde, x_0 é o menor valor esperado de x , ou parâmetro de localização, β é conhecido como parâmetro de forma ou inclinação de Weibull e θ é o valor característico ou parâmetro de escala. A figura 2.20 mostra curvas características da função de densidade de probabilidade para diferentes valores de β , com x_0 nulo e θ constante.

Figura 2.20 – Gráfico representativo da função de densidade de probabilidade de Weibull para diferentes valores de β e θ constante.



Fonte – O Autor

A função de distribuição acumulativa para o modelo Weibull segundo (LIPSON-SHETH, 1995) é dada por:

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx = \int_{x_0}^x f(x) dx \quad (2.14)$$

Desta forma, inserindo a equação (2.13) em (2.14) teremos:

$$F(x) = \int_{x_0}^x \frac{\beta}{\theta - x_0} \left(\frac{x - x_0}{\theta - x_0} \right)^{\beta-1} \exp \left[- \left(\frac{x - x_0}{\theta - x_0} \right)^{\beta} \right] dx \quad (2.15)$$

Tomando um y arbitrário como:

$$y = \left(\frac{x - x_0}{\theta - x_0} \right)^{\beta} \quad (2.16)$$

Então dy será dado por:

$$dy = \beta \left(\frac{x - x_0}{\theta - x_0} \right)^{\beta-1} \frac{1}{\theta - x_0} dx \quad (2.17)$$

Portanto

$$F(x) = \int_{x_0}^x e^{-y} dy = -e^{-y} \Big|_{x_0}^x = -\exp\left(\frac{x-x_0}{\theta-x_0}\right)^\beta \Big|_{x_0}^x$$

Que resolvendo em x resulta em:

$$F(x) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{x-x_0}{\theta-x_0}\right)^\beta\right] \quad (2.18)$$

Admitindo que em muitas situações seja possível considerar que o mínimo valor de vida esperado para uma população é zero, pode-se reduzir a equação (2.18) em uma equação de dois parâmetros, deste modo $F(x)$ será dada por:

$$F(x) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{x}{\theta}\right)^\beta\right] \quad (2.19)$$

Tal função é conhecida como função de distribuição acumulativa de Weibull com dois parâmetros (β , θ), que pode ainda ser reescrita aplicando-se o logaritmo natural duas vezes para se obter a forma linearizada. Desta forma se:

$$\frac{1}{1-F(x)} = \exp\left(\frac{x}{\theta}\right)^\beta$$

Então:

$$\ln\left[\frac{1}{1-F(x)}\right] = \left(\frac{x}{\theta}\right)^\beta$$

Onde

$$\ln\left[\ln\left(\frac{1}{1-F(x)}\right)\right] = \ln\left(\frac{x}{\theta}\right)^\beta$$

Ou seja:

$$\ln\ln\frac{1}{1-F(x)} = \beta(\ln x) - (\beta \ln \theta) \quad (2.20)$$

Esta equação possui a forma $y = \beta x + c$, onde

$$y = \ln \ln \frac{1}{1-F(x)}$$

$$x = \ln x$$

$$c = -\beta \ln \theta$$

A equação (2.20) representa uma linha reta com uma inclinação β que intercepta em c as coordenadas x, y . Os parâmetros ($\beta; \theta$) podem ser selecionados através do melhor traçado de curva ou inclinação da reta, em função dos dados experimentais de fadiga.

2.5.3 MODELO LOG-NORMAL DE DISTRIBUIÇÃO

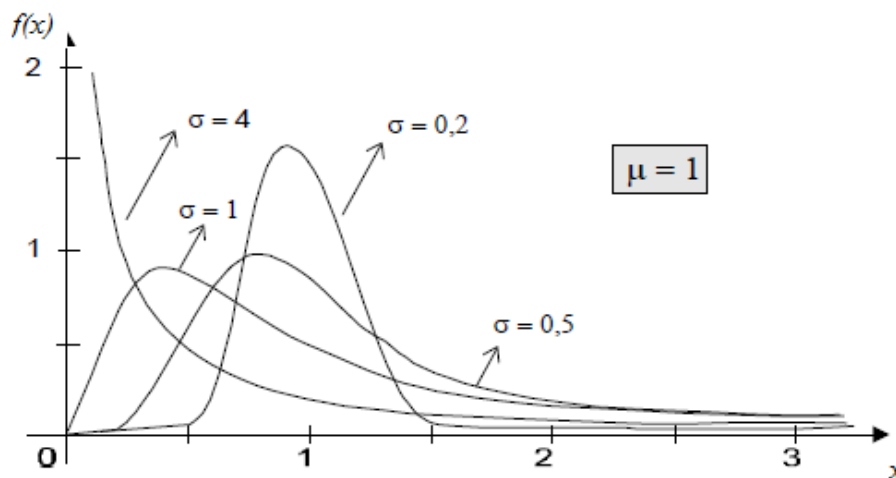
A função Lognormal é uma função bastante utilizada na análise de tempo de vida de componentes ou materiais, incluindo fadiga de metais. Uma relação existente entre as distribuições Lognormal e Normal torna mais fácil a interpretação de dados provenientes da distribuição Lognormal, tal relação indica que dados provenientes de uma distribuição Lognormal podem ser analisados segundo uma distribuição normal quando se trabalha com o logaritmo dos dados no lugar dos dados originais. (BORGES et al, 1996).

A função densidade de probabilidade para uma distribuição Lognormal é dada pela equação:

$$f(x; \mu; \sigma) = \frac{1}{\sigma x \sqrt{2\pi}} \exp \left[\frac{-(\log x - \mu)^2}{2\sigma^2} \right] \quad (2.21)$$

Onde x é a variável aleatória, μ é a média do logaritmo do tempo de falha e σ é o desvio padrão. Algumas formas de curvas Lognormal podem ser observadas na Figura (2.21).

Figura 2.21 – Função densidade de probabilidade Lognormal para $\mu = 1$ e diferentes valores de σ .



2.5.4 MODELO LOGLOGÍSTICA DE DISTRIBUIÇÃO

A função de distribuição Loglogística é um tipo de distribuição da família das funções elípticas bastante utilizadas para previsão de tempos de vida de longa duração. Em muitos casos, tal função se mostra mais adequada que Weibull sendo também muito eficiente em estudos referentes à confiabilidade (GONZALES, 2009).

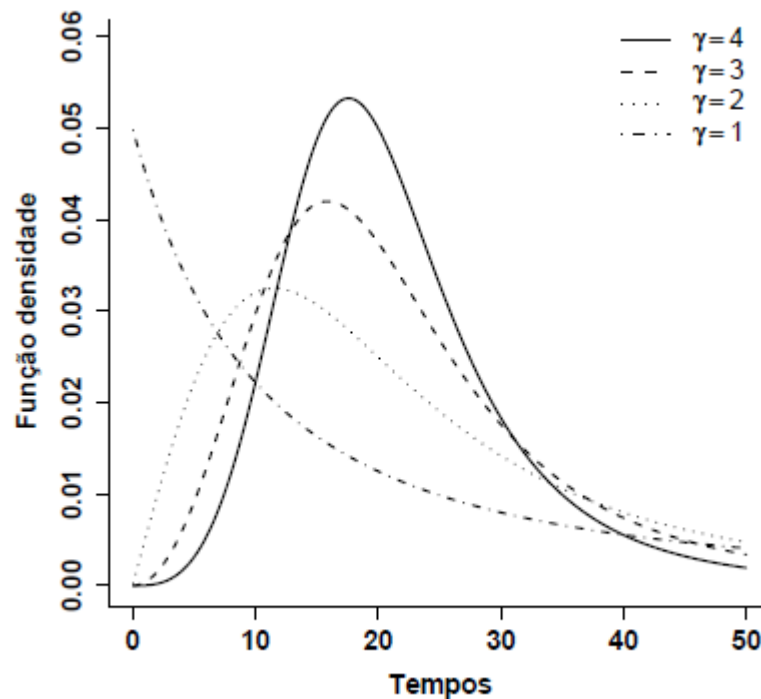
A função densidade de probabilidade para uma variável aleatória e contínua com distribuição Loglogística é dada por:

$$f(t|\alpha, \gamma) = \frac{\gamma}{\alpha^\gamma} t^{\gamma-1} \left(1 + \left(\frac{t}{\alpha}\right)^\gamma\right)^{-2} \quad (2.22)$$

Onde $\alpha > 0$ dá o parâmetro de forma e $\gamma > 0$ dá o fator de escala.

A Figura 2.22 mostra uma representação do comportamento da função densidade de probabilidade para o modelo Loglogística para vários valores de γ com α constante.

Figura 2.22 – Gráfico da função densidade de probabilidade Loglogística para diferentes valores de γ .



Fonte: GONZALES, 2009

2.6 PARÂMETROS DAS DISTRIBUIÇÕES DE PROBABILIDADE

Os parâmetros, para os modelos paramétricos, geralmente são quantidades desconhecidas que têm por finalidade generalizar os modelos em uma determinada família paramétrica, são eles que determinam a forma, a escala e a posição da distribuição, devendo ser estimados a partir de observações amostrais, para que o modelo fique determinado de forma adequada, podendo assim responder as perguntas de interesse com a maior segurança possível, (KECECIOGLU, 2002).

2.6.1 PARÂMETRO DE FORMA

Algumas distribuições de probabilidade são consideradas não apenas como uma distribuição, mas sim como uma família de distribuições, uma vez que podem apresentar uma grande variedade de valores para o parâmetro de forma e consequentemente diversos formatos de curvas de distribuição, (NIST & SEMATECH, 2006).

Quanto maior o número de formas que uma função pode assumir, maior será sua facilidade de adequação aos conjuntos de dados. No entanto vale lembrar que nem todas as funções de distribuição apresentam este parâmetro, exemplos disso são as funções exponencial e normal que apresentam sempre o mesmo formato. Funções como Weibull, Lognormal, Loglogística, Gama e muitas outras usadas em estudos de confiabilidade possuem este parâmetro e por isso podem apresentar diversos modelos de curvas, como pode ser observado nas Figuras (2.20; 2.21 e 2.22), (KECECIOGLU, 2002).

2.6.2 PARÂMETRO DE ESCALA

O parâmetro de escala está presente na maioria das funções de probabilidade, é um parâmetro que determina a largura da curva, variações neste parâmetro provocam mudanças na curva fazendo com que está se alargue ou se comprima.

Sendo que a área sob uma curva de distribuição de probabilidade possui valor fixo igual a 1, ao se comprimir ou alargar a curva seu pico aumenta ou diminui. Este parâmetro dá uma indicação do espalhamento dos dados em torno da média. Com isso, quanto menor o seu valor, menor será o espalhamento dos dados, valores pequenos deste parâmetro geram curvas estreitas com picos elevados enquanto que altos valores geram curvas largas com picos baixos. (KECECIOGLU, 2002; RELIASOFT BRASIL, 2007).

2.6.3 PARAMETRO DE LOCALIZAÇÃO

O parâmetro de localização indica o valor inicial da curva de distribuição de probabilidade ao longo do eixo da abscissa, em geral este valor é tomado como zero, mas em alguns casos pode assumir valores diferentes do nulo podendo até mesmo ser negativo.

Muitas funções de probabilidade não possuem o parâmetro de localização, entre as que possuem as mais usadas são as funções Weibull e Normal.

Mudanças no parâmetro de localização não provocam mudanças na curva, apenas implicam em um deslocamento da mesma para a direita ou para a esquerda. (KECECIOGLU, 2002).

2.7 MÉTODOS PARA ESTIMAÇÃO DE PARÂMETROS.

A utilização de modelos paramétricos no tratamento estatístico de dados provenientes de testes de durabilidade em geral oferece resultados mais consistentes a respeito da confiabilidade, taxa de falha e outras medidas, por este motivo a estimação de parâmetros é uma etapa bastante importante no estudo de confiabilidade.

Existem vários métodos de estimação de parâmetros, mas nem todos possuem a habilidade de trabalhar com dados que apresentam censura. Por este motivo o método de máxima verossimilhança recebe destaque nos estudos de durabilidade.

Um estimador de máxima verossimilhança, tem por finalidade determinar quais são os parâmetros para a distribuição de probabilidade em estudo que mais provavelmente se aplicariam a uma determinada amostra, assim ao utilizar uma distribuição como Weibull, por exemplo, o estimador de máxima verossimilhança tem a finalidade de escolher qual par de β e θ que “melhor explica” a amostra observada. (BORGES et al, 1996; HARTER & MOORE 1969; CORDEIRO, 1992).

A função de verossimilhança para um parâmetro genérico θ é dada por.

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(t_i; \theta) \quad (2.23)$$

Onde θ pode estar representando um único parâmetro ou um conjunto de parâmetros e $f(t_i; \theta)$ é a função densidade de probabilidade que se está trabalhando. Desse modo fica claro que a função de verossimilhança pode se apresentar de vários aspectos, pois pode ser aplicada a vários tipos de funções de distribuição.

2.7.1 VERIFICAÇÃO DA ADERÊNCIA DAS DISTRIBUIÇÕES

De um modo geral os dados provenientes de testes de durabilidade são variáveis aleatórias cuja distribuição não é conhecida. Dessa forma é importante que a escolha da função seja feita a partir de algum critério de validação que pode ser por um método gráfico um método analítico, ou mesmo os dois simultaneamente.

2.7.2 MÉTODOS GRÁFICOS

Dentre os métodos gráficos mais conhecidos recebe destaque o método da comparação do modelo proposto com o estimador de Kaplan Meyer. Neste método para um determinado conjunto de valores de vida em fadiga estima-se a função de confiabilidade para cada função escolhida e para o mesmo conjunto de valores de vida em fadiga determina-se a estimativa de Kaplan Meyer que é dada pela equação:

$$\hat{R}(t) = \left(\frac{n_1-d_1}{d_1}\right) \left(\frac{n_2-d_2}{d_2}\right) \dots \left(\frac{n_{t_0}-d_{t_0}}{d_{t_0}}\right) \quad (2.24)$$

Onde:

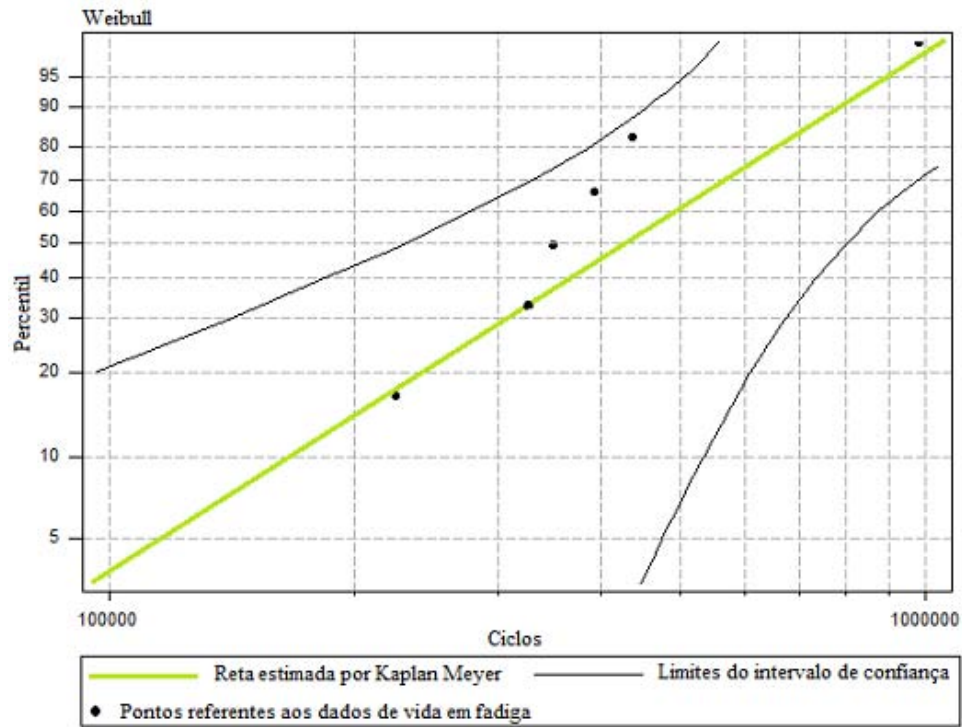
n_i = número de itens sob risco em t_i .

d_i = número de falhas em t_i .

O método consiste em fazer uma comparação gráfica dos pontos estimados pelas funções com a estimativa de Kaplan Meyer, o que na pratica é feito através dos gráficos $\hat{R}(t)$ versus $\hat{R}_m(t)$, sendo $\hat{R}_m(t)$ a função do modelo proposto. Com isso, o melhor modelo será aquele cujos pontos que representam o número de ciclos até a falha da função de confiabilidade estimada estiverem mais próximos dos valores obtidos pela estimativa de Kaplan Meyer, ou seja, o modelo que apresenta os pontos no gráfico mais próximo da reta $x = y$, onde $y = \hat{R}(t)$ e $x = \hat{R}_m(t)$.

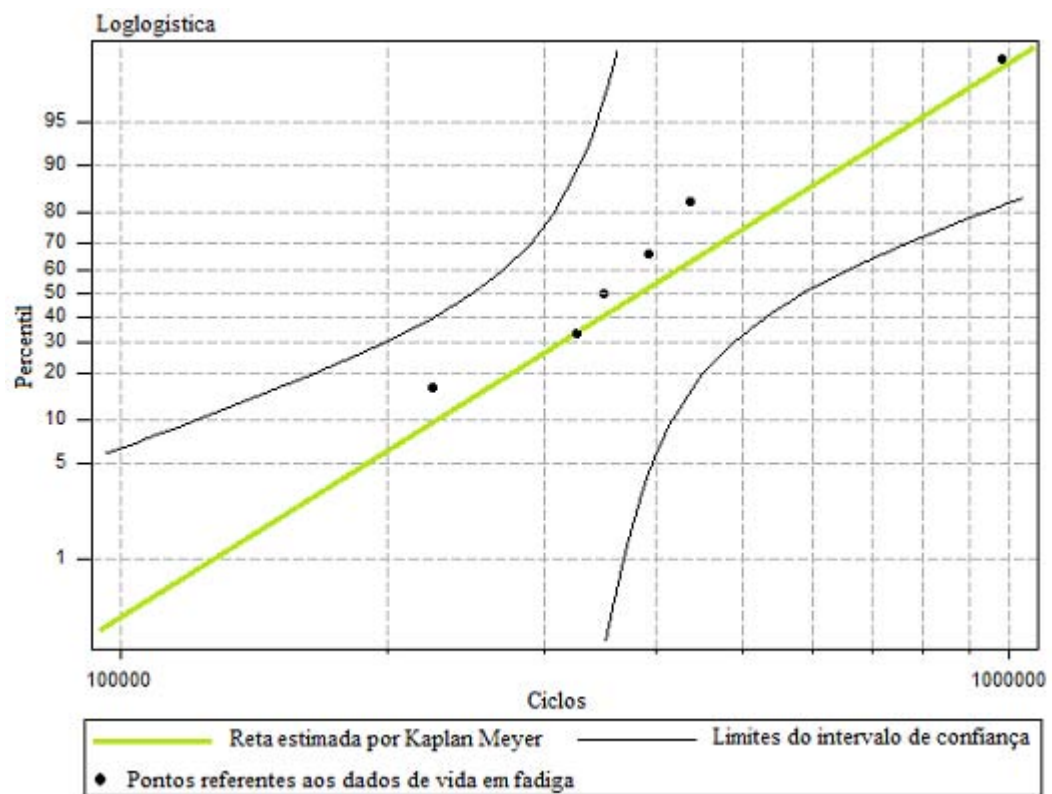
Para este tipo de teste a ferramenta MINITAB se mostra bastante versátil, pois permite fazer a verificação de várias funções de probabilidade ao mesmo tempo. As Figuras (2.23 e 2.24) mostram um exemplo de gráfico de probabilidade versus Kaplan Meyer com os limites do intervalo de confiança, gerados com a ferramenta MINITAB para duas funções estatísticas, Weibull e Loglogística para um mesmo conjunto de valores de vida em fadiga.

Figura 2.23 – Modelo de gráfico de probabilidade com intervalo de confiança para função Weibull



Fonte: o autor

Figura 2.24 – Modelo de gráfico de probabilidade com intervalo de confiança para função Loglogística



Fonte: o Autor

2.7.3 MÉTODOS ANALÍTICOS

A escolha do modelo probabilístico que melhor se ajusta a um determinado conjunto de valores de vida em fadiga deve ser baseada na aderência ou aproximação destes valores ao modelo proposto. A aderência de valores de vida em fadiga a modelos probabilísticos pode ser verificada a partir de testes não paramétricos, estes testes levam em conta a forma de distribuição do conjunto destes valores e não os parâmetros.

Dentre os testes de aderência mais conhecidos em estudos referentes a tempo de vida, destaca-se o teste de Anderson Darling, por ser o mais usual para o método de máxima verossimilhança e mínimos quadrados.

A estatística de Anderson Darling representa uma medida da proximidade dos pontos que representam os valores de vida em fadiga ou número de ciclos até a falha da reta estimada no gráfico de probabilidade, portanto, pode-se dizer que os métodos gráficos e analíticos são complementares.

Anderson Darling pode ser considerado um teste alternativo dos testes Qui-Quadrado e de Kolmogorov-Smirnov, leva a vantagem de ser mais sensível que os mesmos e dar maior importância aos valores que apresentam grande dispersão e ficam localizados nas extremidades das curvas de distribuição, valores pequenos da estatística de Anderson Darling indicam boa aderência da distribuição aos dados de vida em fadiga que estão sendo analisados. (STEPHENS, 1974).

A estatística de Anderson Darling pode ser calculada através da expressão:

$$A^2 = -n - \sum_{i=1}^n \frac{(2i-1)}{n} \ln[F(x_i) + \ln F(x_{n+1-i})] \quad (2.25)$$

Onde F é a função de distribuição acumulada do modelo específico.

CAPÍTULO 3

PROCEDIMENTO EXPERIMENTAL

3.1 MATERIAIS

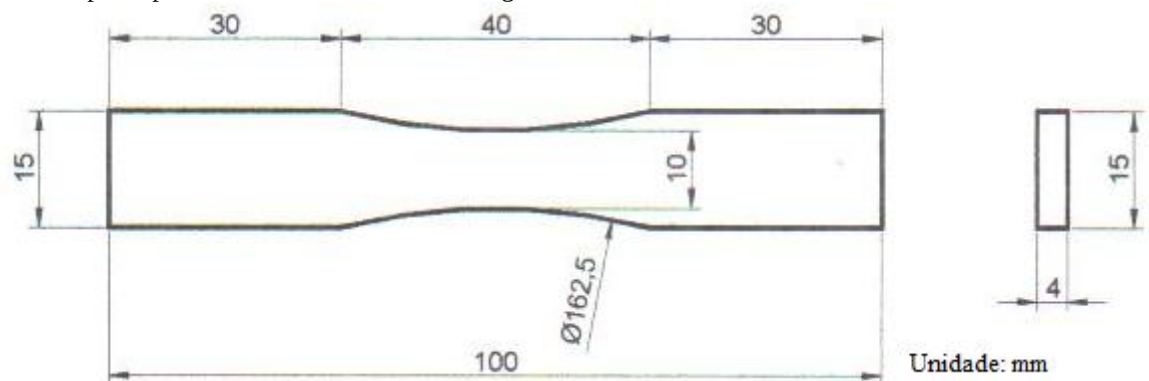
Os dados de fadiga utilizados para a realização deste trabalho foram retirados da tese de doutorado “EFEITO DAS TENSÕES RESIDUAIS NA FRATURA E RESISTENCIA À FADIGA DA LIGA DE ALUMÍNIO 7050-T7451”. Esta liga como já mencionado no capítulo 2 é uma liga quaternária Al-Zn-Mg-Cu da série 7XXX com a designação 7050 na condição T7451 de aplicação estrutural. Os corpos de prova utilizados nos ensaios de fadiga foram retirados de uma placa laminada (espessura 3/4”) fornecida pela EMBRAER-LIEBHERR (ELEB) que passou por tratamentos superficiais de eletrodeposição de cromo duro e *shot peening* realizados na ELEB com padrão de qualidade aeronáutica.

Foram realizados ensaios de fadiga axial em corpos de prova retirados da chapa nas direções transversal e longitudinal a laminação.

3.2 CORPOS DE PROVA

Os corpos de prova utilizados nos ensaios de fadiga axial foram confeccionados seguindo as especificações da norma ASTM-466, com acabamento superficial com retífica na condição de razão de carregamento $R=0,1$, frequência de 30Hz e temperatura ambiente. Os ensaios foram realizados no laboratório de ensaios mecânicos do Departamento de Engenharia de Materiais, da Escola de Engenharia de Lorena DEMAR/EEL. A Figura 3.1 ilustra detalhadamente as dimensões e a geometria dos corpos de prova.

Figura 3.1 Corpo de prova utilizado no ensaio de fadiga axial.



Fonte: CARVALHO, 2004

Para a realização dos ensaios de fadiga axial foram utilizados 154 corpos de prova, sendo 80 corpos de prova para direção longitudinal e 74 corpos de prova para direção transversal. Estes corpos de prova foram divididos em 38 conjuntos de acordo com os níveis de tensão que foram realizados os ensaios de fadiga.

3.2.1 CONDIÇÕES DE CORPO DE PROVAS UTILIZADOS NOS ENSAIOS DE FADIGA

As condições dos corpos de provas empregadas para a realização dos ensaios de fadiga axial para as direções longitudinal e transversal estão relacionadas a seguir mostrando uma subdivisão dos 154 cdps conforme tratamento recebido.

Direção Longitudinal

- Material base na condição tratada termicamente (T7451).
- Material base com tratamento mecânico de **shot peening** com esfera de vidro.
- Material base com tratamento mecânico de **shot peening** com esfera de cerâmica.
- Material base com revestimento superficial de cromo duro, com espessura de 100 µm.
- Material base com tratamento mecânico de **shot peening** com esfera de vidro, revestido com cromo duro na espessura de 100 µm.
- Material base com tratamento mecânico de **shot peening** com esfera de cerâmica, revestido com cromo duro na espessura de 100 µm.

Direção transversal

- Material base na condição tratada termicamente (T7451).
- Material base com tratamento mecânico de **shot peening** com esfera de vidro.
- Material base com tratamento mecânico de **shot peening** com esfera de cerâmica.
- Material base com tratamento mecânico de **shot peening** com esfera de vidro, revestido com cromo duro na espessura de 100 µm.
- Material base com tratamento mecânico de **shot peening** com esfera de cerâmica, revestido com cromo duro na espessura de 100 µm.

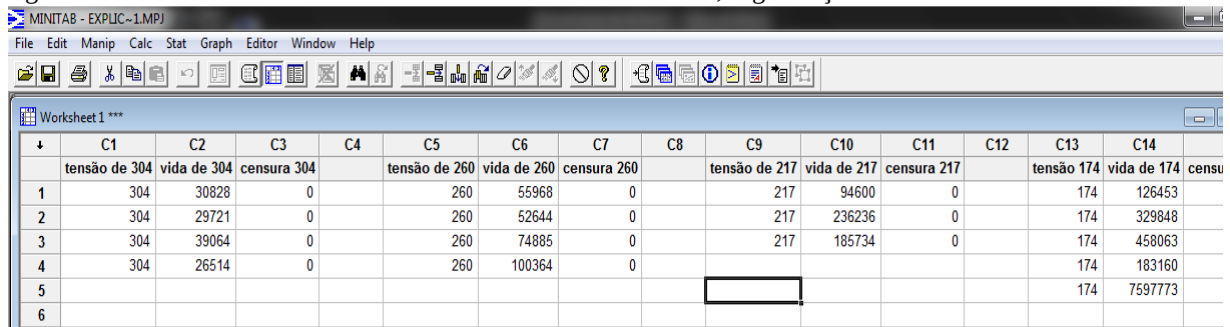
3.3 TRATAMENTO ESTATÍSTICO DOS DADOS

O tratamento estatístico dos dados obtidos nos ensaios de fadiga foi realizado com a ferramenta estatística MINITAB Release 13.0. Para iniciar o tratamento dos dados, são necessárias algumas ações como, organização dos dados, escolha das funções, definição dos parâmetros a serem analisados, definição do nível de confiança a ser trabalhado, definição do

método a ser utilizado para a estimação dos parâmetros, além de alguns testes para garantir que todas as funções a serem analisadas trabalhem dentro de um mesmo intervalo de valores de vida em fadiga.

Começando pela disposição dos dados a serem analisados, a Figura 3.2 mostra como deve ser feita a organização dos valores de vida em fadiga para cada nível de tensão.

Figura 3.2– Tela da ferramenta estatística MINITAB Release 13.0, organização dos dados.



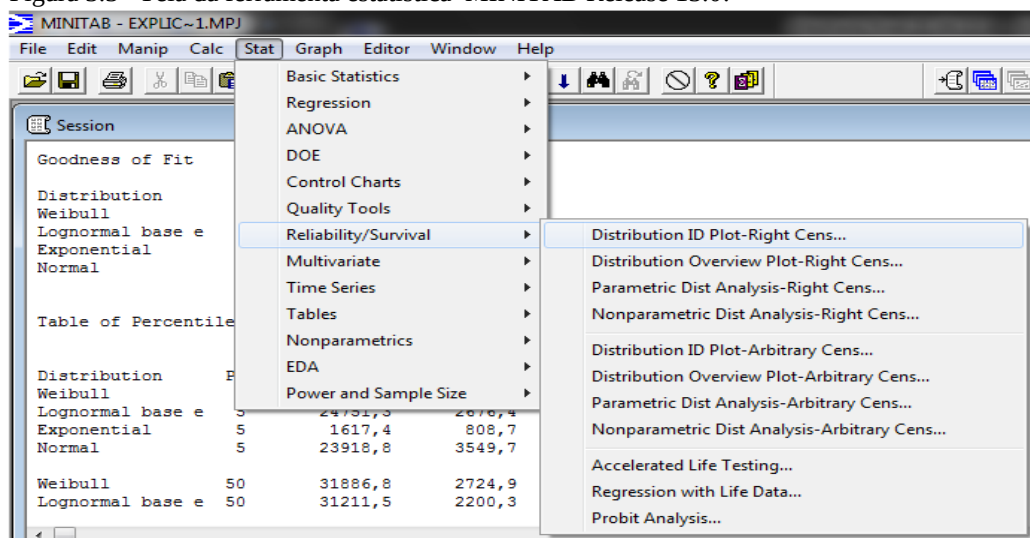
	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	
	tensão de 304	vida de 304	censura 304		tensão de 260	vida de 260	censura 260		tensão de 217	vida de 217	censura 217		tensão 174	vida de 174	censu
1	304	30828	0		260	55968	0		217	94600	0		174	126453	
2	304	29721	0		260	52644	0		217	236236	0		174	329848	
3	304	39064	0		260	74885	0		217	185734	0		174	458063	
4	304	26514	0		260	100364	0						174	183160	
5													174	7597773	
6															

Fonte: o Autor

Observando a figura 3.2 nota-se a organização dos dados em colunas separadas por nível de tensão, isso é necessário porque o tratamento estatístico é feito separadamente para cada nível de tensão. São necessárias três colunas, uma para a tensão, uma para os valores obtidos nos ensaios e uma para a censura, que neste caso é preenchido com zero, quando se trabalha com dados sem a ocorrência de censura e um nos casos em que o teste foi interrompido antes da ocorrência de fratura do corpo de prova.

Após a conclusão desta etapa, foi então começado efetivamente o tratamento dos dados a partir do ícone, **Stat**, no módulo **Reliability/Survival/Distribution ID Plot- Right Cens**, conforme mostra a Figura 3.3.

Figura 3.3– Tela da ferramenta estatística MINITAB Release 13.0.



Fonte: o Autor

Ao acessar este módulo, devem-se escolher as funções a serem utilizadas e selecionar o nível de tensão desejado. A configuração das ações é feita da seguinte forma:

Variables : define-se a vida na tensão selecionada.

By variable: define-se a tensão selecionada.

Censor : "use censoring columns" - a coluna censura da tensão selecionada, e "censoring value" = 1, pois neste caso deve-se considerar a existência de valores censurados.

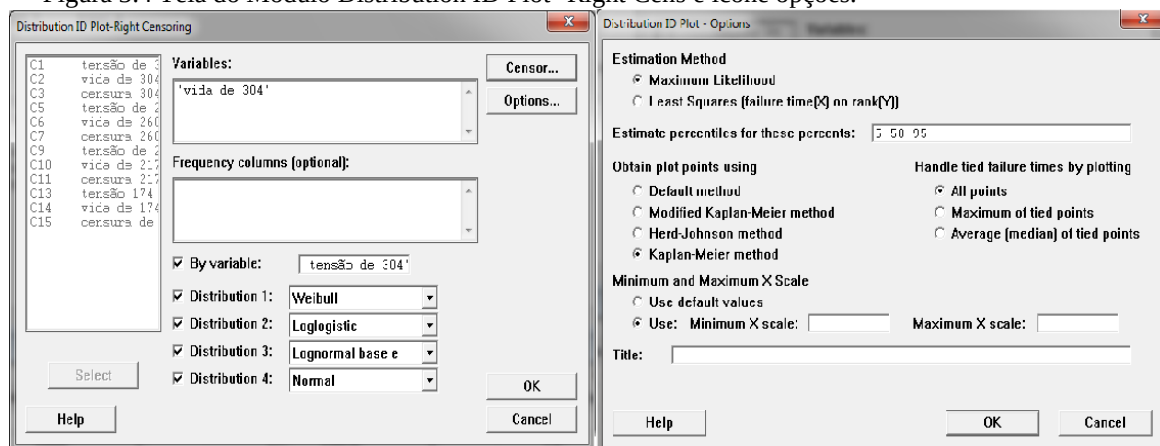
Options: na parte "estimate percentiles for these percents", são escolhidos os valores de reabilidade que serão apresentados na resposta, neste caso o percentil 50 é o de maior interesse para o trabalho.

Ainda no ícone **options**, deve-se escolher o método a ser utilizado para estimação dos parâmetros, que no caso, foi o método de máxima verossimilhança.

O método gráfico a ser trabalhado, também é definido neste ícone, para este trabalho, foi utilizado o método de Kaplan Mayer. Além disso, devem ser definidos os limites dos intervalos de análise, para isso, seleciona-se a opção "use: Minimum X scale, Maximum X scale".

Estes limites são obtidos através de testes com valores que devem abranger os menores e os maiores valores de vida em fadiga, obtidos para cada nível de tensão. Na grande maioria dos casos, foi necessário testar vários valores para conseguir que todas as funções trabalhassem dentro do mesmo intervalo. A Figura 3.4 mostra como é à disposição deste módulo e também a disposição do ícone opções.

Figura 3.4 Tela do Módulo Distribution ID Plot- Right Cens e ícone opções.



Fonte: o Autor

O resultado das ações realizadas neste módulo é uma tabela com os valores das probabilidades de falha nos percentil escolhidos, valores da estatística de Anderson Darling, e

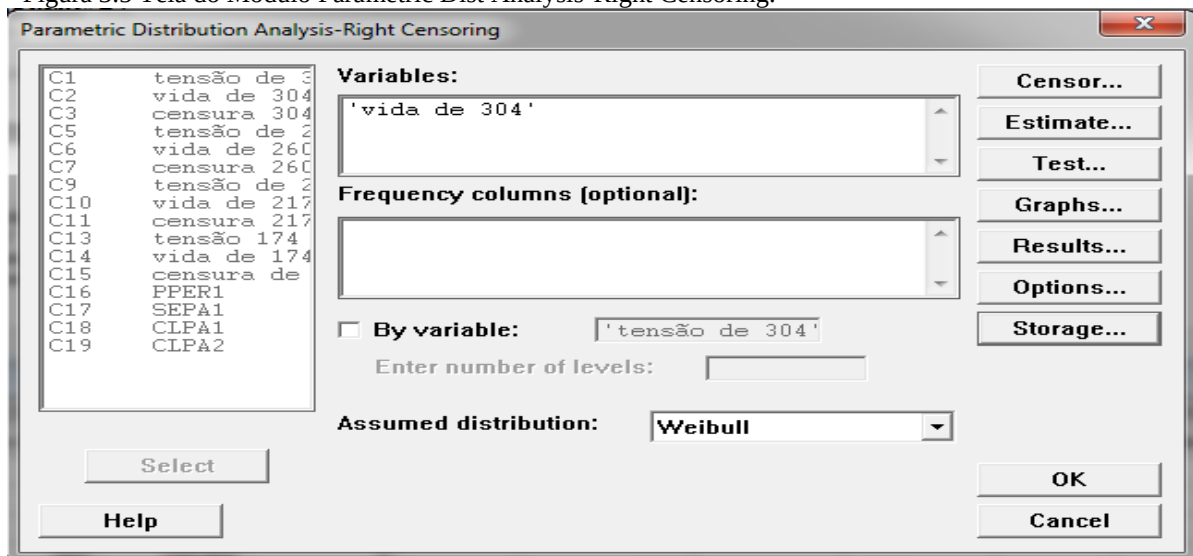
também valores de média e desvio padrão. Destas tabelas foram retirados os valores de interesse para o trabalho e construídas as tabelas para comparação dos dados.

Para a construção dos gráficos de probabilidade versus Kaplan-Meyer das funções escolhidas, foi utilizado o módulo ***Parametric Dist Analysis-Right Censoring***. Neste módulo, define-se o nível de confiança dos intervalos, o tipo de gráfico que se deseja construir, os parâmetros que se deseja calcular e o método estatístico para a obtenção dos parâmetros.

A ferramenta responde com uma tabela contendo todos os dados escolhidos, o erro referente a cada percentil, os limites dos intervalos de confiança, o gráfico de probabilidade de falha, além de fornecer algumas outras medidas importantes, como parâmetros de forma e escala.

Este processo é feito separadamente para cada uma das funções escolhidas e para cada nível de tensão. A Figura 3.5 mostra a janela deste módulo com as opções a serem preenchidas.

Figura 3.5 Tela do Módulo Parametric Dist Analysis-Right Censoring.



Fonte: o Autor

Como a norma ASTM E 739-91, exige que os valores de referência para o número de ciclos de vida em fadiga, de componentes aeronáuticos sejam dados a partir da probabilidade de falha a 50%, o trabalho em questão direcionou seu foco principal, na determinação da função de probabilidade que melhor represente a probabilidade de falha para o percentil referente a esta exigência.

3.4 PROCEDIMENTO ESTATÍSTICO.

Para cada nível de tensão foi elaborada uma tabela contendo os fatores de forma e escala para as quatro funções analisadas, Weibull, Lognormal Base e , Normal e Loglogística, e também uma tabela contendo, os valores da estatística de Anderson Darling, os valores de probabilidade de falha a 50% em número de ciclos, o erro referente a esta probabilidade de falha em número de ciclos e os limites do intervalo de confiança a 99% para as quatro funções analisadas.

Os cálculos foram realizados separadamente para cada nível de tensão e para cada função estatística, sendo geradas duas tabelas de valores para cada nível de tensão, quando o ensaio ocorreu na direção longitudinal e transversal, e uma tabela de valores para cada nível de tensão, quando o ensaio ocorreu em apenas uma direção.

Para verificar a aderência das funções, em cada nível de tensão a partir do método gráfico, foram gerados os gráficos de probabilidade de falha versus Kaplan Meyer juntamente com os intervalos de confiança a 99%. Este nível de confiança foi o mais adequado para o trabalho, pois ao se trabalhar com um nível de confiança de 95%, vários intervalos de confiança apresentaram pontos referentes a valores de vida em fadiga, que ficavam fora dos limites do intervalo, isso ocorreu devido a grande dispersão apresentada nos resultados dos ensaios. Vale destacar que este método, nem sempre é possível definir qual função se mostra mais aderente aos valores de vida em fadiga estudados, pois se trata de uma comparação visual e em muitos casos as funções distribuíram estes valores de vida em fadiga de forma muito semelhante.

Além da análise gráfica, foram realizadas comparações entre os valores da estatística de Anderson Darling, do erro referente à probabilidade de falha a 50% e também da amplitude dos intervalos de confiança.

A função que apresentar o menor valor para a estatística de Anderson Darling, para o erro em número de ciclos e a menor amplitude para o intervalo de confiança, é a que garante maior confiabilidade no tratamento estatístico do conjunto de valores de vida em fadiga que gerou tais medidas. Nos casos em que os menores valores dos parâmetros anteriormente citados, não estejam relacionados a uma única função, utilizou-se como critério de escolha o seguinte processo:

Primeiramente foram comparados os valores da estatística de Anderson Darling, pois esta medida representa o quanto cada função foi capaz de adequar um modelo de curva de

distribuição aos valores de vida em fadiga analisados. Quanto menor o valor da estatística de Anderson Darling mais corretamente a função estará representando os valores de vida em fadiga estudados, consequentemente, mais próximo da realidade estará o valor da probabilidade de falha a 50% apresentada.

Em segundo lugar foram comparados os erros referentes à probabilidade de falha a 50% apresentada para cada uma das quatro funções, nos casos em que a função que apresentou o menor valor para a estatística de Anderson Darling não foi a que apresentou o menor erro em número de ciclos, verificou-se qual percentual do número de ciclos a diferença entre estes erros atingiu, se foi menor que 3% do número de ciclos, optou-se pela função com menor valor para a estatística de Anderson Darling, se maior que 3% o passo seguinte foi comparar as amplitudes dos intervalos de confiança.

Após definir qual das quatro funções possui maior capacidade para representar os valores de vida em fadiga para cada nível de tensão, o valor em número de ciclos referente à probabilidade de falha a 50% foi usado para a obtenção da curva σ -N referente a cada ensaio.

Este processo foi repetido para cada nível de tensão analisado, para cada condição de tratamento dos corpos de prova ensaiados.

No final de cada conjunto de análises, foram elaboradas as tabelas que indicam quais as funções que apresentaram os melhores resultados para cada nível de tensão. Os dados apresentados nestas tabelas foram utilizados para a obtenção das curvas de fadiga.

Capítulo 4 - RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 - DADOS DE FADIGA UTILIZADOS NO TRABALHO

Todos os valores de vida em fadiga utilizados neste trabalho foram retirados da tese de doutorado “EFEITO DAS TENSÕES RESIDUAIS NA FRATURA E RESISTÊNCIA À FADIGA DA LIGA DE ALUMÍNIO 7050-T7451”.

Os valores de vida em fadiga estão organizados em cinco tabelas que apresentam os níveis de tensão em que foram realizados os ensaios de fadiga axial com os respectivos números de ciclos atingidos por cada corpo de prova até a falha ou o número de ciclos em que o ensaio foi interrompido após atingir 7×10^6 ciclos, ou seja, dados censurados.

Cada tabela faz referência ao tipo de tratamento superficial aplicado aos corpos de prova utilizados nos ensaios de fadiga.

Antes de cada tabela estão apresentadas as discussões referentes a cada nível de tensão e também estão relacionados os gráficos de probabilidade referentes a cada nível de tensão e as tabelas com os resultados do tratamento estatístico destes valores de vida em fadiga nas duas direções

4.2 RESULTADOS DO TRATAMENTO ESTATÍSTICO DA TABELA 4.1 (MBT)

Tabela 4.1 - Resultados de ensaio de fadiga axial em material base nas direções L e T.

Tensão (Mpa)	Nº Ciclos MBL	Nº Ciclos MBT
304	30.828	47.331
304	29.721	49.174
304	39.064	43.157
304	26.514	58.157
282	-----	62.846
282	-----	84.606
260	55.968	95.312
260	52.644	114.660
260	74.885	104.166
260	100.364	-----
217	94.600	-----
217	236.236	-----
217	185.734	-----
174	126.453	297.714
174	329.884	408.498
174	458.063	3.628.926
174	183.160	1.912.020
174	7.597.773*	438.643
174	-----	269.368
174	-----	504.754
174	-----	9.588.812*

Fonte - EFEITO DAS TENSÕES RESIDUAIS NA FRATURA E RESISTENCIA A FADIGA DA LIGA DE ALUMÍNIO 7050-T7451- Tese de doutorado.

Nota: * Amostra que não falhou; MBL - material base na direção L; MBT - material base na direção T.

Tensão de 304 MPa (MBT)

Para a tensão de 304 MPa Figura 4.1 observa-se que as quatro funções utilizadas distribuíram os dados de vida em fadiga de maneira bastante semelhante, mostrando que qualquer uma das quatro funções estudadas pode ser usada para representar estes valores de vida em fadiga. Os valores da estatística de Anderson Darling e do erro em número de ciclos, apresentados na Tabela 4.3 mostram que as funções Loglogística e Lognormal Base e , obtiveram um melhor desempenho quando comparadas às funções Weibull e Normal. Como a diferença entre os erros em número de ciclos apresentados pelas funções Loglogística e Lognormal Base e foi de apenas 60 ciclos, a função Loglogística foi escolhida para representar os valores de vida em fadiga referentes a este nível de tensão por ter apresentado um valor de 0,300 para a estatística de Anderson Darling, que é 8,6% menor que o valor de 0,326 desta estatística apresentado pela função Lognormal Base e .

Figura 4.1 – Gráficos de probabilidade para as quatro funções estatísticas na tensão de 304 MPa (MBT).

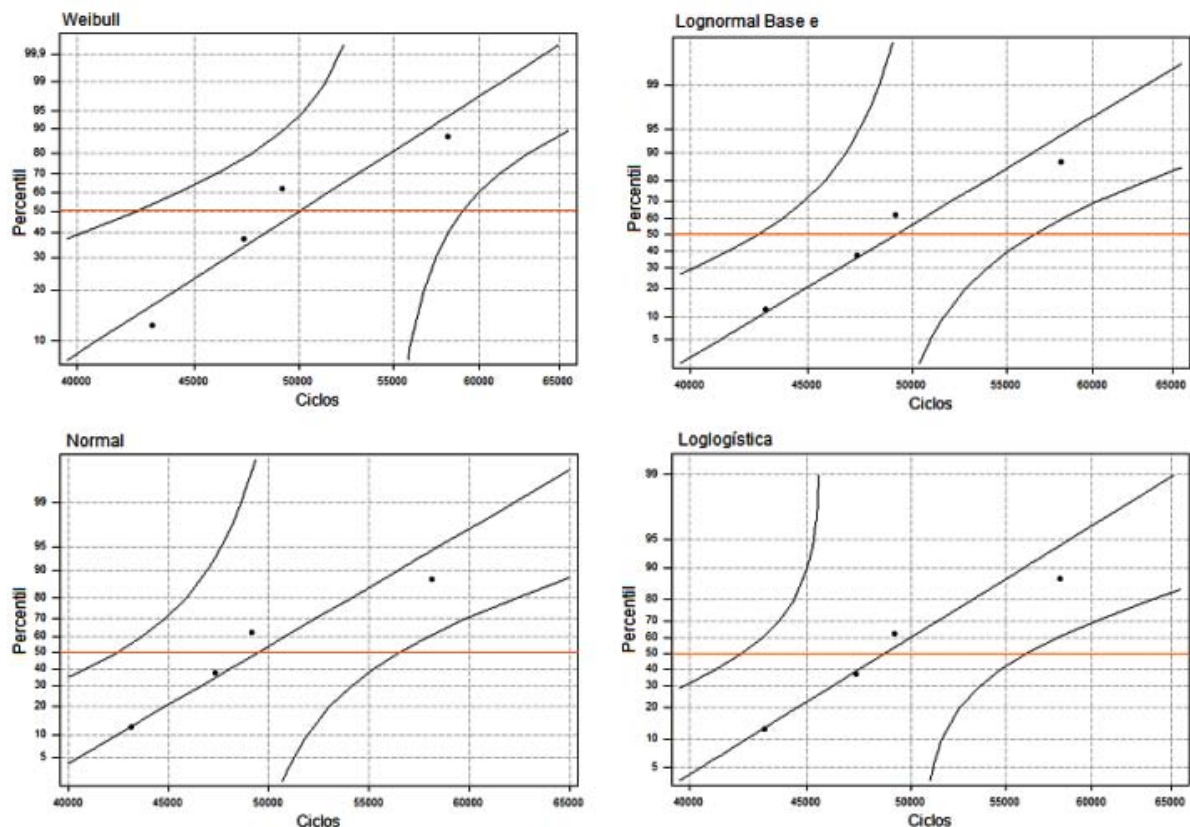


Tabela 4.2 – Parâmetros de forma e escala das funções para Tensão de 304 MPa. Fadiga axial (MBT)

Função	Fator de forma ou locação		Fator de escala	
Weibull	β	9,242	θ	52.010
Lognormal e	μ	10,803	σ	0,108
Normal	μ	49.454	σ	5.477
Loglogística	α	10,793	γ	0,063

Tabela 4.3 - Resultados de tratamento estatístico dos valores de vida em fadiga para a tensão 304 MPa. (MBT)

Função	Anderson Darling	N ⁰ de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,402	49.988	3.204	42.378 – 58.964
Lognormal <i>e</i>	0,326	49.162	2.654	42.779 – 56.498
Normal	0,360	49.454	2.738	42.401 – 56.508
Loglogística	0,300	48.698	2.714	42.185 – 56.217

Tensão de 282 MPa (MBT)

Para a tensão de 282 MPa Figura 4.2, é possível observar que as quatro funções distribuíram os dados de vida em fadiga de forma muito semelhante, não sendo possível concluir a partir dos gráficos, qual das funções se mostrou mais aderente a este conjunto de valores de vida em fadiga.

Analisando os valores apresentados na tabela 4.5, é possível verificar que a função Loglogística apresentou o menor valor para a estatística de Anderson Darling, 0,410 que é 10% menor que o segundo valor de 0,455 apresentado pelas funções Normal e Lognormal Base *e*.

A tabela 4.5 mostra também que a função Lognormal *e* apresentou o menor erro em número de ciclos, porém a diferença entre os erros da função Loglogística e da função Lognormal Base *e* é de 1555 ciclos, o que corresponde a 2,1% do número de ciclos estimado para a probabilidade de falha a 50% apresentado pela função Loglogística. Dessa forma a função Loglogística é a função que apresenta maior confiabilidade para representar os valores de vida em fadiga referentes a este nível de tensão.

Figura 4.2 – Gráficos de probabilidade para as quatro funções estatísticas na tensão de 282 MPa (MBT).

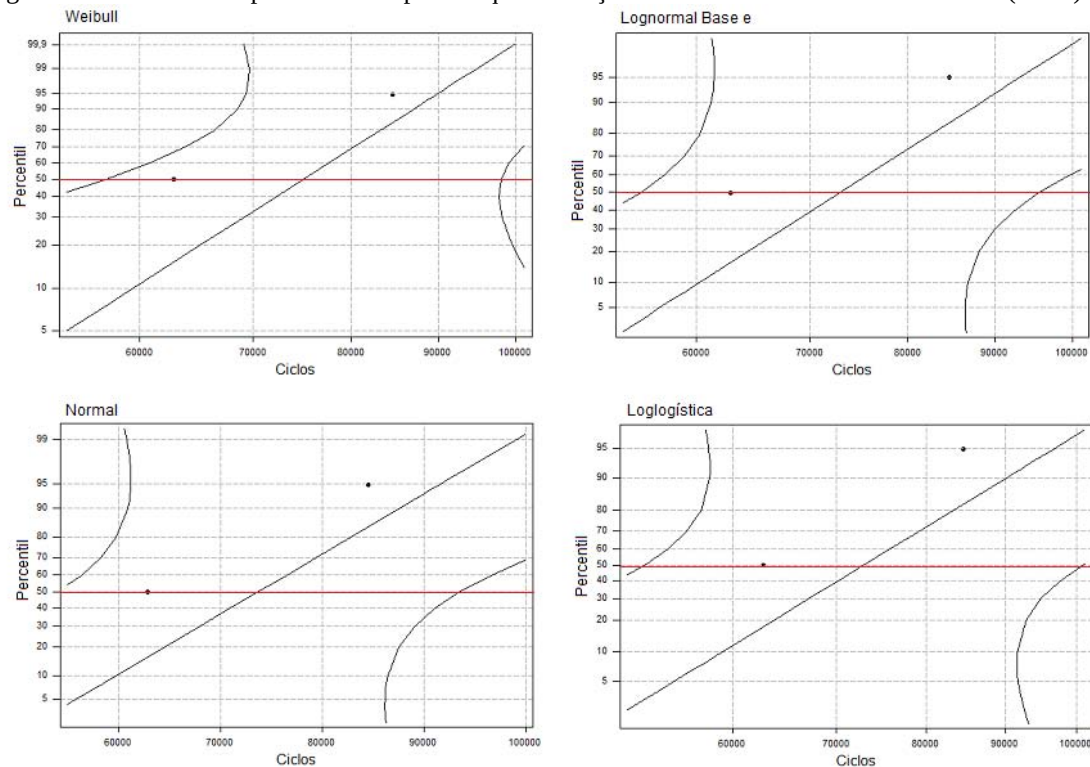


Tabela 4.4 – Parâmetros de forma e escala das funções para Tensão de 282 MPa. Fadiga axial (MBT)

Função		Fator de forma		Fator de escala
Weibull	β	8,070	θ	78.483
Lognormal e	μ	11,197	σ	0,148
Normal	μ	73.726	σ	10.880
Loglogística	α	11,197	γ	0,096

Tabela 4.5 – Resultados de tratamento estatístico para a tensão de 282 MPa. Fadiga axial (MBT)

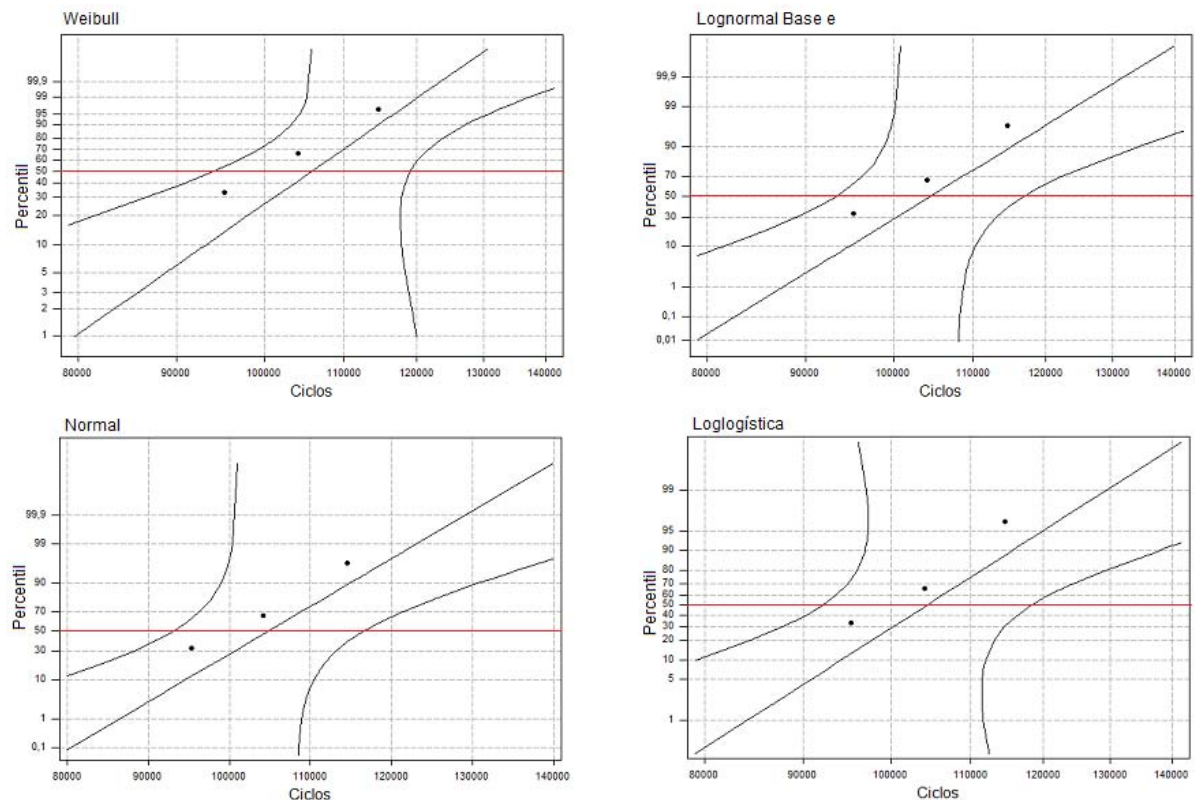
Função	Anderson Darling	Nº de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em Nº de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,460	74.998	7.817	57.338 – 98.098
Lognormal e	0,455	72.919	7.665	55.622 – 95.594
Normal	0,455	73.726	7.693	53.909 – 93.542
Loglogística	0,410	72.919	9.220	52.648 – 100.994

Tensão de 260 MPa (MBT)

Para a tensão de 260 Mpa, Figura 4.3, é possível notar que as quatro funções apresentaram boa linearização dos valores de vida em fadiga e também distribuíram estes valores bem próximos da reta estimada por Kaplan Meyer, mostrando que todas poderiam ser usadas para representar este conjunto de valores de vida em fadiga.

O valor de 0,285 para a estatística de Anderson Darling, apresentado na Tabela 4.7 para a função Loglogística mostra que esta função possui melhor aderência aos valores de vida em fadiga analisados do que as demais funções estudadas. Como as diferenças entre as outras medidas apresentadas são muito pequenas se comparadas ao valor da probabilidade de falha a 50%, a função Loglogística é a que se mostra mais confiável para representar este conjunto de valores de vida em fadiga.

Figura 4.3 – Gráficos de probabilidade de falha para as quatro funções estatísticas na tensão de 260 MPa (MBT).



4.6 - Parâmetros de forma e escala das funções para tensão de 260 MPa. Fadiga axial (MBT)

Função	Fator de forma ou locação		Fator de escala	
Weibull	β	14,924	θ	108.424
Lognormal <i>e</i>	μ	11,556	σ	0,075
Normal	μ	104.713	σ	7.908
Loglogística	α	11,555	γ	0,046

4.7 — Resultados de tratamento estatístico para a tensão de 260 MPa. Fadiga axial (MBT)

Função	Anderson Darling	Nº de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em Nº de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,326	105.794	4.854	93.999 – 119.067
Lognormal <i>e</i>	0,308	104.415	4.549	93.329 – 116.816
Normal	0,312	104.713	4.565	92.951 – 116.473
Loglogística	0,285	104.338	5.049	92.085 – 118.219

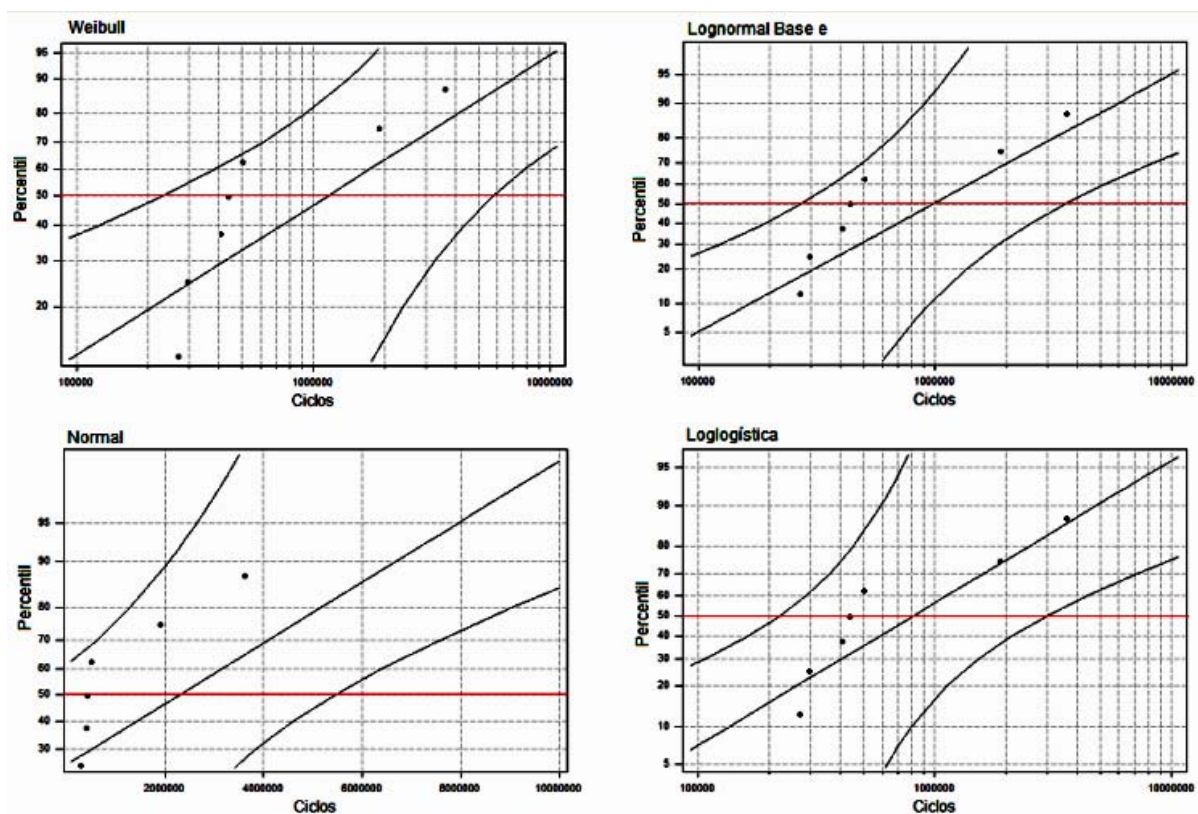
Tensão de 174 MPa (MBT)

Para o nível de tensão de 174 MPa, Figura 4.4 é possível notar que as quatro funções estudadas apresentaram boa linearização dos valores de vida em fadiga. Com isso, qualquer uma das quatro funções estudadas, poderia ser usada para tratar os valores de vida em fadiga referentes a este nível de tensão.

Comparando os valores apresentados na Tabela 4.9, nota-se que entre as quatro funções estudadas, a função Loglogística apresentou o menor valor para a estatística de Anderson Darling 3,075; o menor valor para o erro em número de ciclos 407.420 e também o menor valor para o intervalo de confiança, como pode ser visto pelos valores que representam os seus limites.

O valor de 806.571 ciclos, referente à probabilidade de falha a 50% fornecido pela função Loglogística, mostra que esta função é mais conservativa na extrapolação dos valores de vida em fadiga que foram censurados, o que garante que os resultados apresentados por essa função, são mais seguros e mais próximos da realidade do que os valores apresentados pelas demais funções estudadas.

Figura 4. 4 – Gráficos de probabilidade para tensão de 174 MPa para as quatro funções estatística



4.8 – Parâmetros de forma e escala das funções para tensão de 174 MPa. Fadiga axial (MBT)

Função		Fator de forma		Fator de escala
Weibull	β	0,668	θ	1.983.103
Lognormal e	μ	13,798	σ	1,396
Normal	μ	2.285.043	σ	3.430.911
Loglogística	α	13,601	γ	0,812

4.9 – Resultados de tratamento estatístico para a tensão de 174 MPa. Fadiga axial (MBT)

Função	Anderson Darling	N ^o de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ^o de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	3,182	1.146.409	717.573	121.906 – 4.327.655
Lognormal e	3,124	982.294	490.055	271.738 – 3.550.854
Normal	3,635	2.285.043	1.223.294	-865.953 – 5.436.039
Loglogística	3,075	806.571	407.420	219.570 – 2.962.863

Curva σ -N (MBT)

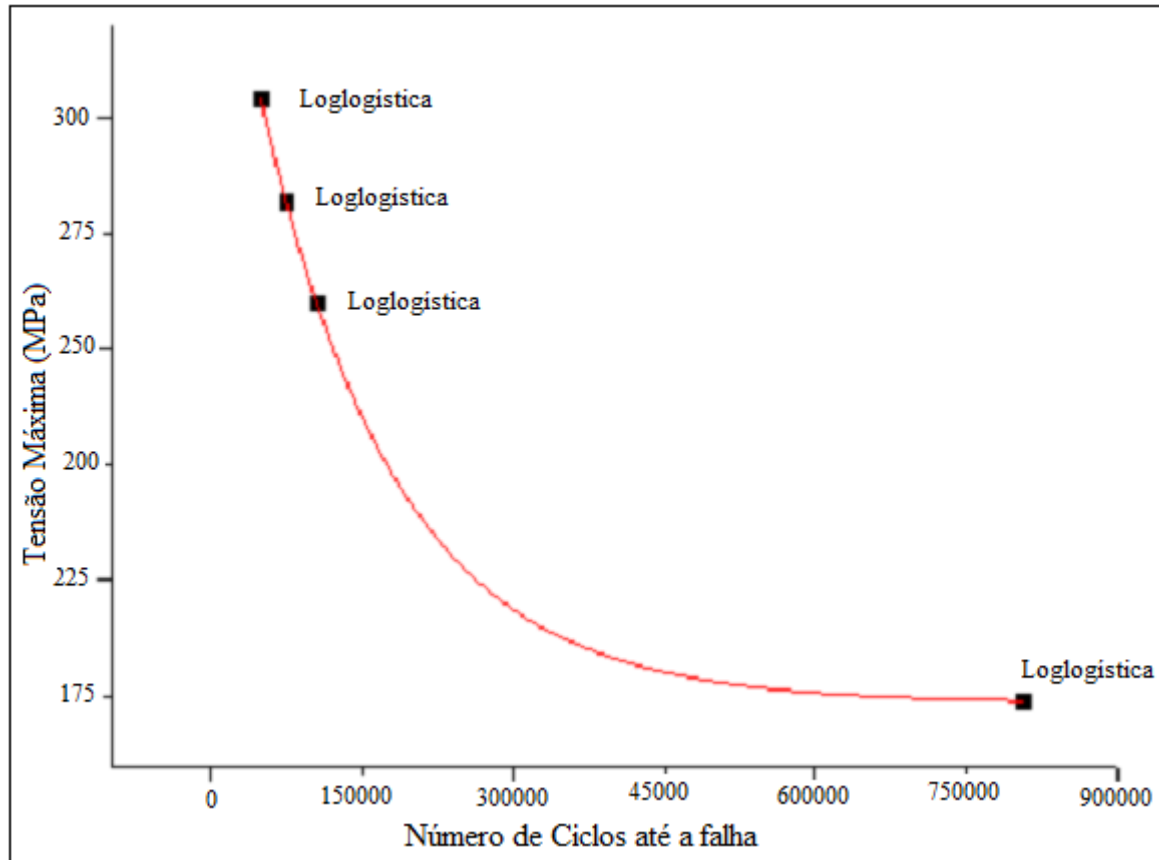
Após realizar tratamento estatístico em cada nível de tensão, através das quatro funções de distribuição, foram definidos os valores da probabilidade de falha a 50% considerados mais seguros segundo o critério de escolha adotado.

A tabela 4.10 fornece os números de ciclos definidos para cada nível de tensão e a função que forneceu estes valores. A Figura 4.5 mostra a curva σ -N obtida a partir destes valores.

Tabela 4.10 – Valores da probabilidade de falha utilizados na curva σ – N. Fadiga axial (MBT)

Melhor valor para Probabilidade de falha a 50%		
Tensão MPa	Ciclos para Prob. Falha 50%	Função
304	48.691	Loglogística
282	72.910	Loglogística
260	104.338	Loglogística
174	806.571	Loglogística

Figura 4.5 - Curva σ -N para dados de fadiga axial, material base na direção T.



Fonte: o Autor

4.3 - RESULTADOS DE TRATAMENTO ESTATÍSTICO DA TABELA 4.1 (MBL)

Tensão de 304 MPa (MBL)

Para tensão de 304 MPa, Figura 4.6 nota-se que as quatro funções distribuíram os dados de vida em fadiga de forma bastante semelhante. Indicando que qualquer uma das quatro funções pode ser usada para representar este conjunto de valores de vida em fadiga.

No entanto, os valores apresentados na tabela 4.12 mostram que a função Loglogística apresentou maior aderência a estes dados de fadiga, pois forneceu o menor valor para a estatística de Anderson Darling, 0,346 que é 8,6% menor, que o valor desta mesma estatística fornecida pela função Lognormal Base e . Por apresentar melhor aderência aos valores de vida em fadiga analisados, a função Loglogística é a que representa de maneira mais segura este conjunto.

Figura 4. 6 – Gráficos de probabilidade para tensão de 304 MPa para as quatro funções estatísticas (MBL).

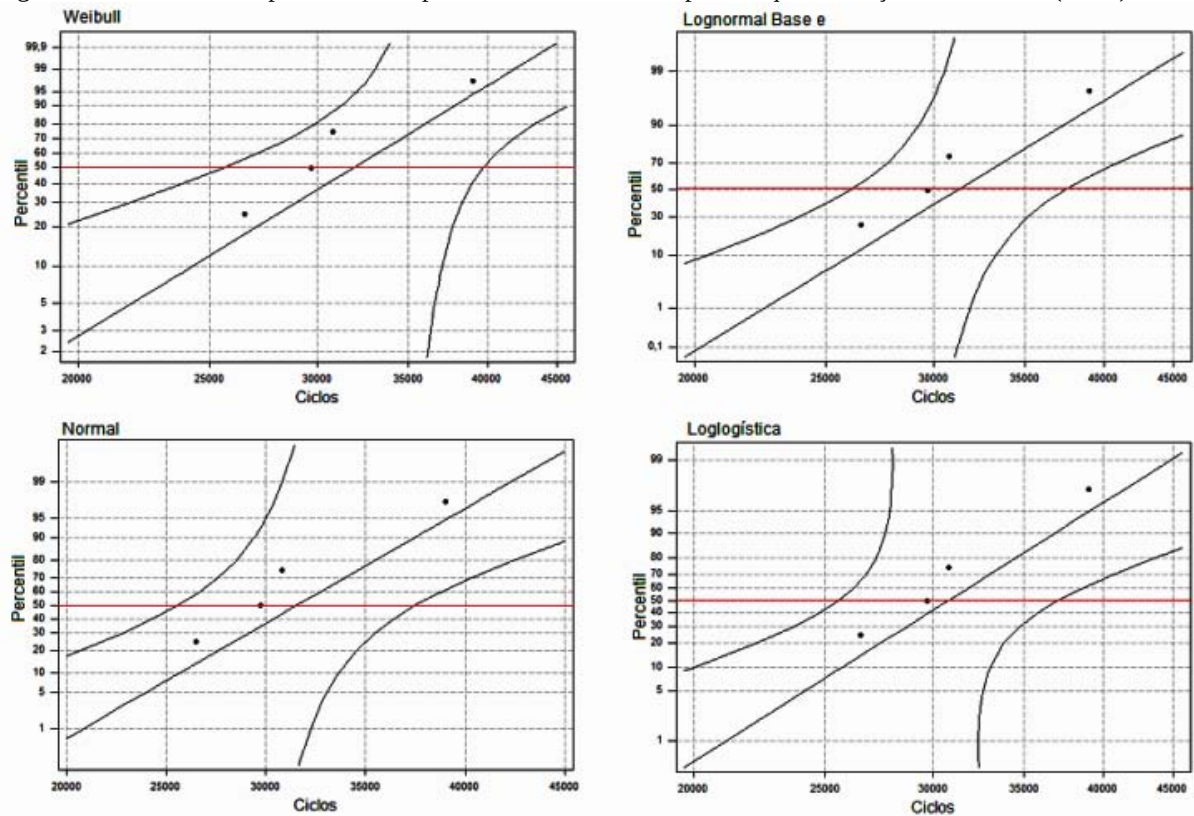


Tabela 4.11 – Parâmetros das funções para tensão de 304 MPa. Fadiga axial (MBL)

Função	Fator de forma ou locação		Fator de escala	
Weibull	β	6,935	θ	33.617
Lognormal e	μ	10,349	σ	0,141
Normal	μ	31.532	σ	4.628
Loglogística	α	10,333	γ	0,082

Tabela 4.12 – Resultados de tratamento estatístico para a tensão de 304 MPa. Fadiga axial (MBL)

Função	Anderson Darling	N ^o de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ^o de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,453	31.886	2.725	25.586 – 39.738
Lognormal e	0,376	31.211	2.200	26.028 – 37.426
Normal	0,428	31.532	2.314	25.570 – 37.492
Loglogística	0,346	30.731	2.209	25.534 – 36.958

Tensão de 260 MPa (MBL)

Para a tensão de 260 MPa, Figura 4.7 nota-se que as quatro funções apresentaram muita semelhança na distribuição dos valores de vida em fadiga, permitindo concluir, a partir da análise gráfica que qualquer uma das quatro funções pode ser usada para representar este conjunto de dados. Comparando os valores da Tabela 4.14, é possível notar que a função

Loglogística apresentou o menor valor para a estatística de Anderson Darling 0,351. Além disso, os erros apresentados para as quatro funções são valores muito próximos, evidenciando que a função Loglogística garante mais confiabilidade na apresentação dos resultados.

Figura 4. 7 – Gráficos de probabilidade para tensão de 260 MPa para as quatro funções estatísticas (MBL).

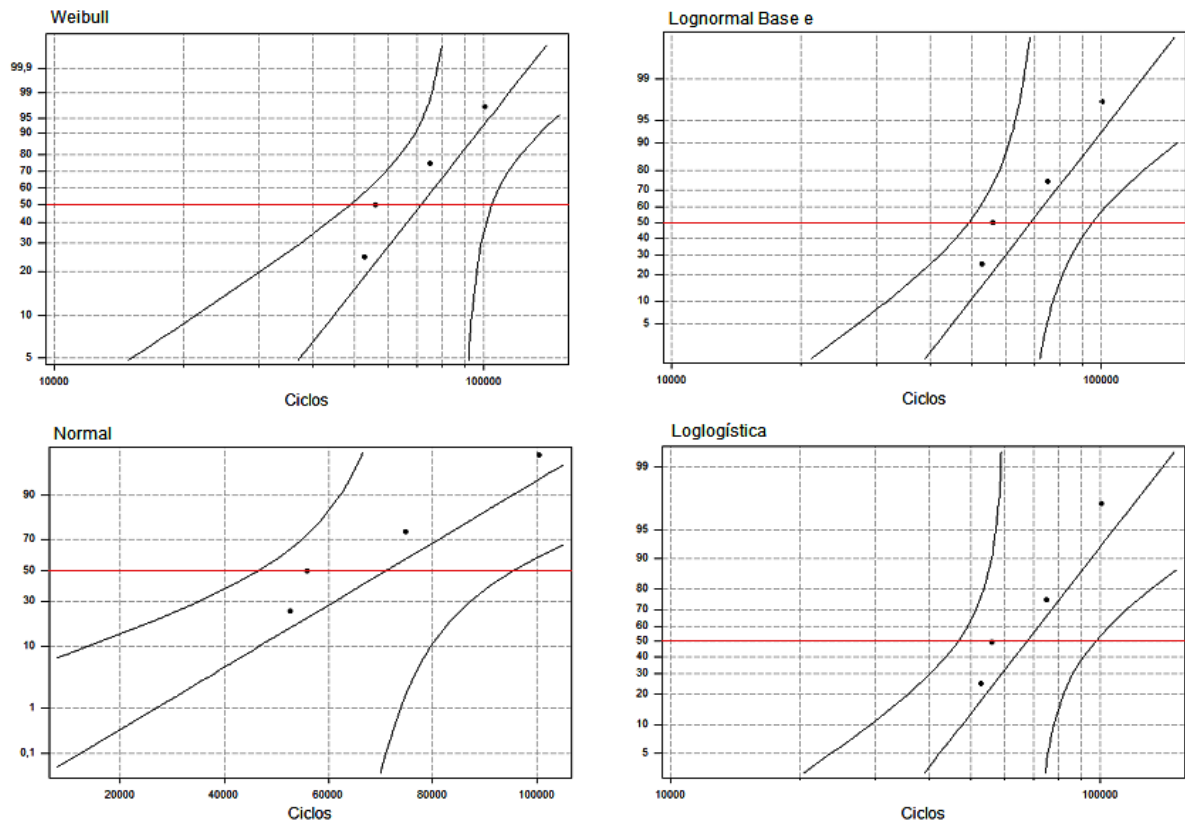


Tabela 4.13 – Parâmetros de forma e escala das funções para tensão de 260 MPa. Fadiga axial (MBL)

Função		Fator de forma		Fator de escala	
Weibull	β	4,017	θ	78.348	
Lognormal e	μ	11,136	σ	0,257	
Normal	μ	70.970	σ	18.972	
Loglogística	α	11,117	γ	0,158	

Tabela 4.14 – Resultados de tratamento estatístico para a tensão de 260 MPa. Fadiga axial (MBL)

Função	Anderson Darling	N ⁰ de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,394	71.516	10.557	48.896 – 104.602
Lognormal e	0,381	68.604	8.809	45.935 – 89.956
Normal	0,414	70.970	9.486	46.535 – 95.403
Loglogística	0,351	67.321	9.605	46.615 – 97.222

Tensão de 217 MPa (MBL)

Para a tensão de 217 MPa, é possível notar pela análise da figura 4.8, que a função Normal apresentou a melhor linearização dos valores de vida em fadiga, além de ter distribuído estes valores mais próximos da reta estimada por Kaplan Meyer que as demais funções estudadas. Observando os valores apresentados na Tabela 4.16, nota-se que a função Normal também apresentou o menor valor para a estatística de Anderson Darling 0,340. Isso indica que esta função possui uma curva de distribuição que consegue interpretar o comportamento destes valores de vida em fadiga com mais segurança. A função Normal também apresentou o menor erro em número de ciclos e a menor amplitude para o intervalo de confiança, como pode ser visto pelos valores de seus limites inferiores e superiores.

Isso mostra que a função Normal, é a mais adequada entre as quatro funções estudadas, para representar os valores de vida em fadiga referentes a este nível de tensão e portanto o valor de 172.190 ciclos que será utilizado para a obtenção da curva $\sigma \times N$ é o mais seguro entre os quatro apresentados na tabela 4.16.

Figura 4. 8 – Gráficos de probabilidade para tensão de 217 MPa para as quatro funções estatísticas (MBL).

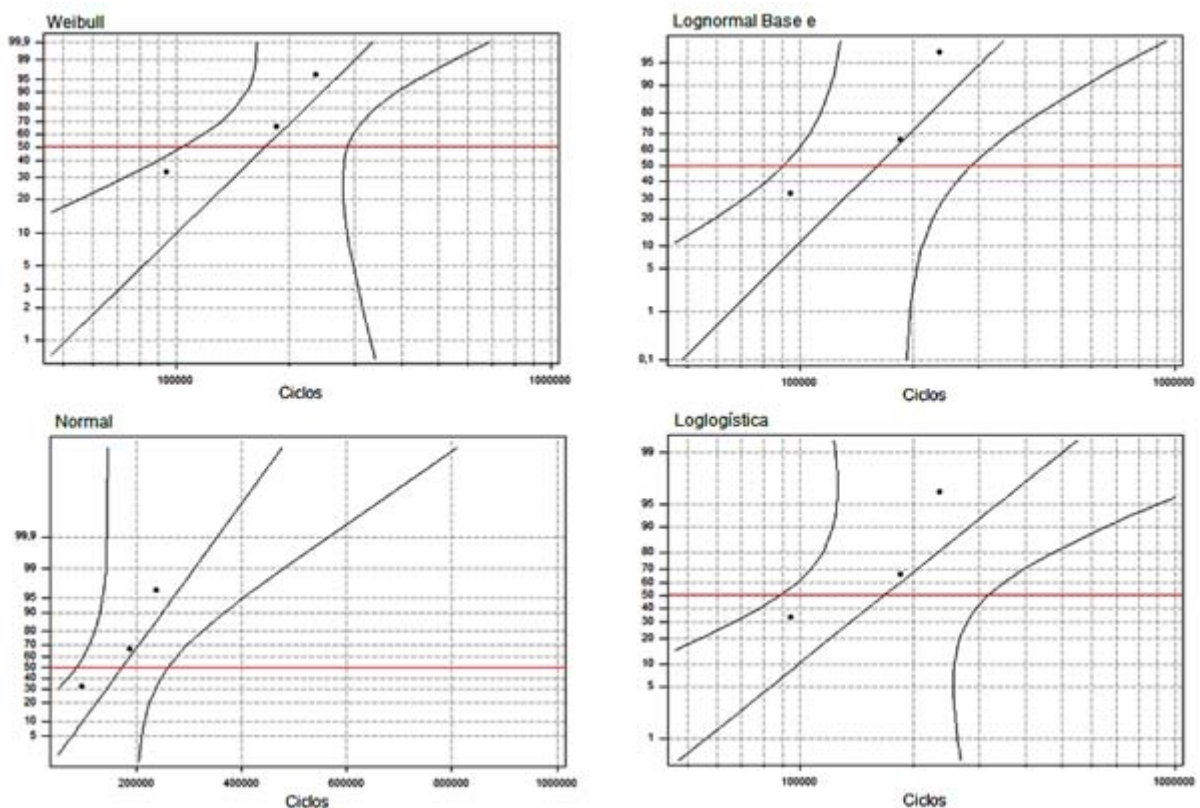


Tabela 4.15 – Parâmetros de forma e escala das funções para tensão de 217 MPa. Fadiga axial (MBL)

Função		Fator de forma		Fator de escala
Weibull	β	3,466	θ	192.536
Lognormal e	μ	11,987	σ	0,387
Normal	μ	172.190	σ	58.610
Loglogística	α	12,029	γ	0,237

Tabela 4.16 – Resultados de tratamento estatístico para a tensão de 217 MPa. Fadiga axial (MBL)

Função	Anderson Darling	N ⁰ de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,363	173.218	34.107	104.308 – 287.650
Lognormal e	0,397	160.710	35.943	90.333 – 285.914
Normal	0,340	172.190	33.838	85.027 – 259.352
Loglogística	0,358	167.463	41.478	88.479 – 316.953

Tensão de 174 MPa (MBL)

Para o nível de tensão de 174 MPa, o conjunto de dados que representa os valores de vida em fadiga, ou número de ciclos até a falha apresentou um valor censurado, ou seja um valor que indica que o corpo de prova não falhou durante o ensaio. Isso implica em uma grande dispersão dos pontos, uma vez que o valor censurado não pode ser representado nos gráficos de probabilidade, mas nem por isso deixa de ser considerado nos cálculos dos parâmetros analisados.

Ao observar a Figura 4.9, é possível notar que a função Loglogística apresentou melhor linearização dos dados de vida em fadiga do que as outras funções estudadas, esta função também distribuiu estes dados de vida em fadiga, mais próximos da reta estimada por Kaplan Meyer, como pode também ser observado na figura 4.9.

Analisando os valores apresentados na Tabela 4.18, nota-se que a função Loglogística apresentou o menor valor para a estatística de Anderson Darling 4,192, o menor valor para o erro em número de ciclos 286.711 e também a menor amplitude para o intervalo de confiança, como indicam os limites deste intervalo.

Os valores elevados da estatística de Anderson Darling e do erro em número de ciclos, são devido a existência de um valor censurado no conjunto, pois isso exige que as funções superestimem este valor na hora de calcular seus parâmetros, assim o valor de 398.381 ciclos, correspondente a probabilidade de falha a 50% apresentado pela função Loglogística, é o que se mostra mais confiável. Desse modo esta função tende a ser mais conservativa na extrapolação do valor censurado, fazendo com essa função garanta maior segurança nos resultados.

Figura 4. 9 – Gráficos de probabilidade para tensão de 174 MPa para as quatro funções estatísticas (MBL).

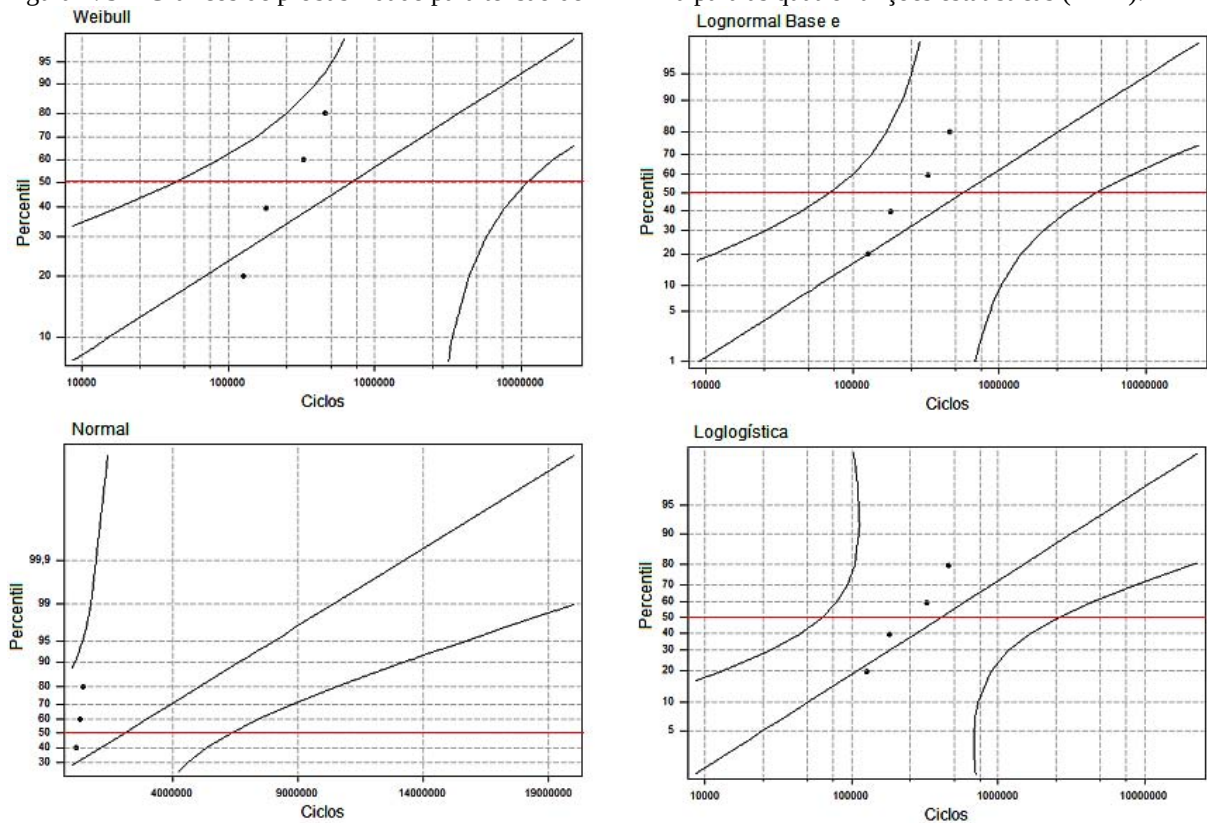


Tabela 4.17 – Parâmetros de forma e escala das funções para tensão de 174 MPa. Fadiga axial (MBL)

Função		Fator de forma		Fator de escala
Weibull	β	0,495	θ	1.431.283
Lognormal e	μ	13,248	σ	1,779
Normal	μ	2.051.964	σ	3.610.348
Loglogística	α	12,895	γ	0,944

Tabela 4.18 – Resultados de tratamento estatístico para a tensão de 174 MPa. Fadiga axial (MBL)

Função	Anderson Darling	Nº de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	4,409	682.904	736.584	42.444 – 10.987.602
Lognormal e	4,416	567.135	461.259	6.9800 – 4.608.034
Normal	4,760	2.051.964	1.649.374	-2.196.472 – 6.300.470
Loglogística	4,192	398.381	286.711	62.402 – 2.543.286

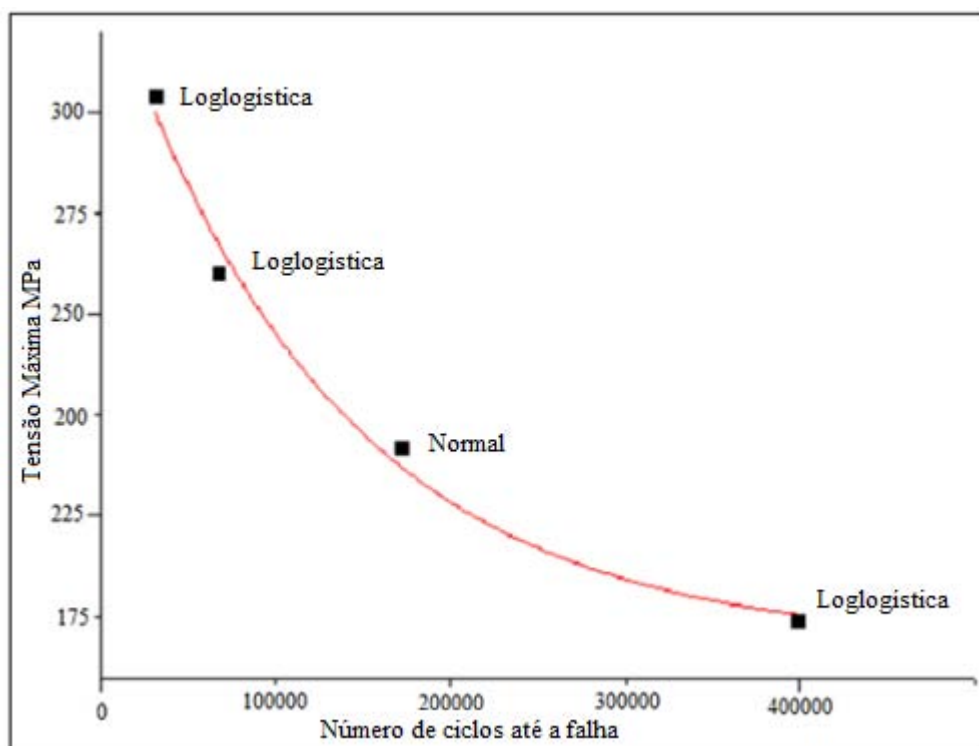
Curva σ -N (MBL)

Após ter realizado o tratamento estatístico nos valores de vida em fadiga referentes a cada nível de tensão, foram escolhidos os valores de probabilidade de falha a 50% calculados pelas funções que mostram maior segurança segundo o critério de escolha definido. A tabela 4.19 fornece os números de ciclos definidos para cada nível de tensão e a função que forneceu estes valores, enquanto que a Figura 4.10 mostra a curva σ -N obtida a partir destes valores.

Tabela 4.19 – Valores da probabilidade de falha utilizados na curva σ - N

Melhor valor para Probabilidade de falha a 50% (MBL)		
Tensão Mpa	Prob. Falha 50%	Função
304	30.731	Loglogística
260	67.321	Loglogística
217	172.190	Normal
174	398.331	Loglogística

Figura 4.10 - Curva σ -N para dados de fadiga axial, material base na direção L.



4.4 - RESULTADOS DE TRATAMENTO ESTATÍSTICO DA TABELA 4.20 (SPCL)

Tabela 4.20 - Resultados de ensaio de fadiga axial em material base com *shot peening* com esfera cerâmica nas direções L e T.

Tensão (MPa)	Nº Ciclos SPCL	Nº Ciclos SPCT
304	67.038	89.202
304	89.548	109.583
304	70.546	98.443
282	98.923	93.941
282	97.601	115.072
282	117.492	114.340
282	-----	107.312
260	162.404	93.941
260	120.858	150.289
260	178.016	217.783
260	-----	192.837
239	418.274	337.386
239	7.134.749*	446.875
239	383.368	285.541
239	-----	264.263
217	483.456	885.442
217	2.696.084	439.430
217	10.370.078*	449.740
217	1.208.504	478.640
217	-----	468.840
217	-----	389.733
217	-----	5.237.889

Fonte - EFEITO DAS TENSÕES RESIDUAIS NA FRATURA E RESISTENCIA A FADIGA DA LIGA DE ALUMÍNIO 7050-T7451- Tese de doutorado.

Nota: * Amostra que não falhou; SPCL - Shot peening esfera cerâmica na direção L; SPCT - Shot peening esfera cerâmica na direção T.

Tensão de 304 MPa (SPCL)

Para a tensão de 304 MPa, Figura 4.11 é possível observar que as quatro funções distribuíram os dados de vida em fadiga de forma muito semelhante, mostrando que qualquer uma das funções estudadas pode ser considerada adequada para representar este conjunto de valores de vida em fadiga.

Os valores apresentados na Tabela 4.22, mostram que a função Loglogística apresentou o menor valor para a estatística de Anderson Darling, 0,453. O erro em número de ciclos calculado para esta função não é o menor, mas apresenta uma diferença de apenas 474 ciclos para o menor erro apresentado na tabela.

Com isso esta função pode representar os valores de vida em fadiga referentes a este nível de tensão de forma mais segura.

Figura 4. 11 – Gráficos de probabilidade para tensão de 304 Mpa para as quatro funções estatísticas (SPCL).

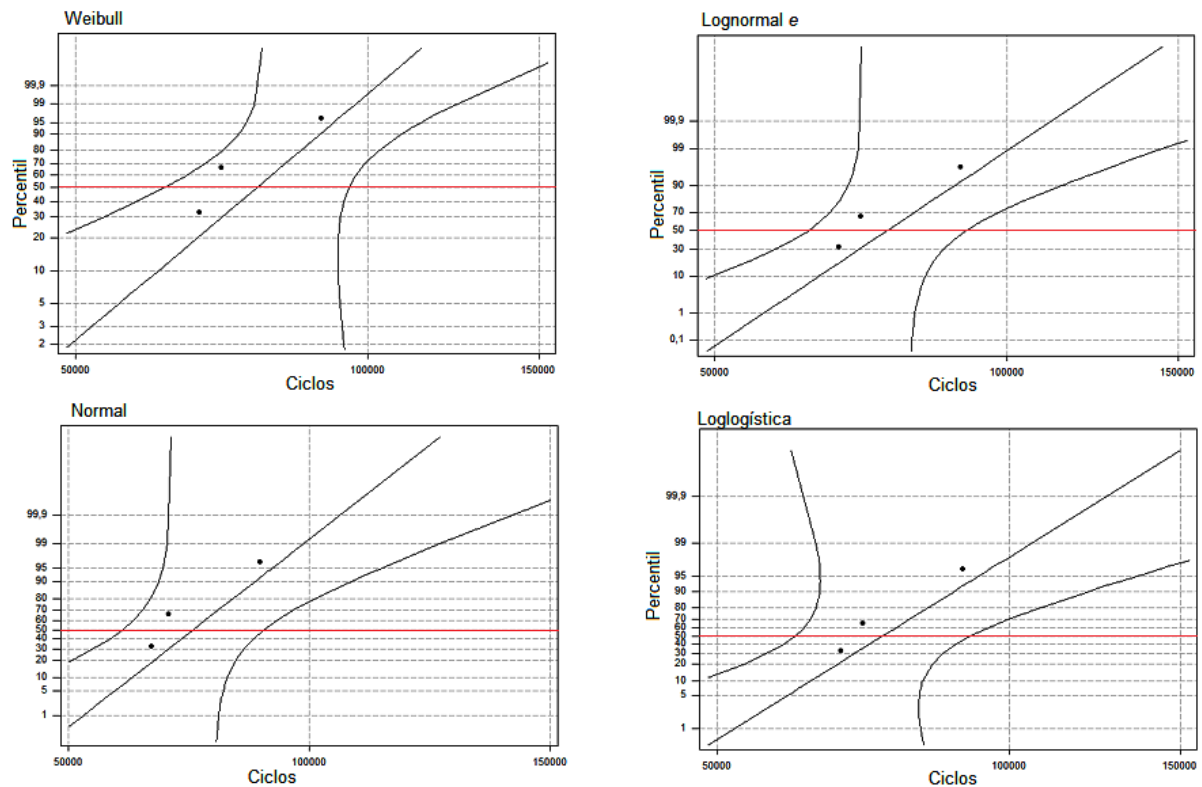


Tabela 4.21 - Parâmetros de forma e escala das funções para tensão de 304 MPa. Fadiga axial (SPCL)

Função		Fator de forma		Fator de escala
Weibull	β	8,01	θ	80.248
Lognormal e	μ	11,23	σ	0,126
Normal	μ	75.711	σ	9.889
Loglogística	α	11,21	γ	0,077

Tabela 4.22 – Resultados de tratamento estatístico para a tensão de 304 MPa. Fadiga axial (SPCL)

Função	Anderson Darling	N ⁰ de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,500	76.659	6.567	64.810 – 90.673
Lognormal e	0,489	75.096	5.471	65.103 – 86.622
Normal	0,510	75.711	5.709	64.521 – 86.901
Loglogística	0,453	73.867	5.945	63.087 – 86.488

Tensão de 282 MPa (SPCL)

Para a tensão de 282 MPa, Figura 4.12 as quatro funções distribuíram os dados de vida em fadiga de forma muito semelhante. Os resultados apresentados na Tabela 4.24 mostram que a função Loglogística apresentou o menor valor para a estatística de Anderson Darling 0,561, indicando que esta função se mostrou mais aderente a este conjunto de valores de vida

em fadiga. Além disso, os valores dos erros em número de ciclos apresentaram diferenças muito pequenas entre si se comparados à probabilidade de falha a 50% fornecida por cada função.

Por este motivo a função Loglogística apresenta maior confiabilidade na representação deste conjunto de valores de vida em fadiga.

Figura 4. 12 – Gráficos de probabilidade para tensão de 282 MPa para as quatro funções estatísticas (SPCL).

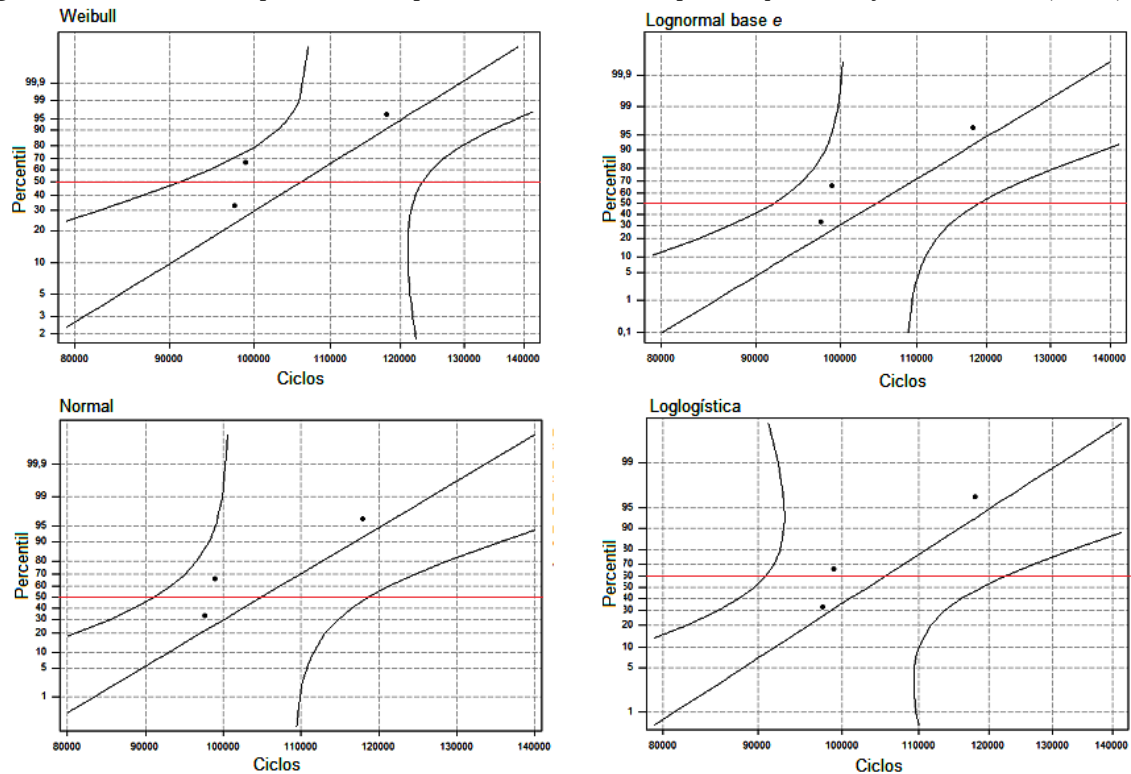


Tabela 4.23 - Parâmetros de forma e escala das funções para tensão de 282 MPa. Fadiga axial (SPCL)

Função		Fator de forma		Fator de escala
Weibull	β	11,59	θ	109.299
Lognormal <i>e</i>	μ	11,56	σ	0,086
Normal	μ	104.822	σ	9.293
Loglogística	α	11,54	γ	0,052

Tabela 4.24 – Resultados de tratamento estatístico para a tensão de 282 MPa. Fadiga axial (SPCL)

Função	Anderson Darling	N ⁰ de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,581	105.897	6.271	94.293 – 118.929
Lognormal <i>e</i>	0,603	104.426	5.200	94.716 – 115.130
Normal	0,610	104.822	5.365	94.303 – 115.338
Loglogística	0,561	103.111	5.661	92.592 – 114.826

Tensão de 260 MPa (SPCL)

Para a tensão de 260 MPa, Figura 4.13 observa-se que as quatro funções apresentaram linearização dos dados muito parecidas, isso indica que qualquer uma das quatro funções estudadas pode ser utilizada para representar estes dados de fadiga.

Os valores da estatística de Anderson Darling, apresentados na Tabela 4.26, mostram que as quatro funções possuem boa aderência aos dados de vida em fadiga analisados.

Como a função Loglogística apresentou um valor de 0,376 para a estatística de Anderson Darling e as diferenças entre os erros em número de ciclos, calculados para as quatro funções, são inferiores a 0,5% do número de ciclos referente a probabilidade de falha a 50%, pode-se concluir que a função Loglogística representa os dados analisados de forma mais confiável se comparada com as demais funções estudadas.

Figura 4.13 – Gráficos de probabilidade para tensão de 260 MPa para as quatro funções estatísticas (SPCL).

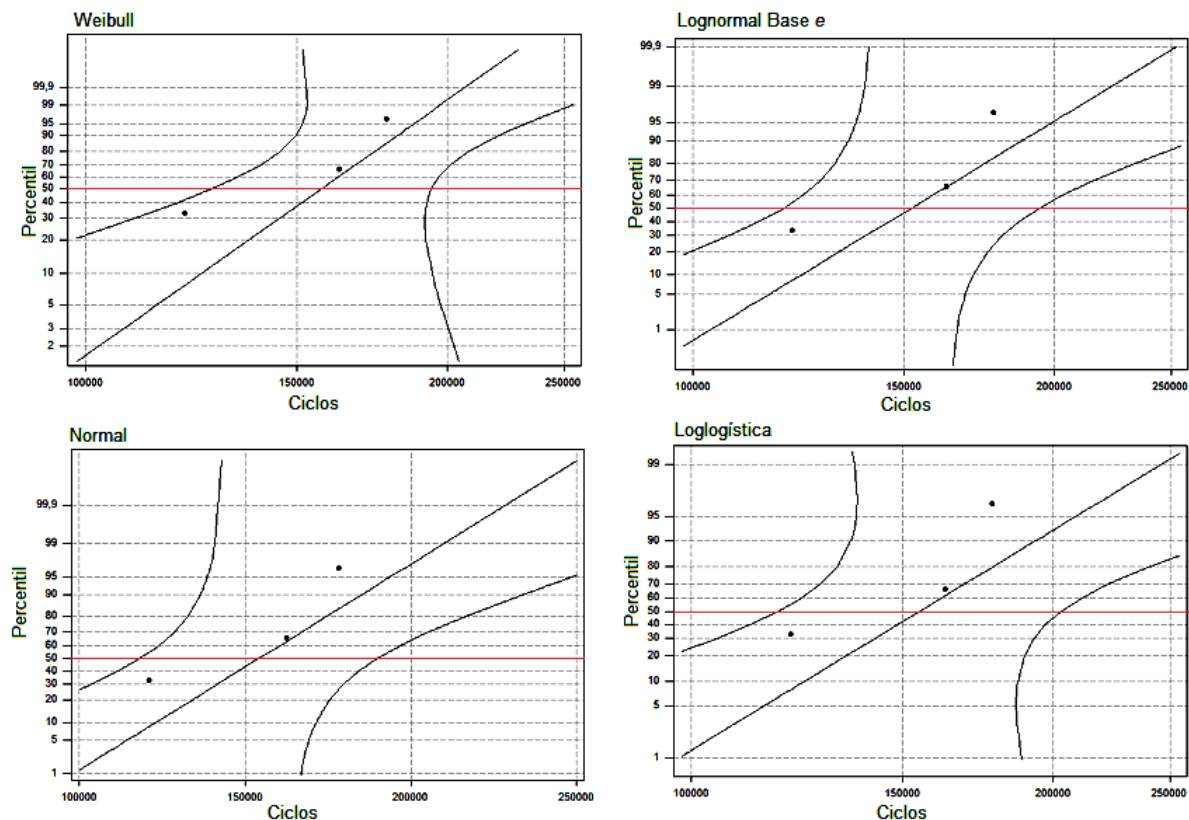


Tabela 4.25 – Parâmetros de forma e escala das funções para tensão de 260 MPa. Fadiga axial (SPCL)

Função		Fator de forma		Fator de escala
Weibull	β	8,28	θ	163.826
Lognormal e	μ	11,93	σ	0,165
Normal	μ	153.759	σ	24.122
Loglogística	α	11,95	γ	0,10

Tabela 4.26 – Resultados de tratamento estatístico para a tensão de 260 MPa. Fadiga axial (SPCL)

Função	Anderson Darling	N ⁰ de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,384	156.730	12.920	133.348 – 184.213
Lognormal e	0,416	151.744	14.475	125.867 – 182.940
Normal	0,389	153.759	13.927	126.463 – 181.055
Loglogística	0,376	154.744	16.324	125.743 – 190.189

Tensão de 239 MPa (SPCL)

Para a tensão de 239 MPa, Figura 4.14 é possível notar que as funções Lognormal Base e, Weibull e Loglogística distribuíram os valores de vida em fadiga de forma muito semelhante, enquanto a função Normal não conseguiu definir o limite inferior do intervalo de confiança.

A existência de um valor censurado neste conjunto de dados de fadiga faz com que os valores da estatística de Anderson Darling fiquem muito elevados, se comparados aos valores já observados para os níveis de tensão anteriormente estudados. Isso acontece porque o valor censurado não pode ser representado no gráfico de probabilidade, mas não deixa de ser utilizado para o cálculo dos parâmetros. Neste caso pode-se observar que a função Loglogística se mostrou mais adequada por apresentar o menor erro em número de ciclos e também um intervalo de confiança com a menor amplitude, como pode ser concluído a partir dos limites de seu intervalo.

Entre as quatro funções estudadas a função Loglogística foi a que apresentou o menor valor para a probabilidade de falha a 50%, 1.135.043 ciclos, mostrando ser mais conservativa na extrapolação dos valores censurados, garantindo mais segurança na obtenção da curva $\sigma \times N$.

Figura 4. 14 – Gráficos de probabilidade para tensão de 239 MPa para as quatro funções estatísticas (SPCL).

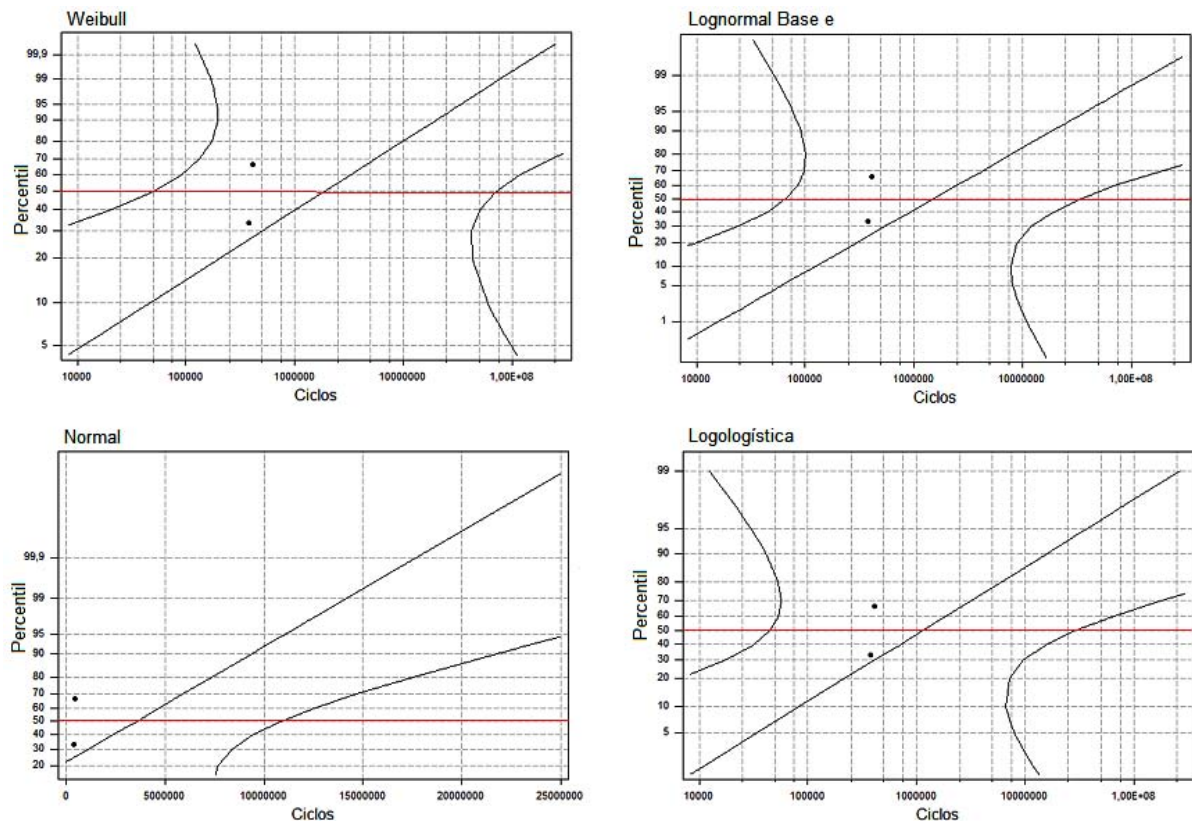


Tabela 4.27 – Parâmetros de forma e escala das funções para tensão de 239 MPa. Fadiga axial (SPCL)

Função		Fator de forma		Fator de escala
Weibull	β	0,5079	θ	3.856.355
Lognormal <i>e</i>	μ	14,232	σ	1,9592
Normal	μ	3.514.818	σ	4.579.273
Loglogística	α	13,942	γ	1,1881

Tabela 4.28 – Resultados de tratamento estatístico para a tensão de 239 MPa. Fadiga axial (SPCL)

Função	Anderson Darling	Nº de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	5,851	1.874.174	2.650.301	117.250 – 29.957.701
Lognormal <i>e</i>	5,870	1.517.184	1.839.707	140.892 – 16.337.614
Normal	5,883	3.514.818	2.834.181	-2.040.074 – 9.069.711
Loglogística	5,831	1.135.043	1.429.716	96.123 – 13.402.877

Tensão de 217 MPa (SPCL)

Na tensão de 217 MPa Figura, 4.15 é possível notar que as funções Weibull, Loglogística e Lognormal Base *e* distribuíram os dados de vida em fadiga de forma muito semelhante, mas a função Loglogística distribuiu os pontos ligeiramente mais próximos da reta estimada por Kaplan Meyer.

Para este nível de tensão houve no conjunto de valores de vida em fadiga um valor censurado, um número de ciclos referente a um corpo de prova que não falhou. Por este

motivo este valor não pode ser representado no gráfico de probabilidade, mas não deixa de ser utilizado no cálculo dos parâmetros analisados, implicando assim em elevados valores da estatística de Anderson Darling. Isso faz com que esta medida não interprete adequadamente a aderência das funções aos valores de vida em fadiga analisados.

Como a função Loglogística apresentou o menor erro em número de ciclos e a menor amplitude para o intervalo de confiança, esta função se mostra mais adequada para representar este conjunto de dados.

Entre as quatro funções estudadas a função Loglogística forneceu o menor valor referente à probabilidade de falha a 50%, 2.111.488 ciclos mostrando ser a mais conservativa na extrapolação dos dados censurados

Figura 4. 15 – Gráficos de probabilidade para tensão de 217 MPa para as quatro funções estatísticas (SPCL).

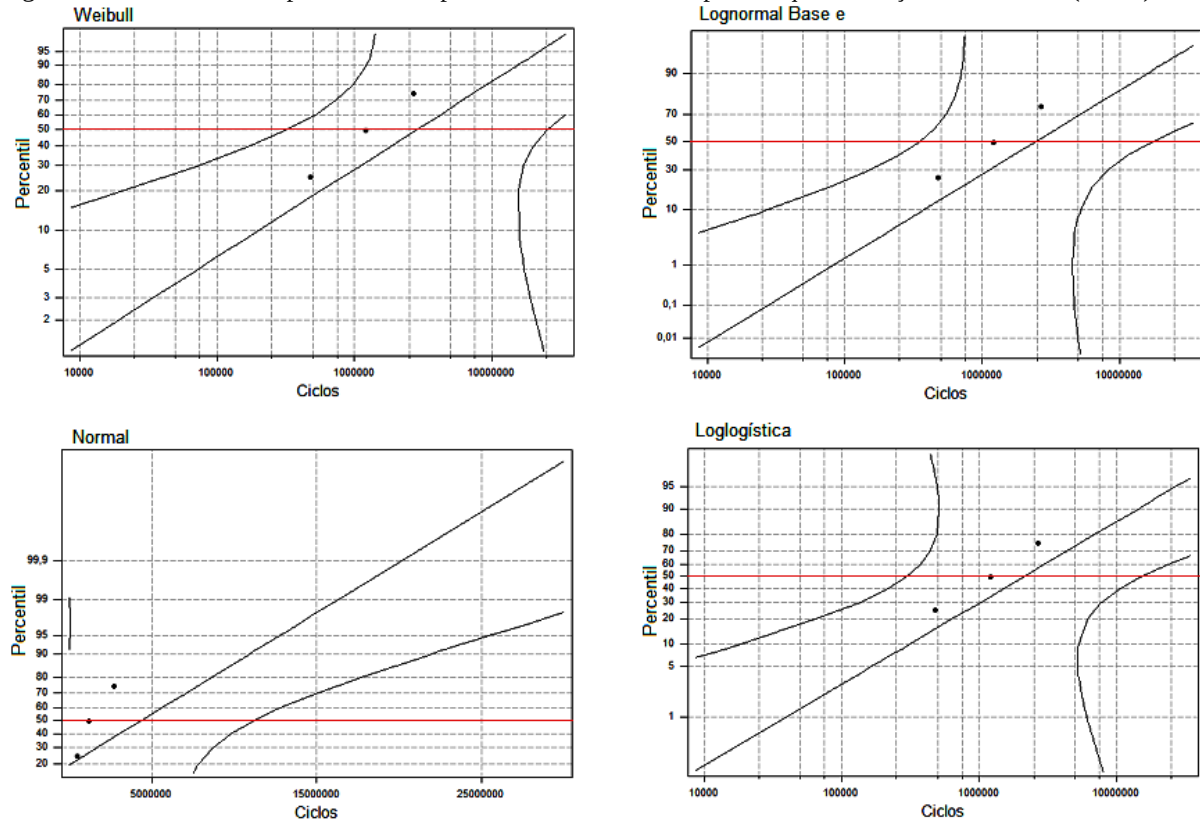


Tabela 4.29 – Parâmetros de forma e escala das funções para tensão de 217 MPa. Fadiga axial (SPCL)

Função		Fator de forma		Fator de escala
Weibull	β	0,7093	θ	4.717.790
Lognormal e	μ	14,704	σ	1,451
Normal	μ	4.319.052	σ	5.127.483
Loglogística	α	14,563	γ	0,866

Tabela 4.30 – Resultados de tratamento estatístico para a tensão de 217 MPa. Fadiga axial (SPCL)

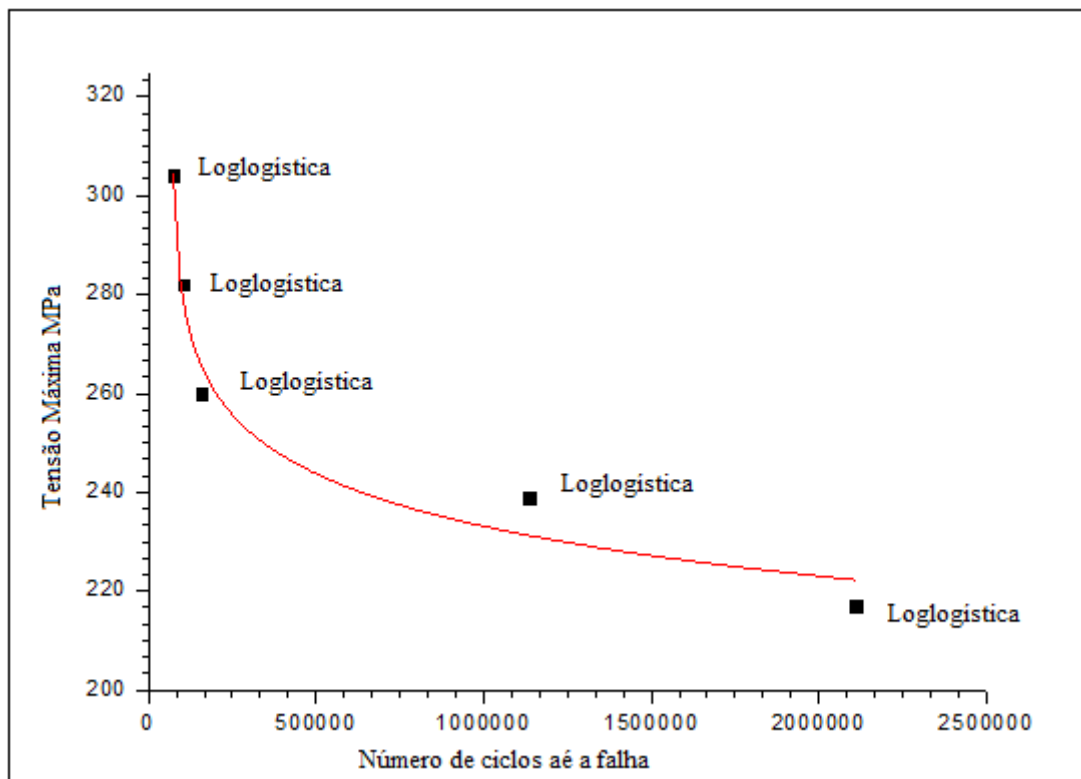
Função	Anderson Darling	Nº de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	4,815	2.814.083	2.394.082	531.101 – 14.910.657
Lognormal e	4,772	2.432.491	1.834.903	554.580 – 10.669.368
Normal	5,010	4.319.052	2.656.606	-887.799 – 9.525.904
Loglogística	4,748	2.111.488	1.611.980	472.882 – 9.428.100

Curva σ -N (SPCL)

A Tabela 4.31 mostra os números de ciclos definidos para cada nível de tensão bem como a função que forneceu estes valores enquanto que a Figura 4.16 mostra a curva σ -N obtida a partir destes valores.

Tabela 4.31 – Valores da probabilidade de falha utilizados na curva σ -N

Melhor valor para Probabilidade de falha a 50% (SPCL)		
Tensão MPa	Prob. Falha 50%	Função
304	73.867	Loglogística
282	103.111	Loglogística
260	154.744	Loglogística
239	1.135.043	Loglogística
217	2.111.488	Loglogística

Figura 4.16 - Curva σ -N para dados de fadiga axial, (SPCL).

4.5 RESULTADOS DE TRATAMENTO ESTATÍSTICO DA TABELA 4.20 (SPCT)

Tensão de 304 MPa (SPCT)

Para o nível de tensão de 304 MPa, Figura 4.17 é possível notar que as quatro funções se mostraram adequadas, pois distribuíram os valores de vida em fadiga de forma muito semelhante e bem próximos da reta estimada por Kaplan Meyer. Os valores apresentados na Tabela 4.33 mostram que as quatro funções apresentaram baixos valores para a estatística de Anderson Darling, mas a função Loglogística foi a que se mostrou mais aderente aos valores de vida em fadiga analisados por ter apresentado um valor de 0,285 para a estatística de Anderson Darling.

Os erros em número de ciclos relacionados à probabilidade de falha a 50% também se mostram bem próximos e mesmo a função Loglogística tendo apresentado o maior erro 5.326 ciclos ela pode ser considerada a mais segura para a representação dos resultados, pois a diferença deste valor para o menor valor de erro 4.790 ciclos apresentado pela função Lognormal Base e é de apenas 536 ciclos, que corresponde a 0,5% do valor de probabilidade de falha admitido para a obtenção da curva $\sigma \times N$.

Figura 4. 17 – Gráficos de probabilidade para tensão de 304 MPa para as quatro funções estatísticas (SPCT).

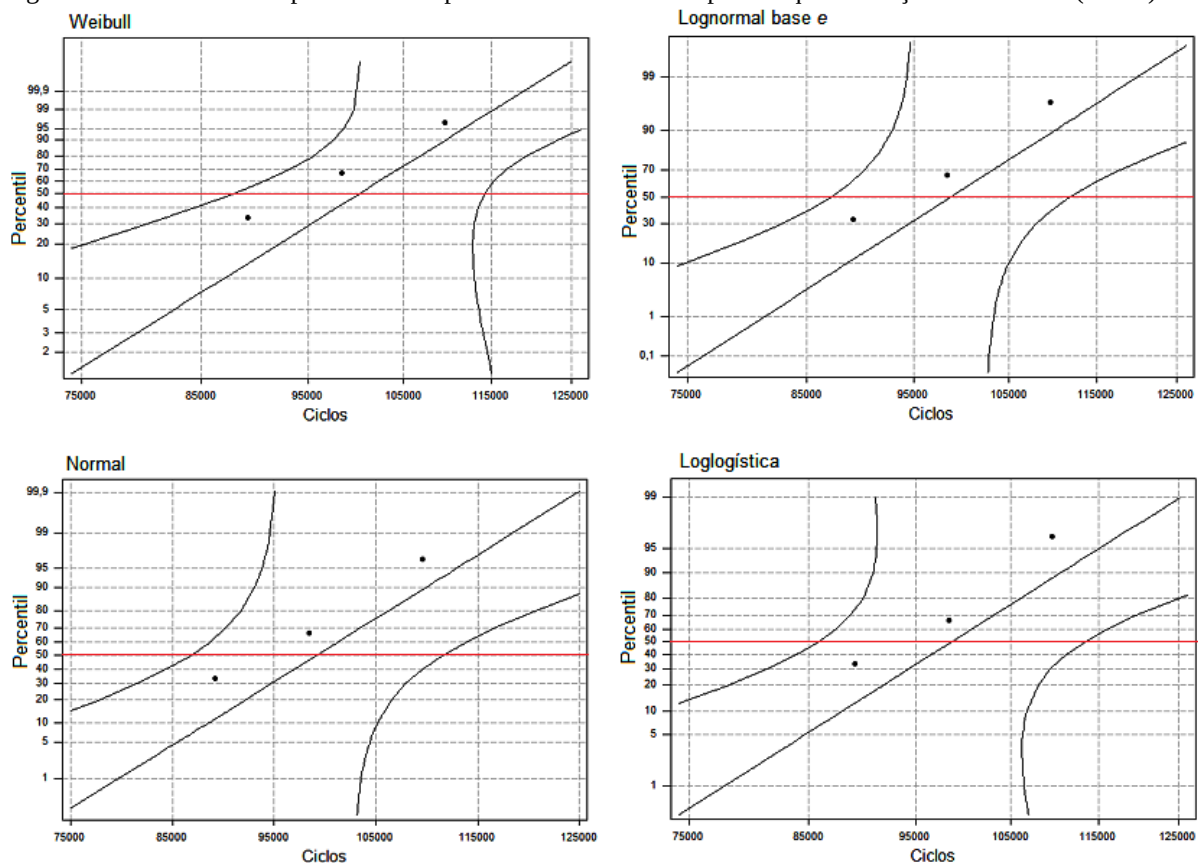


Tabela 4.32 – Parâmetros de forma e escala das funções para tensão de 304 MPa. Fadiga axial (SPCT)

Função	Fator de forma ou locação		Fator de escala	
Weibull	β	13,391	θ	102.958
Lognormal <i>e</i>	μ	11,500	σ	0,084
Normal	μ	99.076	σ	8.332
Loglogística	α	11,499	γ	0,052

Tabela 4.33 – Resultados de tratamento estatístico para a tensão de 304 MPa. Fadiga axial (SPCT)

Função	Anderson Darling	Nº de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,327	100.178	5.123	87.814 – 114.284
Lognormal <i>e</i>	0,309	98.727	4.790	87.128 – 111.867
Normal	0.313	99.076	4.811	86.864 – 111.468
Loglogística	0,285	98.639	5.326	85.831 – 113.358

Tensão de 282 MPa (SPCT)

Para o nível de tensão de 282 MPa, Figura 4.18 nota-se que as quatro funções estudadas distribuíram os dados de vida em fadiga de maneira muito semelhante, mas nenhuma delas apresentou boa linearização dos valores de vida em fadiga referentes a este nível de tensão. Os resultados apresentados na Tabela 4.35 mostram que a função Loglogística apresentou o menor valor para a estatística de Anderson Darling e que a função Weibull apresentou o menor erro 3.579 ciclos.

Como a diferença entre os erros apresentados por estas duas funções é de 996, menos de 1% do valor da probabilidade de falha a 50% calculada para as funções Weibull e Loglogística o parâmetro que prevalece é a estatística de Anderson Darling.

Com isso a função Loglogística se mostra mais confiável para representar este conjunto de valores de vida em fadiga.

Figura 4.18 – Gráficos de probabilidade para tensão de 282 MPa para as quatro funções estatísticas (SPCT).

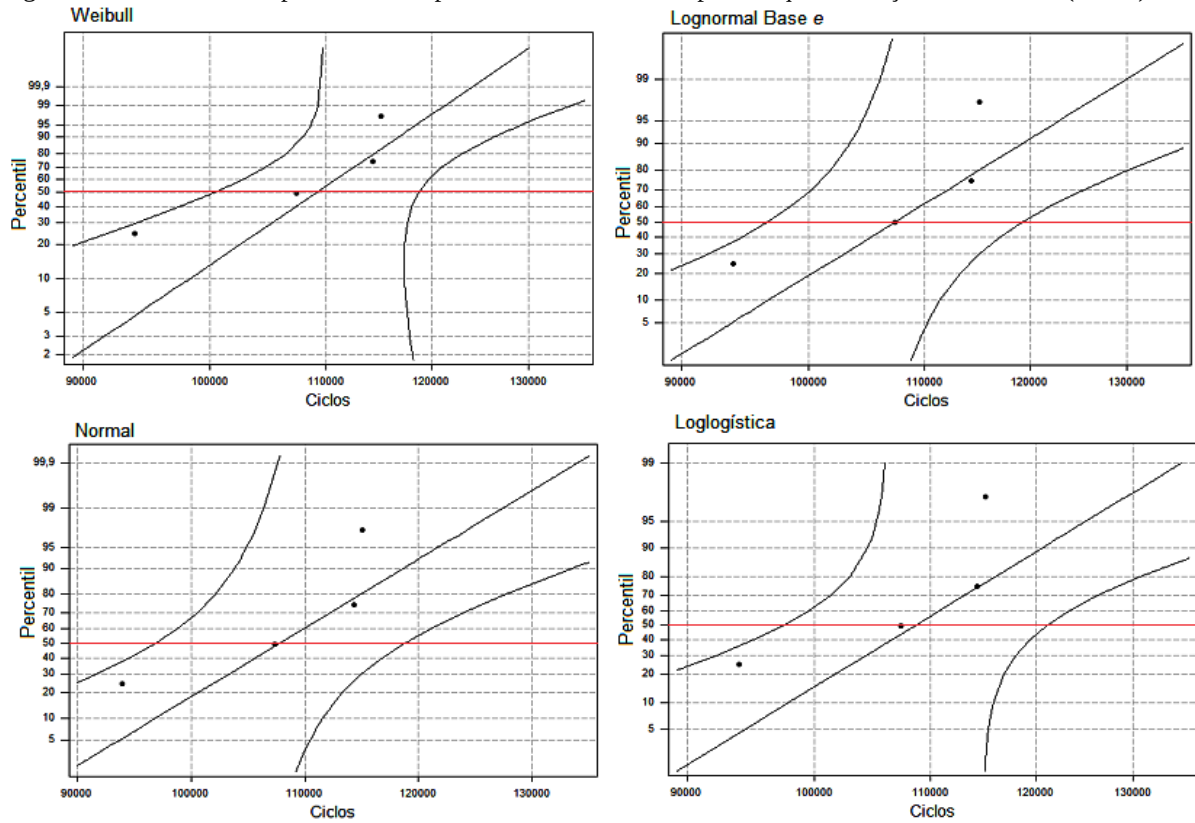


Tabela 4.34 - Parâmetros de forma e escala das funções para tensão de 282 MPa. Fadiga axial (SPCT)

Função		Fator de forma		Fator de escala
Weibull	β	17,945	θ	111.312
Lognormal <i>e</i>	μ	11,584	σ	0,081
Normal	μ	107.666	σ	8.484
Loglogística	α	11,596	γ	0,047

Tabela 4.35 – Resultados de tratamento estatístico para a tensão de 282 MPa. Fadiga axial (SPCT)

Função	Anderson Darling	N ⁰ de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,462	109.062	3.579	100.221 – 118.682
Lognormal <i>e</i>	0,481	107.317	4.316	96.616 – 119.302
Normal	0,463	107.666	4.242	96.740 – 118.592
Loglogística	0,427	108.612	4.575	97.445 – 121.059

Tensão de 260 MPa (SPCT)

Para o nível de tensão de 260 MPa, Figura 4.19 nota-se uma distribuição muito semelhante dos dados de vida em fadiga para as quatro funções estudadas, mostrando que qualquer uma das quatro funções poderia ser usada para tratar os dados referentes a este nível de tensão.

A Tabela 4.37 mostra que a função Normal forneceu o menor valor para a estatística de Anderson Darling 0,287, esta função também apresentou o segundo menor erro em número de ciclos 23.478 e a menor amplitude para o intervalo de confiança, como pode ser visto pelos valores dos limites de seu intervalo. Por ter apresentado o melhor resultado para a estatística de Anderson Darling a função Normal se mostra mais aderente aos valores de vida em fadiga do que as funções Lognormal e, Weibull e Loglogística o que garante que o valor da probabilidade de falha a 50% fornecido por esta função é o mais seguro.

Figura 4.19 – Gráficos de probabilidade para tensão de 260 MPa para as quatro funções estatísticas (SPCT).

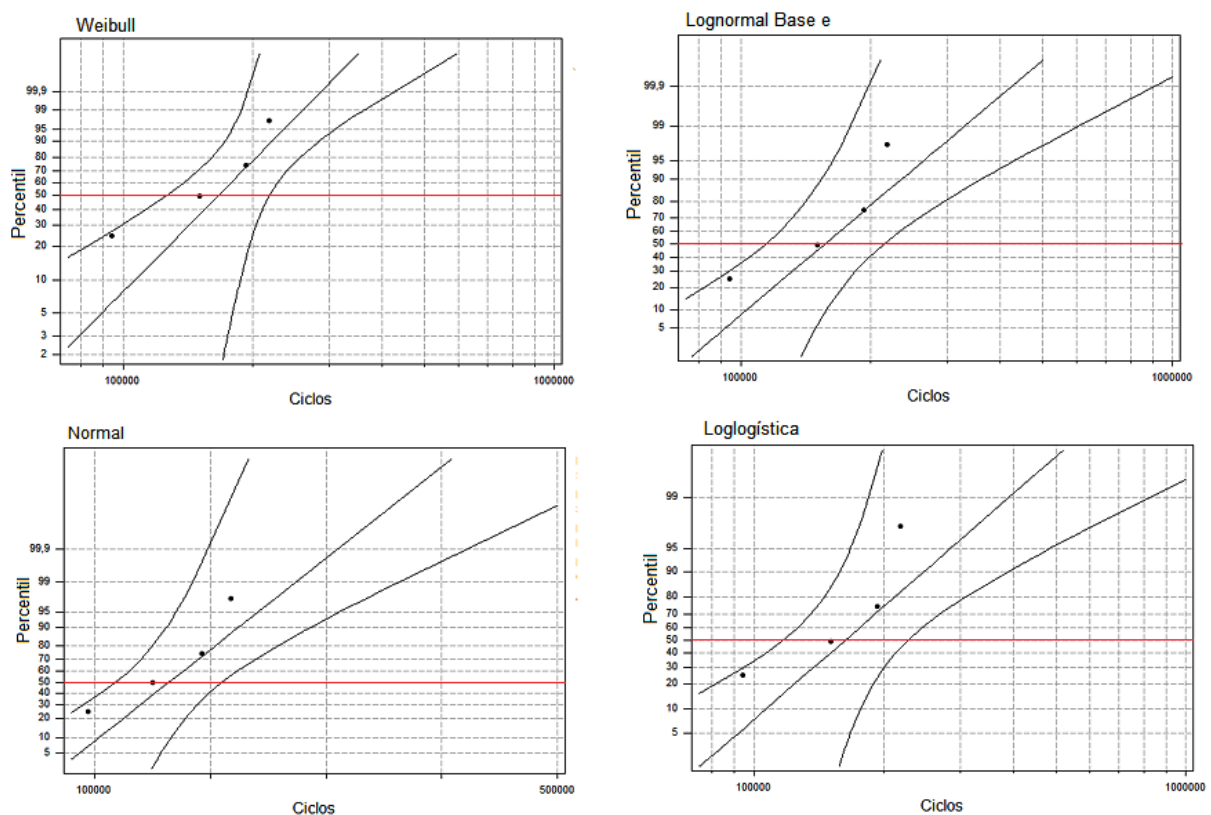


Tabela 4.36 – Parâmetros de forma e escala das funções para Tensão de 260 MPa. Fadiga axial (SPCT)

Função	Fator de forma ou locação		Fator de escala	
Weibull	β	4,2030	θ	181.027
Lognormal e	μ	11,958	σ	0,3221
Normal	μ	163.713	σ	46.958
Loglogística	α	11,994	γ	0,1915

Tabela 4.37 – Resultados de tratamento estatístico para a tensão de 260 MPa. Fadiga axial (SPCT)

Função	Anderson Darling	N ^o de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ^o de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,300	165.909	23.299	115.551 – 238.214
Lognormal e	0,349	156.045	25.128	113.810 - 213.953
Normal	0,287	163.713	23.478	117.695 – 209.730
Loglogística	0,309	161.776	27.565	115.846 – 225.917

Tensão de 239 MPa (SPCT)

Para a tensão de 239 MPa, Figura 4.20 é possível notar que as quatro funções distribuíram os valores de vida em fadiga de forma muito semelhante e com aproximação da reta estimada por Kaplan Meyer. Isso indica que qualquer uma das funções estudadas pode ser escolhida para representar estes dados de vida em fadiga.

Os valores apresentados na Tabela 4.39 mostram que a função Loglogística obteve o menor valor para a estatística de Anderson Darling 0,328 indicando que teve melhor aderência aos valores de vida em fadiga que as demais funções estudadas. Por isso esta função representa com mais confiabilidade o conjunto de valores da vida em fadiga referentes a este nível de tensão.

Figura 4. 20 – Gráficos de probabilidade para tensão de 239 MPa para as quatro funções estatísticas (SPCT).

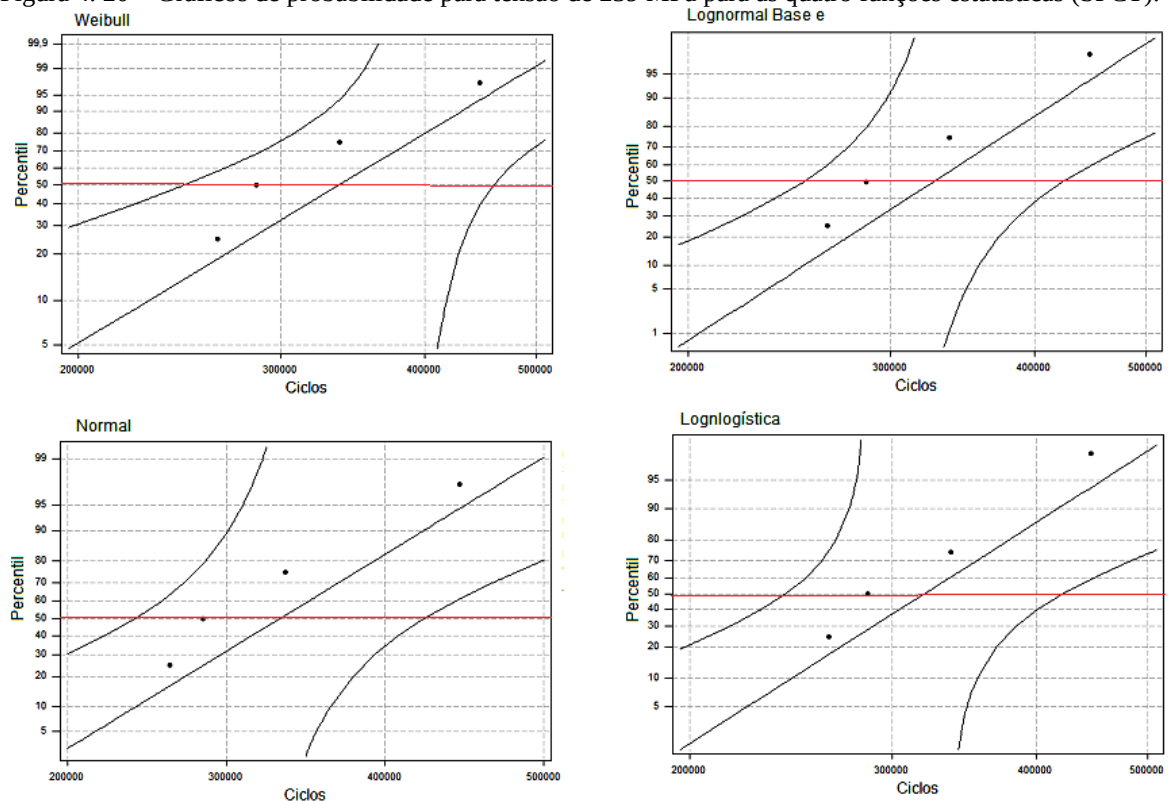


Tabela 4.38 - Parâmetros de forma e escala das funções para Tensão de 239 MPa. Fadiga axial (SPCT)

Função		Fator de forma		Fator de escala
Weibull	β	4,9304	θ	362.987
Lognormal e	μ	12,606	σ	0,201
Normal	μ	333.516	σ	70.645
Loglogística	α	12,676	γ	0,120

Tabela 4.39 – Resultados de tratamento estatístico para a tensão de 239 MPa. Fadiga axial (SPCT)

Função	Anderson Darling	Nº de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em Nº de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,407	336.982	40.523	247.220 – 459.335
Lognormal e	0,354	326.591	32.890	251.968 – 423.314
Normal	0,409	333.516	35.322	242.531 – 424.501
Loglogística	0,328	319.921	34.411	242.503 – 422.054

Tensão de 217 MPa (SPCT)

Para a tensão de 217 MPa, Figura 4.21 é possível observar que a função Loglogística distribuiu os dados de vida em fadiga mais próximos da reta estimada por Kaplan Meyer do que as demais funções estudadas.

Os valores apresentados na Tabela 4.41 mostram que a função Loglogística apresentou o menor valor para a estatística de Anderson Darling 1,089, apresentou o menor erro em número de ciclos 143.862 e também a menor amplitude para o intervalo de confiança. Assim, é possível concluir que entre as quatro funções estudadas a função Loglogística é a que melhor representa o conjunto de valores de vida em fadiga referentes a este nível de tensão.

Figura 4. 21 – Gráficos de probabilidade para tensão de 217 MPa para as quatro funções estatísticas (SPCT).

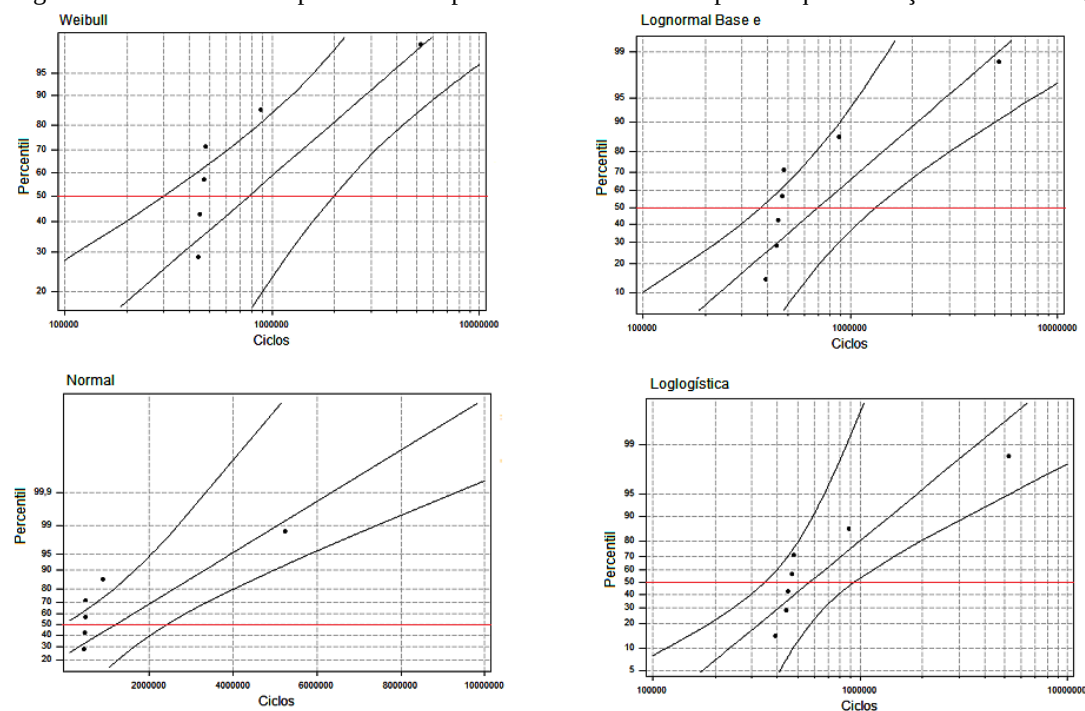


Tabela 4.40 - Parâmetros de forma e escala das funções para Tensão de 217 MPa. Fadiga axial (SPCT)

Função	Fator de forma ou locação		Fator de escala	
Weibull	β	0,9270	θ	1.138.776
Lognormal e	μ	13,455	σ	0,8591
Normal	μ	1.192.816	σ	1.658.570
Loglogística	α	13,54	γ	0,4028

Tabela 4.41 – Resultados de tratamento estatístico para a tensão de 217 MPa. Fadiga axial (SPCT)

Função	Anderson Darling	N ⁰ de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	1,313	766.875	369.145	298.530 – 1.969.880
Lognormal e	1,246	697.307	226.420	369.006 – 1.317.694
Normal	1,805	1.192.816	626.880	-35.847 – 2.421.479
Loglogística	1,089	570.062	143.862	347.625 – 934.833

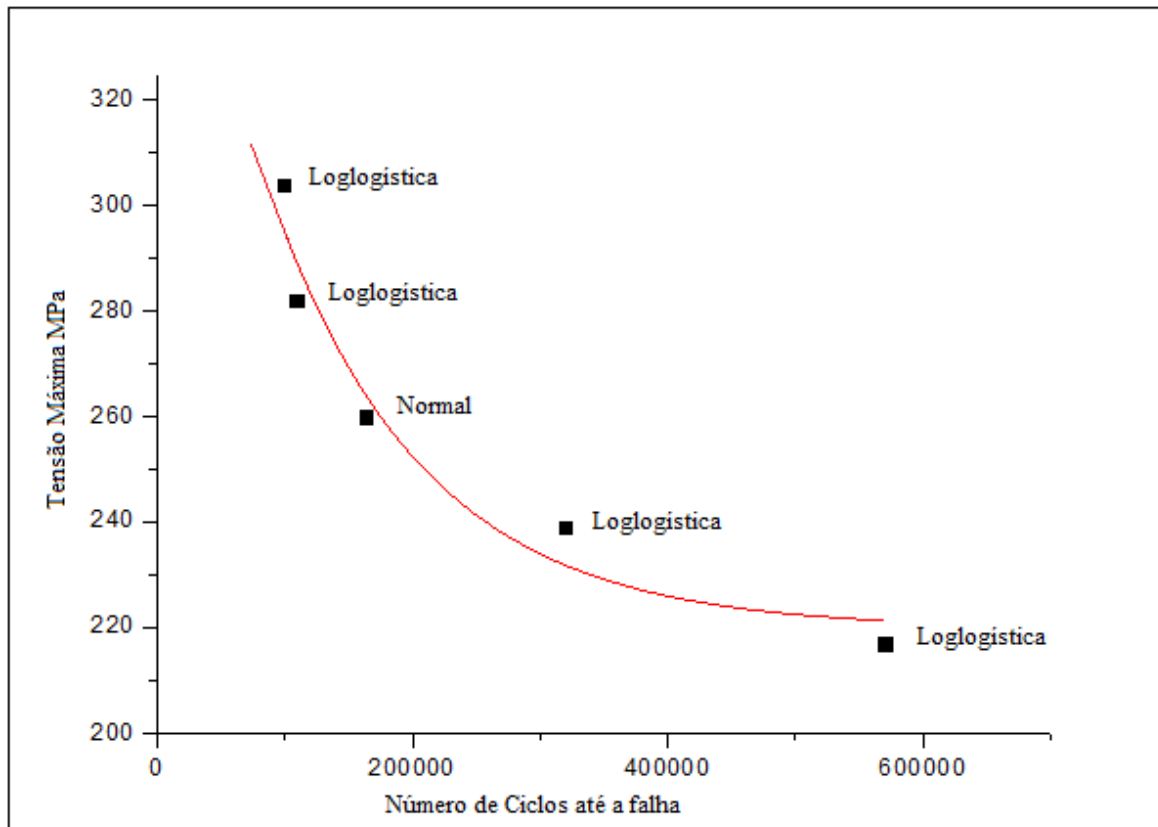
Curva σ -N (SPCT)

Após realizar tratamento estatístico em todos os níveis de tensão para definir que função se mostrou mais adequada aos valores de vida em fadiga estudados, foram definidos os números de ciclos para a probabilidade de falha referentes a estes níveis. A Tabela 4.42 mostra estes números de ciclos definidos para cada nível de tensão além da função que forneceu estes valores, já a Figura 4.22 mostra a curva σ -N obtida a partir destes valores.

Tabela 4.42 – Valores da probabilidade de falha utilizados na curva σ -N

Melhor valor para Probabilidade de falha a 50% (SPCT)		
Tensão MPa	Prob. Falha 50%	Função
304	98.639	Loglogística
282	109.062	Loglogística
260	163.713	Normal
239	319.921	Loglogística
217	570.062	Loglogística

Figura 4.22 – Curva σ -N referente aos dados de fadiga da Tabela 3.41 (SPCT)



4.6 RESULTADOS DE TRATAMENTO ESTATÍSTICO DA TABELA 4.43 (SPVL)

Tabela 4.43 - Resultados de ensaio de fadiga axial em material base com *shot peening* com esfera de vidro nas direções L e T.

Tensão (MPa)	Nº Ciclos SPVL + Cr	Nº Ciclos SPVT + Cr
304	181.988	159.489
304	83.534	217.626
304	318.883	132.652
282	4.136.514	4.266.565
282	123.979	307.387
282	67.652	312.166
282	442.691	-----
271	97.676	279.146
271	3.410.984	538.995
271	2.986.932	573.005
260	7.010.360	230.345
260	3.546.281	968.556
260	141.313	7.260.880
260	83.920	318.980

Fonte - EFEITO DAS TENSÕES RESIDUAIS NA FRATURA E RESISTENCIA A FADIGA DA LIGA DE ALUMÍNIO 7050-T7451- Tese de doutorado.

Nota: * Amostra que não falhou; SPVL *Shot peening* esfera de vidro na direção L; SPVT *Shot peening* esfera de vidro na direção T.

Tensão de 304 MPa (SPVL)

Para tensão de 304 MPa, Figura 4.23, as quatro funções distribuíram os dados de vida em fadiga de forma bastante semelhante, sendo que nenhuma delas apresentou boa linearização dos valores de vida em fadiga. Com isso não é possível definir qual das funções se mostra mais aderente através da análise gráfica.

Observando os valores da tabela 4.45, pode-se notar que a função Loglogística mostrou melhor aderência segundo a estatística de Anderson Darling 0,574, já em relação ao erro em número de ciclos esta função apresentou o maior valor 18.983 ciclos. Como as diferenças entre os erros não ultrapassam 3% do valor do número de ciclos para probabilidade de falha a 50% pode-se concluir que entre as quatro funções estudadas a função Loglogística é a que melhor representa o conjunto de dados referente a este nível de tensão.

Figura 4. 23 – Gráficos de probabilidade para tensão de 304 MPa para as quatro funções estatísticas (SPVL).

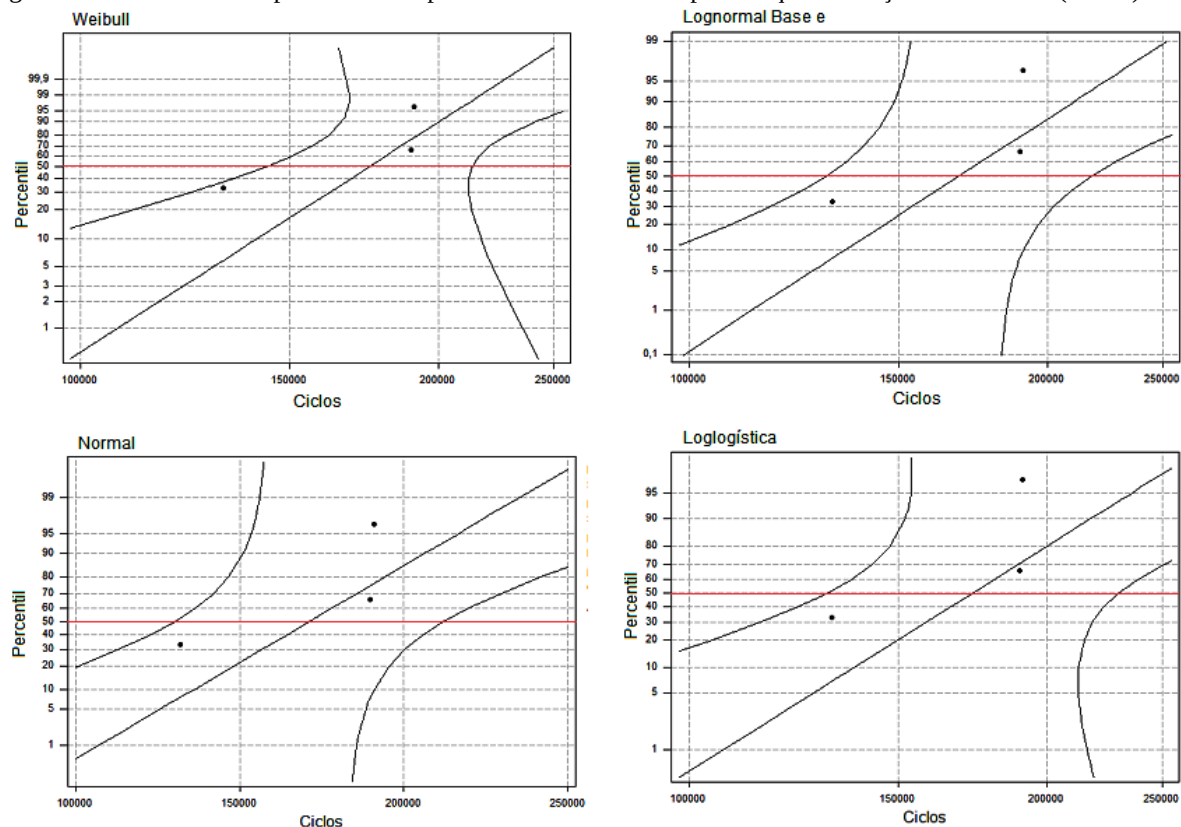


Tabela 4.44 - Parâmetros de forma e escala das funções para Tensão de 304 MPa. Fadiga axial (SPVL)

Função	Fator de forma ou locação		Fator de escala	
Weibull	β	0,719	θ	182.168
Lognormal e	μ	12,035	σ	0,172
Normal	μ	170.939	σ	27.505
Loglogística	α	12,061	γ	0,105

Tabela 4.45 – Resultados de tratamento estatístico para a tensão de 304 MPa. Fadiga axial (SPVL)

Função	Anderson Darling	N ⁰ de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,702	174.669	13.653	142.815 – 213.628
Lognormal <i>e</i>	0,631	168.525	16.783	130.393 – 217.808
Normal	0,627	170.939	15.808	130.035 – 211.844
Loglogística	0,574	172.928	18.983	130.355 – 229.439

Tensão de 282 MPa (SPVL)

Para a tensão de 282 MPa, Figura 4.24, é possível notar que as funções Weibull, Loglogística e Lognormal Base *e*, distribuíram os dados de vida em fadiga de maneira muito semelhante, enquanto a função Normal apresentou uma distribuição mais concentrada na região do limite inferior do intervalo de confiança

É possível notar pela tabela 4.47, que as quatro funções mostram boa aderência aos dados de vida em fadiga devido aos baixos valores da estatística de Anderson Darling.

No entanto, a função Loglogística apresentou um valor de 0,297 para a estatística de Anderson Darling, um valor 8% menor que o valor apresentado pela função Lognormal Base *e* que foi 0,323. Porém o erro em número de ciclos apresentado pela função Lognormal Base *e* foi de 715.215 ciclos contra um erro de 881.618 ciclos apresentado pela função Loglogística, uma diferença superior a 144.000 ciclos que corresponde a 16% do valor de probabilidade de falha apresentado pela função Loglogística.

Além disso A diferença em número de ciclos para o valor dos intervalos de confiança, apresentado por estas duas funções foi superior a 1.700.000 ciclos, com isso sugere-se que apesar de não ter apresentado o menor valor para a estatística de Anderson Darling, a função Lognormal Base *e* garante mais segurança nos resultados apresentados.

Figura 4. 24 – Gráficos de probabilidade para tensão de 282 MPa para as quatro funções estatísticas (SPVL).

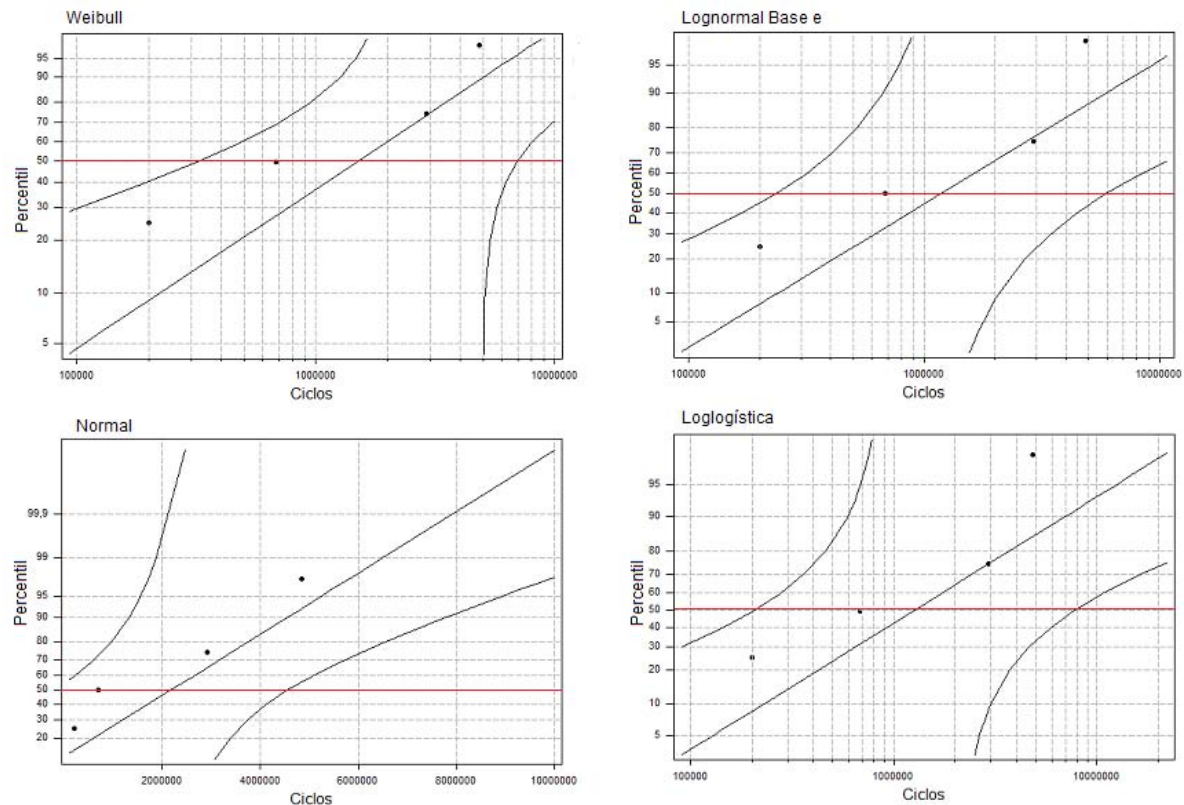


Tabela 4.46 - Parâmetros de forma e escala das funções para Tensão de 282 MPa. Fadiga axial (SPVL)

Função		Fator de forma		Fator de escala
Weibull	β	0.9892	θ	2.151.581
Lognormal e	μ	13,979	σ	1,2526
Normal	μ	2.161.153	σ	1.860.138
Loglogística	α	14,038	γ	0,7786

Tabela 4.47 – Resultados de tratamento estatístico para a tensão de 282 MPa. Fadiga axial (SPVL)

Função	Anderson Darling	N ⁰ de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,323	1.485.396	889.889	317.437 – 6.950.682
Lognormal e	0,323	1.177.080	737.215	234.517 – 5.907.953
Normal	0,377	2.161.253	930.069	-234.547 – 4.556.852
Loglogística	0,297	1.248.995	881.618	202.738 – 7.694.598

Tensão de 271 MPa (SPVL)

Para a tensão de 271 MPa Figura 4.25, pode-se notar que a função Normal apresentou melhor linearização dos valores de vida em fadiga do que as funções Weibull, Loglogística e Lognormal Base e, além disso, a função Normal distribuiu os valores de vida em fadiga, mais próximos da reta estimada por Kaplan Meyer do que as outras funções estudadas. Os valores apresentados na Tabela 4.49 mostram que esta função apresentou o menor valor para a estatística de Anderson Darling 0,472. Apesar desta função ter apresentado maior erro em

número de ciclos, a função Normal também apresentou a menor amplitude para o intervalo de confiança, como pode ser notado pelos limites deste intervalo. Com isso a função Normal tende a representar com mais confiabilidade os valores de vida em fadiga referentes a este nível de tensão.

Figura 4. 25 – Gráficos de probabilidade para tensão de 271 MPa para as quatro funções estatísticas (SPVL).

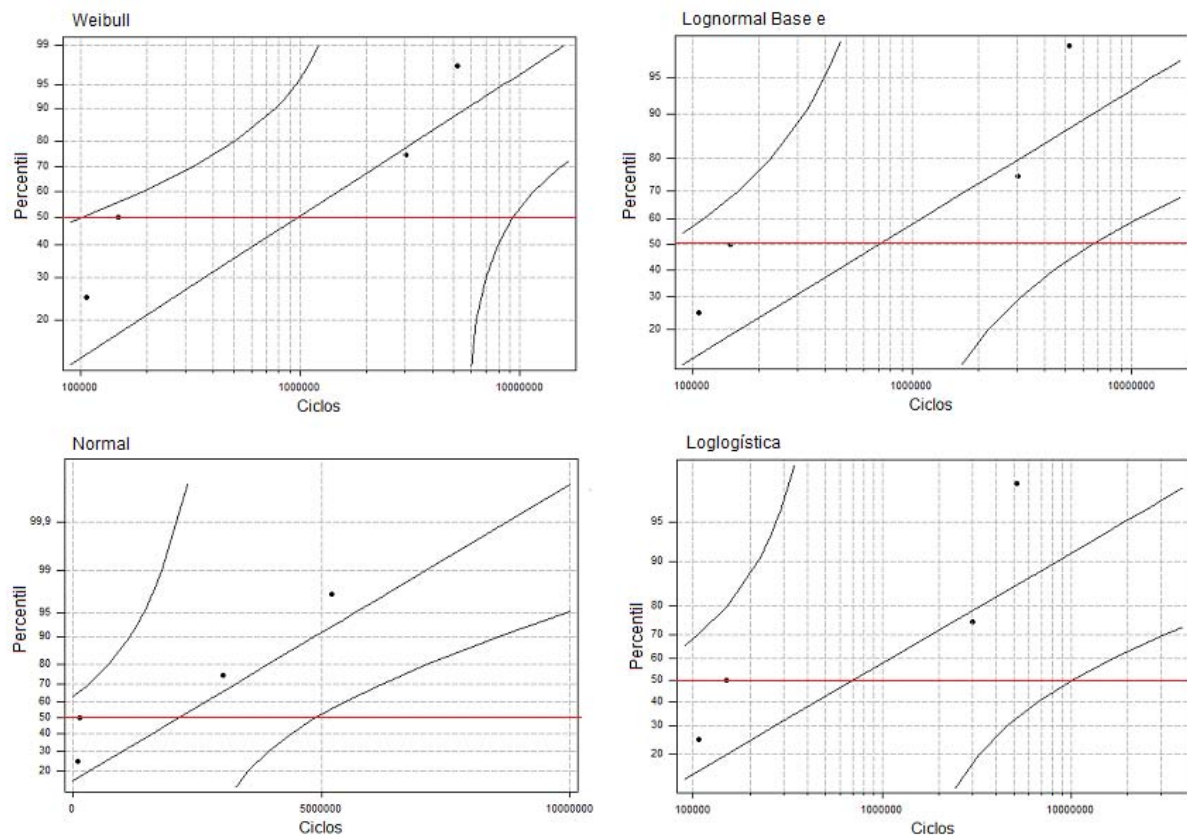


Tabela 4.48 - Parâmetros de forma e escala das funções para Tensão de 271 MPa. Fadiga axial (SPVL)

Função		Fator de forma		Fator de escala
Weibull	β	0,6790	θ	1.674.332
Lognormal e	μ	13,468	σ	1,7401
Normal	μ	2.120.221	σ	2.136.892
Loglogística	α	13,461	γ	1,1218

Tabela 3.49 – Resultados de tratamento estatístico para a tensão de 271 MPa. Fadiga axial (SPVL)

Função	Anderson Darling	N ⁰ de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,534	975.905	854.340	102.350 – 9.305.242
Lognormal e	0,548	706.281	614.497	75.108 – 6.641.561
Normal	0,472	2.120.221	1.068.446	631.913 – 4.872.335
Loglogística	0,494	701.681	728.550	48.367 – 10.177.574

Tensão de 260 MPa (SPVL)

Para a tensão de 260 MPa, Figura 4.26, é possível notar que as quatro funções apresentaram uma distribuição dos valores de vida em fadiga de forma muito semelhante, não sendo possível concluir pela análise gráfica qual função é mais aderente ao conjunto de dados.

Os resultados da Tabela 4.51, mostram valores bastante elevados para a estatística de Anderson Darling, o que é explicado pela presença de um dado censurado no conjunto de valores de vida em fadiga da Tabela 4.43. Neste caso este parâmetro não deve ser o único usado como fator decisivo, pois não representa adequadamente as distâncias dos pontos que representam os números de ciclos até a falha até a reta estimada por Kaplan Meyer.

Neste caso é possível notar que o erro em número de ciclos apresentado pela função Normal é de 1.702.615 ciclos, cerca de 1.000.000 de ciclos menor que os demais erros apresentados. O valor do intervalo de confiança apresentado para esta função é de 8.771.290 ciclos, mostrando que para este conjunto de valores de vida em fadiga a Função Normal se mostrou mais conservativa na extrapolação do valor censurado. Com isso esta função se mostra mais confiável para calcular o valor de probabilidade de falha que será usado para obtenção da curva $\sigma \times N$.

Figura 4. 26 – Gráficos de probabilidade para tensão de 260 MPa para as quatro funções estatísticas (SPVL).

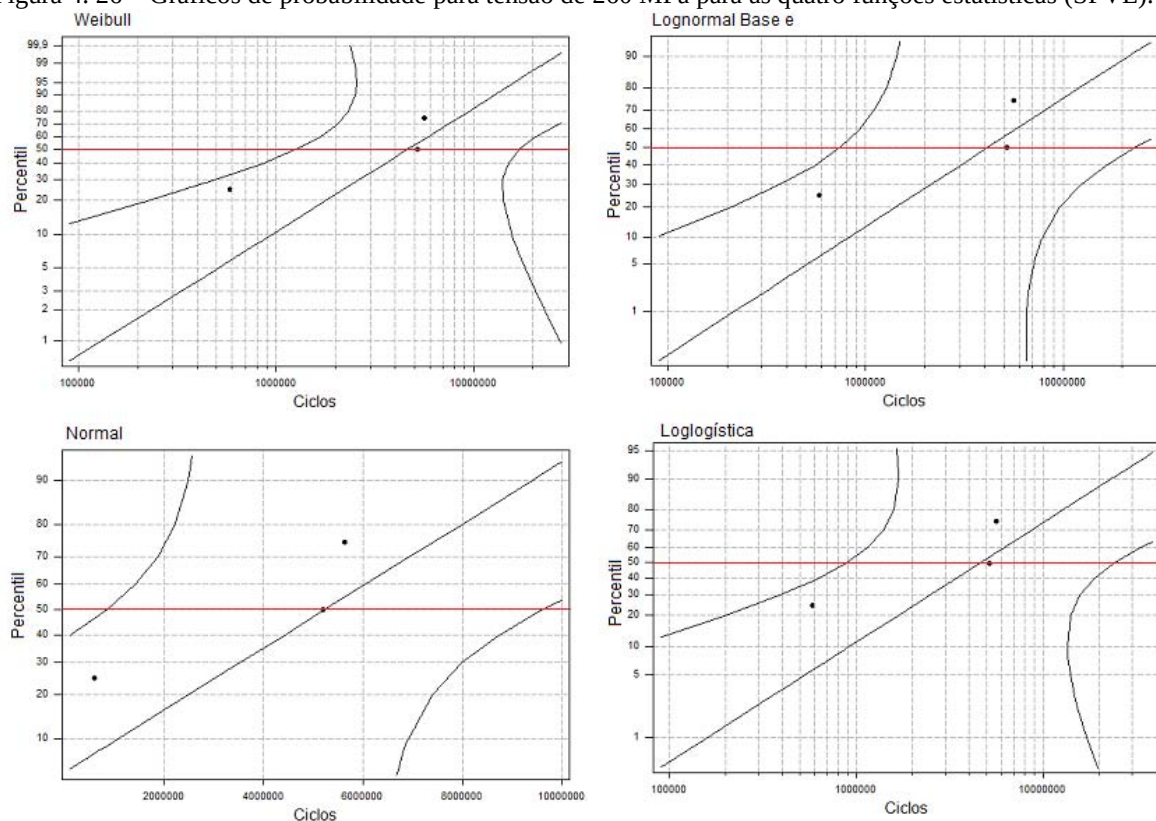


Tabela 4.50 - Parâmetros de forma e escala das funções para Tensão de 260 MPa. Fadiga axial (SPVL)

Função	Fator de forma ou locação		Fator de escala	
Weibull	β	1,1880	θ	6.261.719
Lognormal e	μ	15,238	σ	1,2728
Normal	μ	5.227.050	σ	3.257.913
Loglogística	α	15,340	γ	0,7344

Tabela 4.51 – Resultados de tratamento estatístico para a tensão de 260 MPa. Fadiga axial (SPVL)

Função	Anderson Darling	N ⁰ de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	4,877	4.599.468	2.323.668	1.251.850 – 16.899.077
Lognormal e	4,890	4.145.438	2.773.079	740.014 – 23.222.050
Normal	4,813	5.227.050	1.702.615	841.405 – 9.612.695
Loglogística	4,874	4.592.935	2.940.763	882.733 – 23.897.416

Curva σ -N (SPVL)

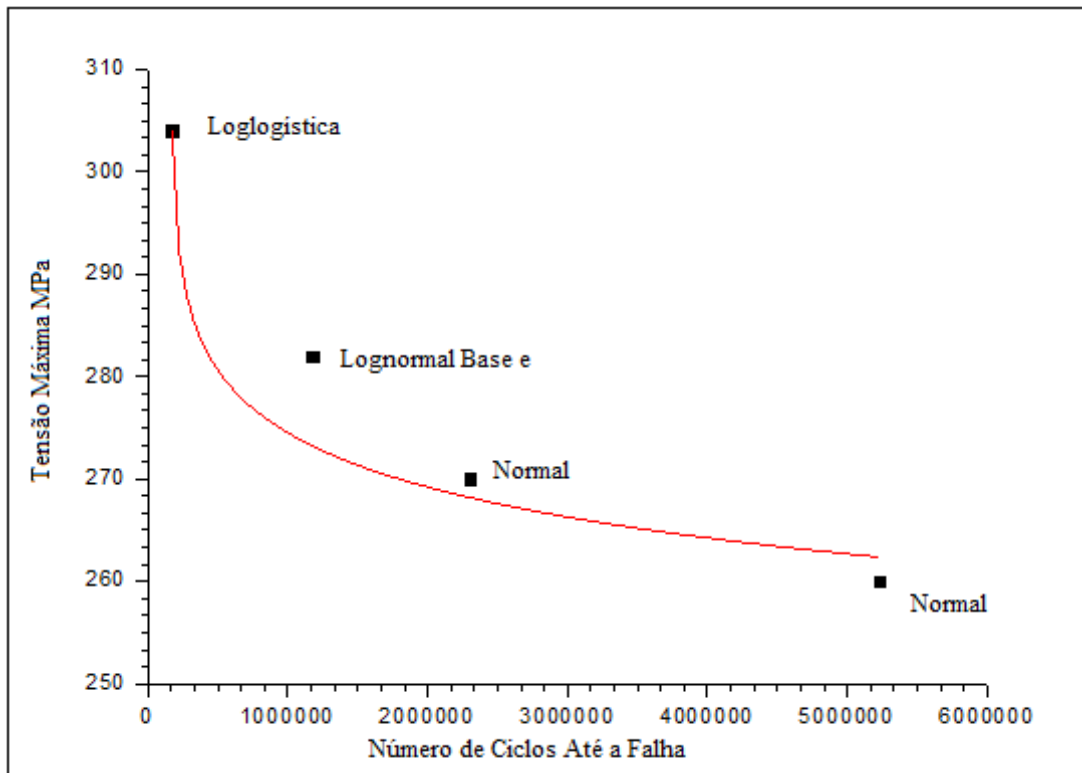
Após realizar o tratamento estatístico em todos os níveis de tensão indicados para a condição (SPVL) foi montada a Tabela 4.52 com os números de ciclos definidos para cada nível de tensão bem como a função que forneceu estes valores.

Ao observar a Tabela 4.52 e a Figura 4.27 que mostra a curva σ -N obtida a partir dos valores que determinam o número de ciclos para cada nível de tensão, é possível notar que o número de ciclos, referente a probabilidade de falha a 50%, calculado para o nível de tensão de 282 MPa é maior que o número de ciclos calculado para o nível de tensão de 271 MPa.

Tabela 4.52 – Valores da probabilidade de falha utilizados na curva σ -N

Melhor valor para Probabilidade de falha a 50% (SPVL)		
Tensão MPa	Prob. Falha 50%	Função
304	172.928	Loglogística
282	1.177.080	Lognormal Base e
271	2.120.161	Normal
260	5.227.050	Normal

Figura 4.27 – Curva σ -N referente aos dados de fadiga da Tabela 4.52 (SPVL)



4.7 - RESULTADOS DE TRATAMENTO ESTATÍSTICO DA TABELA 4.43 (SPVT)

Tensão de 304 MPa (SPVT)

Para a tensão de 304 MPa, Figura 4.28, é possível perceber que as quatro funções distribuíram os valores de vida em fadiga de forma bastante semelhante e com boa proximidade da reta estimada por Kaplan Meyer mostrando que qualquer uma das quatro funções estudadas está representando o conjunto de valores de vida em fadiga de maneira adequada.

Ao analisar os valores da Tabela 4.54 nota-se que a função Loglogística apresentou o menor valor para a estatística de Anderson Darling 0,590 e que o erro de 57.834 ciclos apresentado para esta função é apenas 1,3% maior que o erro de 57.076 ciclos apresentado pela função Lognormal Base e . Neste caso a função Loglogística foi considerada a mais adequada para representar o conjunto de dados referente a este nível de tensão.

Figura 4. 28 – Gráficos de probabilidade para tensão de 304 MPa para as quatro funções estatísticas (SPVT).

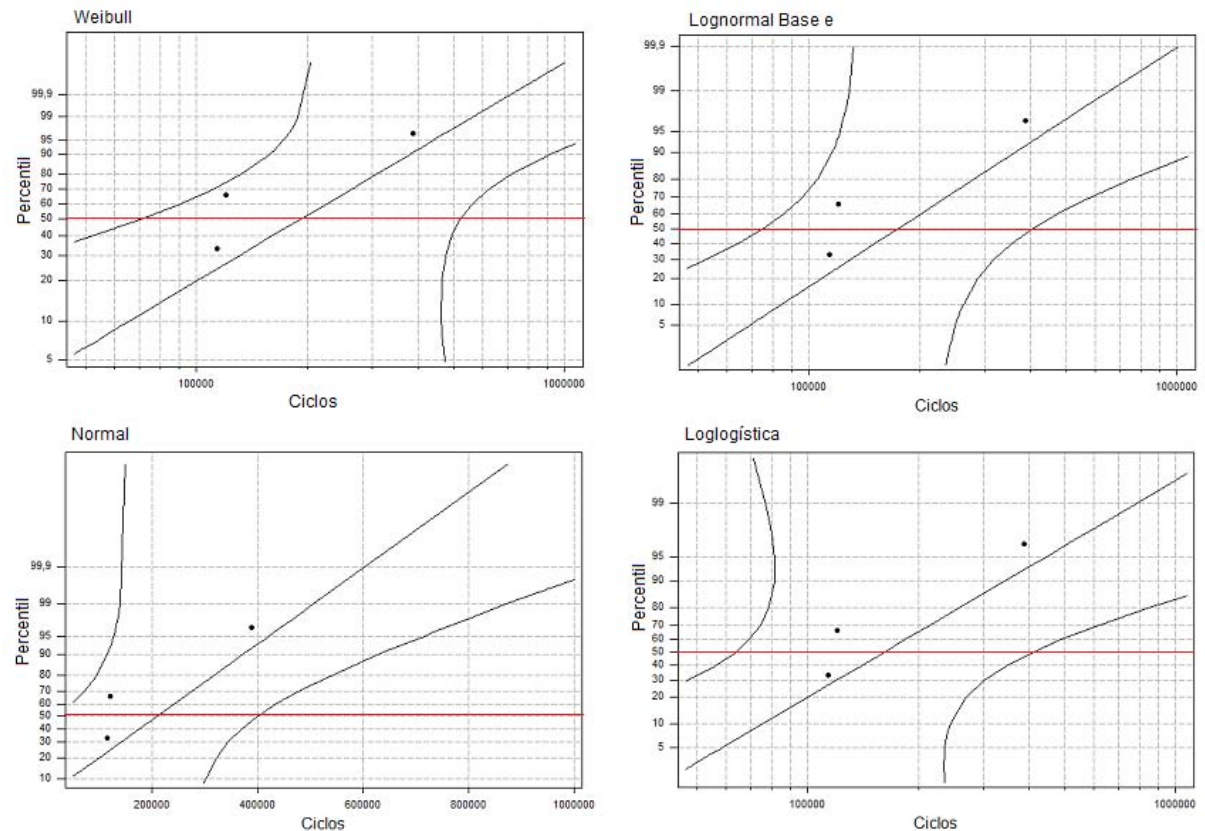


Tabela 4.53 - Parâmetros de forma e escala das funções para Tensão de 304 MPa. Fadiga axial (SPVT)

Função		Fator de forma		Fator de escala
Weibull	β	1,7603	θ	235.305
Lognormal e	μ	12,068	σ	0,5672
Normal	μ	207.350	σ	128.101
Loglogística	α	11,984	γ	0,3445

Tabela 4.54 – Resultados de tratamento estatístico para a tensão de 304 MPa. Fadiga axial (SPVL)

Função	Anderson Darling	Nº de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,602	191.075	74.502	69.988 – 525.656
Lognormal e	0,633	174.292	57.076	74.979 – 405.143
Normal	0,659	207.350	73.959	16.843 – 397.857
Loglogística	0,590	160.204	57.834	63.216 – 405.991

Tensão de 282 Mpa (SPVT)

Para a tensão de 282 MPa, Figura 4.29, pode-se perceber que as quatro funções distribuíram os valores de vida em fadiga de forma bastante semelhante e com boa proximidade da reta estimada por Kaplan Meyer. Isso indica que qualquer uma das funções estudadas pode representar este conjunto de valores de vida em fadiga adequadamente. A aderência das funções aos dados fica confirmada pelos baixos valores da estatística de

Anderson Darling apresentados para as quatro funções na Tabela 4.56, mas é possível notar que as funções Loglogística e Lognormal Base e apresentaram erros e amplitudes de intervalo de confiança consideravelmente menores que as funções Weibull e Normal. Como a função Loglogística apresentou o menor valor para a estatística de Anderson Darling 0,373 e a diferença entre os erros apresentados por estas duas funções é de 3.331 ciclos, o que corresponde a 1,55% do valor da probabilidade de falha calculado para esta função, a mesma será usada para representar o conjunto de valores de vida em fadiga referentes a este nível de tensão.

Figura 4. 29 – Gráficos de probabilidade para tensão de 282 MPa para as quatro funções estatísticas (SPVT).

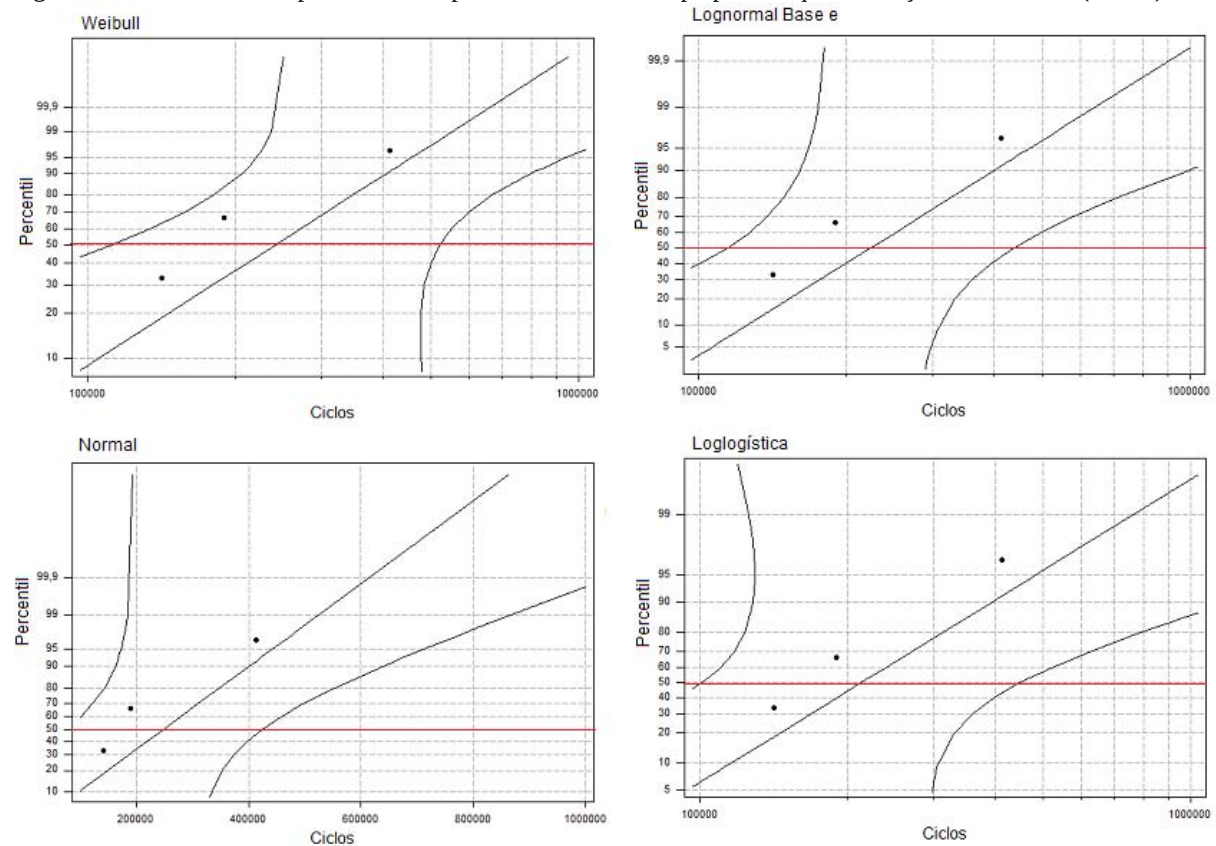


Tabela 4.55 - Parâmetros de forma e escala das funções para Tensão de 282 MPa. Fadiga axial (SPVT)

Função		Fator de forma		Fator de escala
Weibull	β	2,2828	θ	281.922
Lognormal e	μ	12,314	σ	0,4520
Normal	μ	247.925	σ	118.284
Loglogística	α	12,268	γ	0,2771

Tabela 4.56 – Resultados de tratamento estatístico para a tensão de 282 MPa. Fadiga axial (SPVT)

Função	Anderson Darling	N ⁰ de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,433	204.105	72.147	110.729 – 520.644
Lognormal e	0,404	222.832	58.157	113.767 – 436.453
Normal	0,489	247.925	68.291	720.18 – 423.832
Loglogística	0,373	212.680	61.488	100.996 – 447.866

Tensão de 271 Mpa (SPVT)

Para a tensão de 271 MPa, Figura 4.30, é possível notar que a função Loglogística distribuiu os dados de vida em fadiga mais próximos da reta estimada por Kaplan Meyer do que as demais funções estudadas, isso mostra que esta função é a mais adequada para representar este conjunto de valores de vida em fadiga.

Ao observar os valores apresentados na Tabela 4.58 pode-se confirmar o que foi concluído a partir da análise gráfica, pois estes valores mostram que a função Loglogística apresentou o menor valor para a estatística de Anderson Darling 0,503; o menor erro em número de ciclos, 78.790 ciclos e também a menor amplitude para o intervalo de confiança, 426.953 ciclos, como pode ser calculado a partir dos limites de seu intervalo de confiança.

Dessa forma esta função mostrou ser aderente aos valores de vida em fadiga analisados e por isso foi escolhida para representar os valores de fadiga referentes a este nível de tensão.

Figura 4. 30 – Gráficos de probabilidade para tensão de 271 MPa para as quatro funções estatísticas (SPVT).

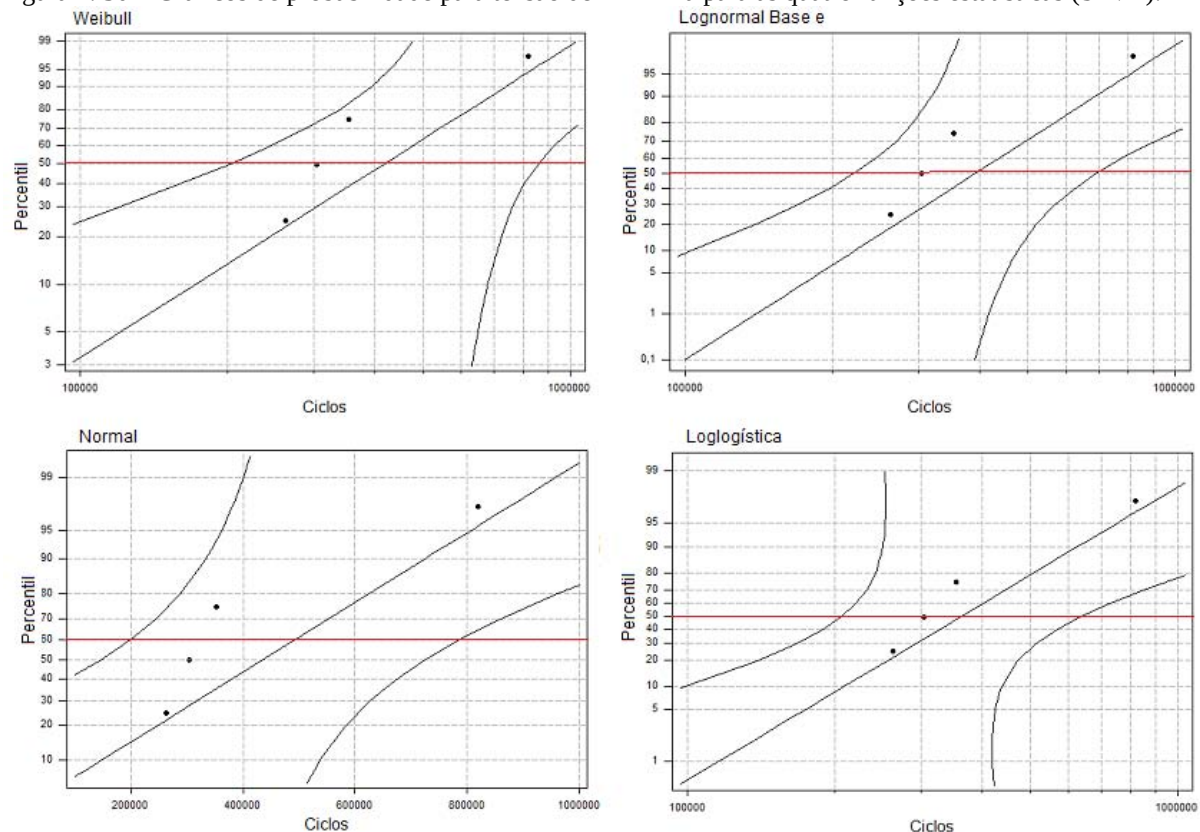


Tabela 4.57 - Parâmetros de forma e escala das funções para Tensão de 271 MPa. Fadiga axial (SPVT)

Função		Fator de forma		Fator de escala
Weibull	β	2,1034	θ	495.212
Lognormal e	μ	12,874	σ	0,4413
Normal	μ	434.958	σ	224.423
Loglogística	α	12,795	γ	0,2491

Tabela 4.58 – Resultados de tratamento estatístico para a tensão de 271 MPa. Fadiga axial (SPVT)

Função	Anderson Darling	N ⁰ de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,600	416.022	117.294	201.241 – 860.035
Lognormal <i>e</i>	0,553	390.034	86.057	220.943 – 688.533
Normal	0,713	434.958	112.211	145.920 – 723.994
Loglogística	0,503	360.338	78.695	205.350 – 632.303

Tensão de 260 Mpa (SPVT)

Para a tensão de 260 MPa, Figura 4.31, nota-se que as funções Weibull, Loglogística e Lognormal Base *e* distribuíram os dados de vida em fadiga de forma muito semelhante, enquanto a função Normal apresentou uma distribuição dividida em torno do percentil 50.

Os valores apresentados na Tabela 4.59, mostram que as quatro funções apresentaram valores relativamente baixos para a estatística de Anderson Darling, indicando que as quatro funções estão apresentando boa aderência aos valores de vida em fadiga analisados.

A função Loglogística foi a que apresentou o menor valor para a estatística de Anderson Darling 0,371. No entanto, o erro em número de ciclos apresentado pela função Loglogística é de 1.422.822 ciclos contra um erro de 1.161.717 ciclos apresentado pela função Lognormal Base *e*, uma diferença de 22,5% ou 261.105. Como a diferença entre os erros ultrapassa 10% do valor de probabilidade de falha apresentado por qualquer uma destas duas funções e a amplitude do intervalo de confiança apresentado pela função Lognormal Base *e* é 2.619.527 ciclos menor que a amplitude apresentada pela Loglogística, a função Lognormal Base *e* tende a mostrar maior confiabilidade para representar o conjunto de valores de vida em fadiga referente a este nível de tensão.

Figura 4. 31 – Gráficos de probabilidade para tensão de 260 MPa para as quatro funções estatísticas (SPVT).

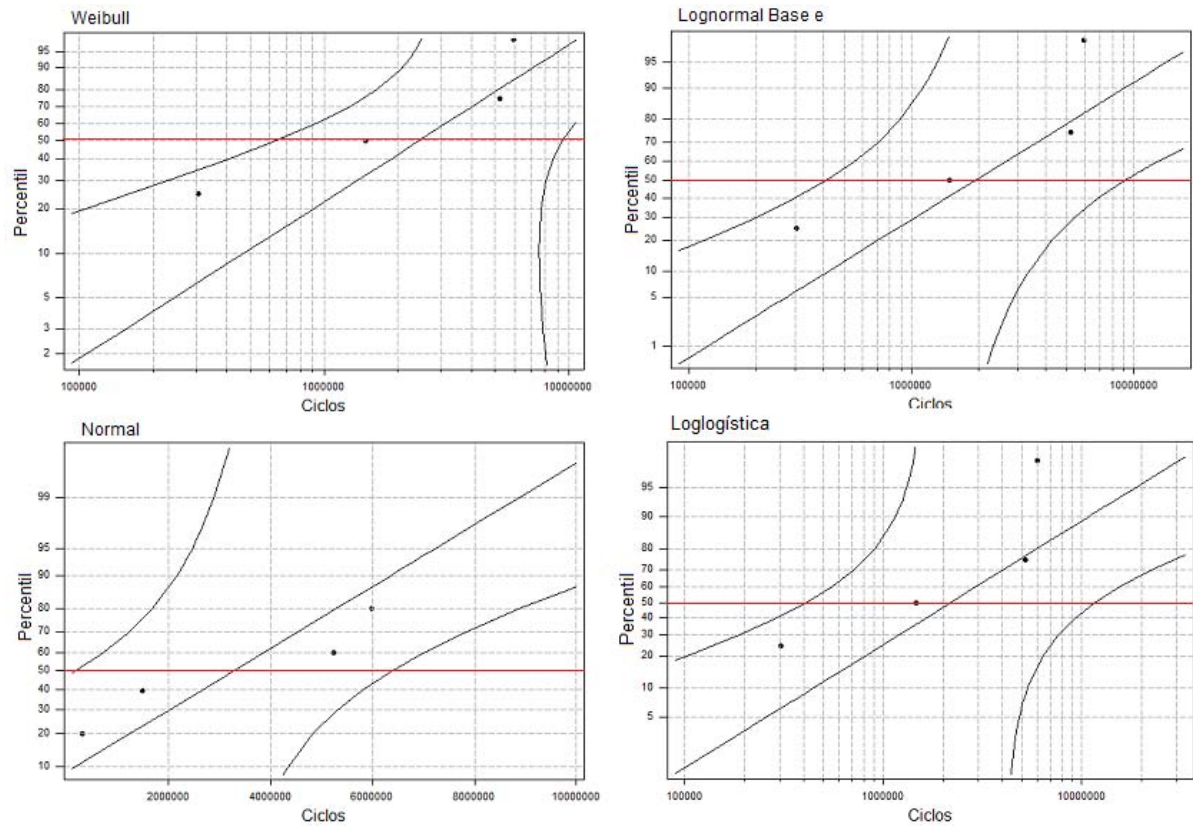


Tabela 4.59 - Parâmetros de forma e escala das funções para Tensão de 260 MPa. Fadiga axial (SPVT)

Função		Fator de forma		Fator de escala
Weibull	β	1,1290	θ	3.381.604
Lognormal e	μ	14,477	σ	1,1989
Normal	μ	3.249.421	σ	2.408.079
Loglogística	α	14,597	γ	0,7255

Tabela 4.60 – Resultados de tratamento estatístico para a tensão de 260 MPa. Fadiga axial (SPVT)

Função	Anderson Darling	N ⁰ de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,426	2.444.168	1.280.209	634.153 – 9.420.380
Lognormal e	0,413	1.938.125	1.161.817	413.800 – 9.077.627
Normal	0,448	3.249.421	1.204.374	147.158 – 6.351.683
Loglogística	0,371	2.185.170	1.422.822	408.404 – 11.691.758

Curva $\sigma \times N$ (SPVT)

Concluindo o tratamento estatístico nos quatro níveis de tensão utilizados para os corpos de prova na condição SPVT construiu-se a Tabela 4.61 fornecendo os números de

ciclos definidos para cada nível de tensão bem como a função que forneceu estes valores enquanto que a Figura 4.32 mostra a curva σ -N obtida a partir destes valores.

Tabela 4.61 – Valores da probabilidade de falha utilizados na curva σ - N

Melhor valor para Probabilidade de falha a 50% (SPVT)		
Tensão Mpa	Prob. Falha 50%	Função
304	160.204	Loglogística
282	212.680	Loglogística
271	360.338	Loglogística
260	1.938.125	Lognormal Base e

Figura 4.32 – Curva σ -N referente aos dados de fadiga da Tabela 4.61 (SPVT)

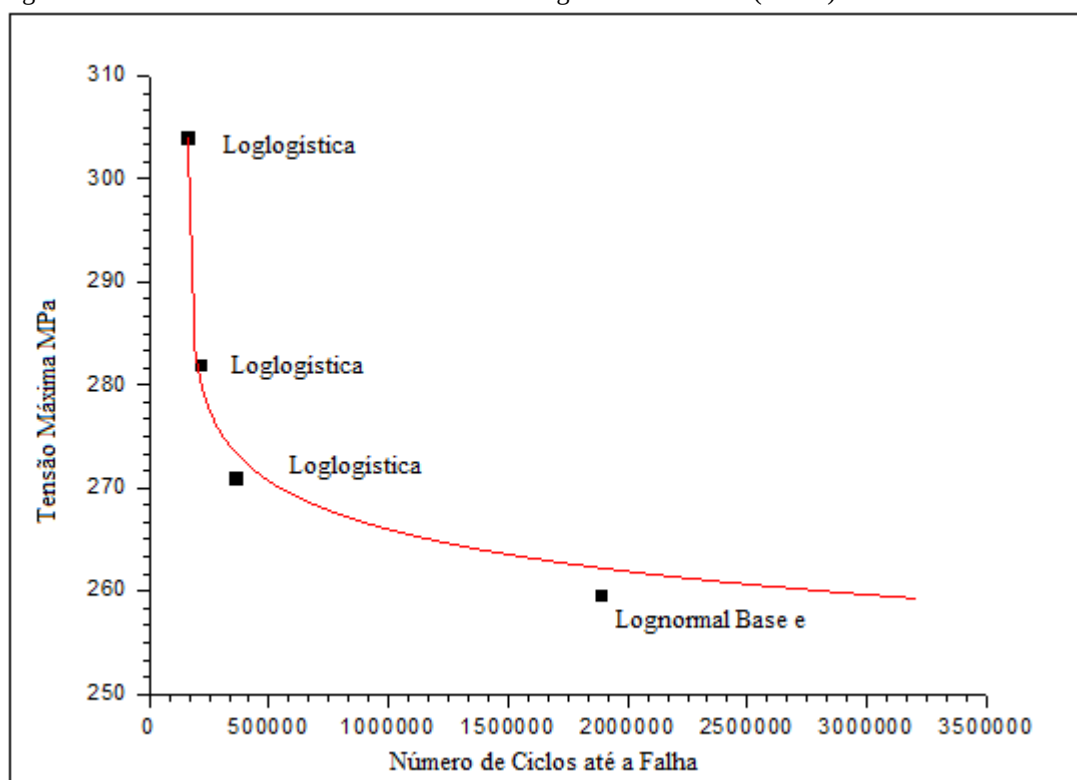


Tabela 4.62 – Resultados de ensaio de fadiga axial em material base com *shot peening* com esfera cerâmica e revestimento em cromo duro (100 μm) nas direções L e T.

Tensão (Mpa)	Nº Ciclos SPCL + Cr	Nº Ciclos SPCT + Cr
260	138.553	115.612
260	146.674	153.597
260	234.170	190.425
239	203.666	268.279
239	242.292	272.391
239	2.658.580	409.183
239	6.320.052	-----
228	299.541	290.812
228	674.459	6.782.909
228	1.273.270	422.000
228	7.648.270*	-----
217	281.782	-----
217	2.696.624	-----
217	9.074.491*	-----

Fonte - EFEITO DAS TENSÕES RESIDUAIS NA FRATURA E RESISTENCIA A FADIGA DA LIGA DE ALUMÍNIO 7050-T7451- Tese de doutorado.

Nota: * Amostra que não falhou; SPCL + Cr *Shot peening* esfera de cerâmica na direção L revestido com cromo; SPCT + Cr *Shot peening* esfera de cerâmica na direção T revestido com cromo.

4.8 RESULTADOS DE TRATAMENTO ESTATÍSTICO DA TABELA 4.62 (SPCL + Cr)

Tensão de 260 MPa (SPCL + Cr)

Para a tensão de 260 MPa, Figura 4.33, é possível notar que as quatro funções mostraram comportamento bem semelhante na distribuição dos dados de vida em fadiga.

Isto indica que qualquer uma das funções estudadas pode ser usada para tratar este conjunto de valores. Porém, os resultados apresentados na Tabela 4.64, mostram que a função Loglogística foi a que mostrou melhor aderência aos valores de vida em fadiga estudados neste nível de tensão, pois obteve o menor valor para a estatística de Anderson Darling, 0,521.

Embora a diferença entre o erro em número de ciclos calculado para esta função e para a função Lognormal Base *e* foi de apenas 1523 ciclos, o principal parâmetro de escolha que represente maior confiabilidade de resultados é a estatística de Anderson Darling. Assim, a função Loglogística tem melhores valores de vida em fadiga referentes a este nível de tensão.

Figura 4. 33 – Gráficos de probabilidade para tensão de 260 MPa das quatro funções estatísticas (SPCL + Cr).

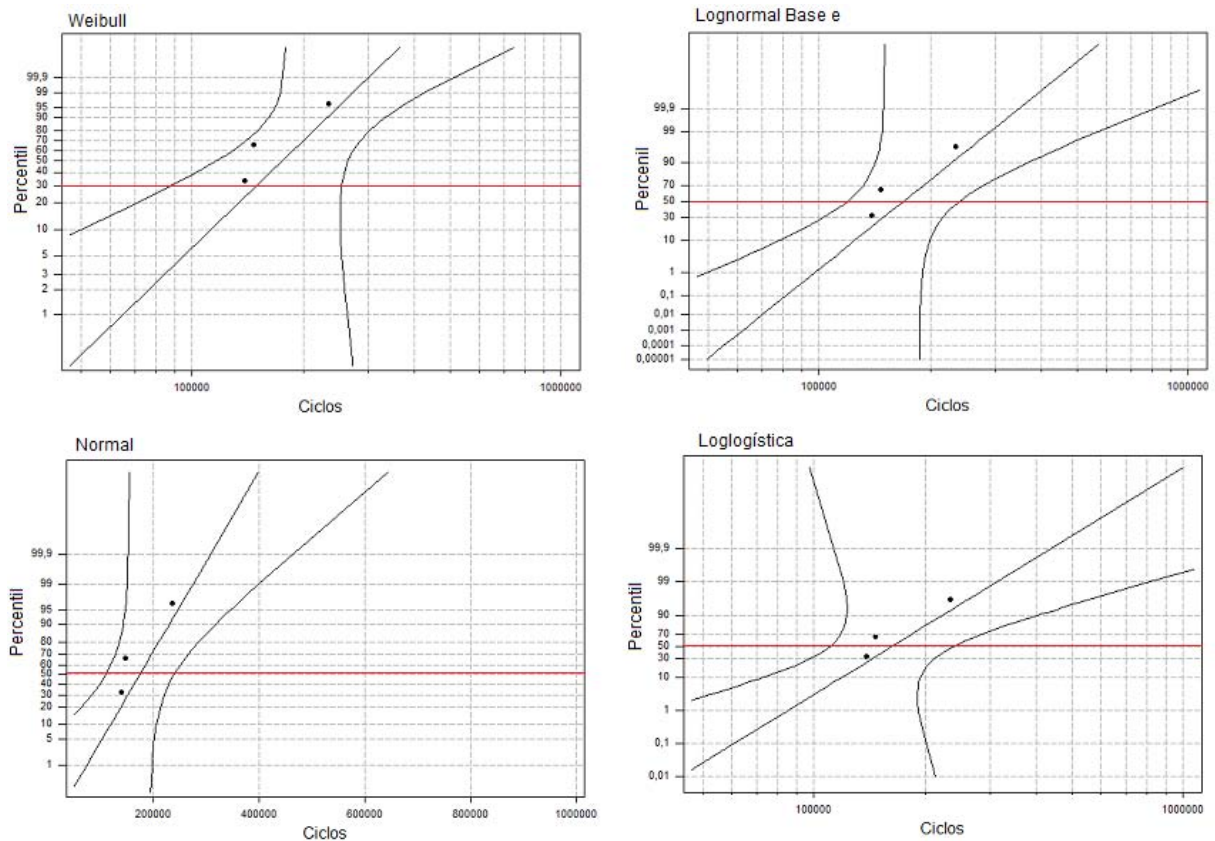


Tabela 4.63 – Parâmetros de forma e escala para a tensão de 260 MPa. Fadiga axial (SPCL + Cr)

Função		Fator de forma		Fator de escala
Weibull	β	4,2631	θ	190.441
Lognormal e	μ	12,033	σ	0,2351
Normal	μ	173132	σ	43.287
Loglogística	α	11,999	γ	0,1430

Tabela 4.64 – Resultados de tratamento estatístico para a tensão de 260 MPa. Fadiga axial (SPCL + Cr)

Função	Anderson Darling	N ⁰ de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,551	174.752	28.132	115.433 – 264.552
Lognormal e	0,561	168.203	22.833	118.571 – 238.609
Normal	0,587	173.132	24.992	108.757 – 237.507
Loglogística	0,521	162.648	24.356	110.593 – 239.204

Tensão de 239 MPa (SPCL + Cr)

Para a tensão de 239 MPa, Figura 4.34, nota-se que as quatro funções distribuíram os dados de vida em fadiga de forma muito semelhante e com boa proximidade da reta estimada por Kaplan Meyer, indicando que qualquer uma das quatro funções pode ser usada para o tratamento destes valores de vida em fadiga.

Ao analisar os resultados apresentados na tabela 4.66, nota-se que a função Loglogística apresentou o menor valor para a estatística de Anderson Darling, 0,456. No entanto, o menor erro foi apresentado pela função Lognormal Base e , 711.228 ciclos que é um valor de 102.159 ciclos (14,4%) menor que o erro calculado pela função Loglogística.

Além disso, é possível perceber que a diferença entre os valores dos intervalos para estas duas funções ultrapassa 2.500.000 ciclos, um valor consideravelmente grande quando comparado com o valor de probabilidade de falha obtido para ambas às funções. Como os valores da probabilidade de falha calculados para as funções Loglogística e Lognormal Base e estão se mostrando muito próximos a função Lognormal Base e tem condições de representar o conjunto de dados de fadiga referente a este nível de tensão com maior confiabilidade.

Figura 4.34 – Gráficos de probabilidade para tensão de 239 MPa para as quatro funções estatísticas (SPCL + Cr).

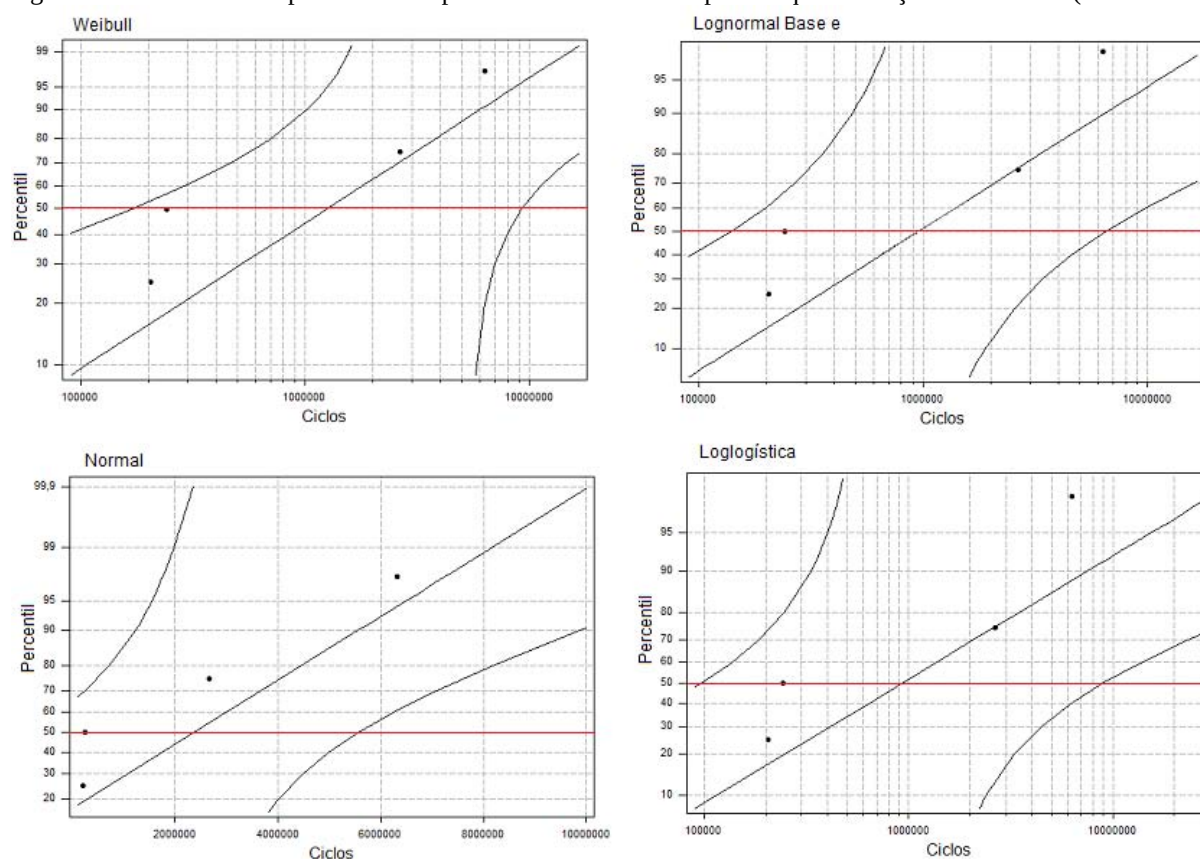


Tabela 4.65 – Parâmetros de forma e escala para a tensão de 239 MPa. Fadiga axial (SPCL + Cr)

Função		Fator de forma		Fator de escala
Weibull	β	0,7626	θ	2.014.560
Lognormal e	μ	13,769	σ	1,4907
Normal	μ	2.356.148	σ	2.495.274
Loglogística	α	13,739	γ	0,9532

Tabela 4.66 – Resultados de tratamento estatístico para a tensão de 239 MPa. Fadiga axial (SPCL + Cr)

Função	Anderson Darling	N ⁰ de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,462	1.245.793	970.139	167.611 – 9.259.539
Lognormal e	0,502	954.239	711.228	139.918 – 6.507.897
Normal	0,496	2.356.148	1.247.637	-857.552 – 5.569.847
Loglogística	0,456	926.240	813.387	96.466 – 8.893.447

Tensão de 228 MPa (SPCL + Cr)

Para a tensão de 228 MPa, Figura 4.35, é possível notar que a função Loglogística distribuiu os dados de vida em fadiga mais próximos da reta estimada por Kaplan Meyer quando comparada as outras funções estudadas, mostrando mais aderência aos dados de vida em fadiga do que as demais funções.

Na Tabela 4.68 é possível notar valores elevados da estatística de Anderson Darling para as quatro funções, isto tem relação com a presença de dados de fadiga que não falharam durante o teste. No entanto, a função Loglogística além de apresentar o menor valor para a estatística de Anderson Darling 4,781; apresentou um erro de 927.718 ciclos, que é o menor entre os quatro valores de erro apresentados, esta função também apresentou o menor valor de intervalo de confiança quando comparado às demais funções como pode ser visto na Tabela 4.68. Assim a função Loglogística se mostrou mais confiável em todos os parâmetros analisados, sendo a mais indicada para representar os valores de vida em fadiga referentes a este nível de tensão.

Figura 4.35 – Gráficos de probabilidade para tensão de 228 MPa para as quatro funções estatísticas (SPCL + Cr)

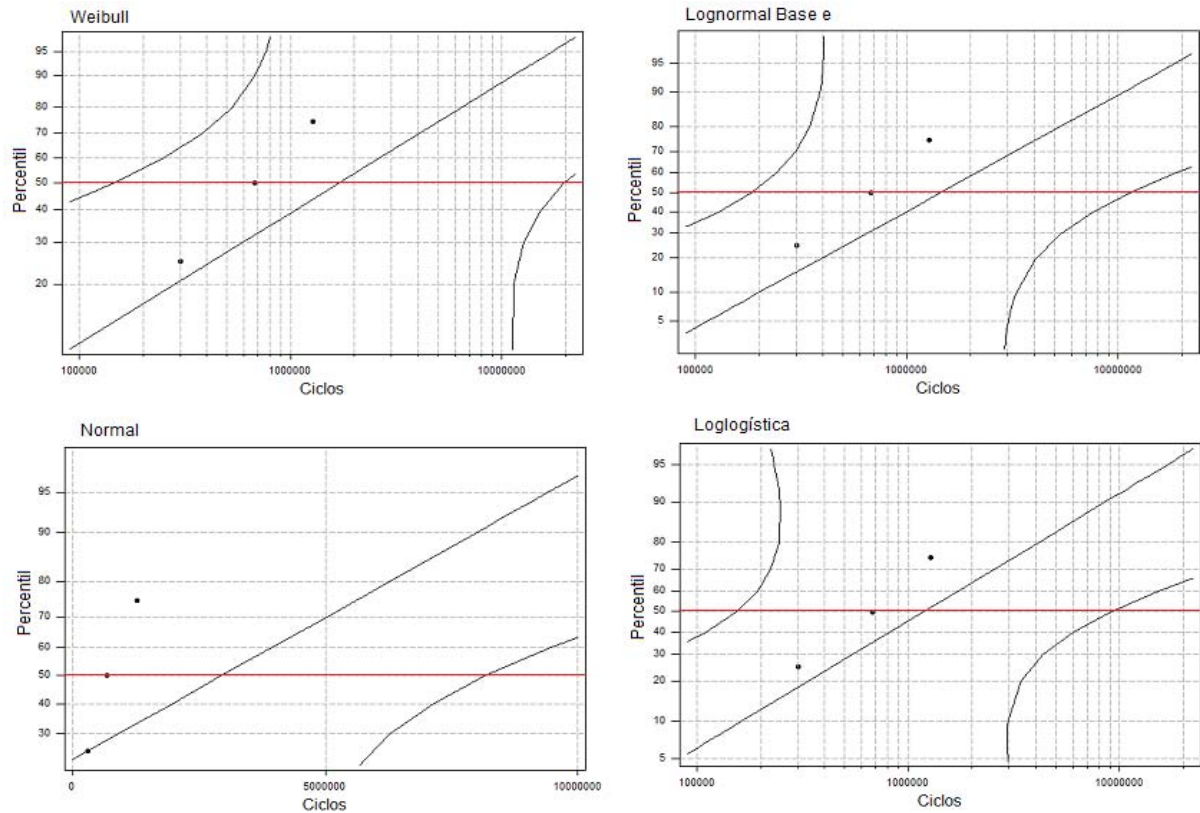


Tabela 4.67 – Parâmetros de forma e escala para a tensão de 228 MPa. Fadiga axial (SPCL + Cr)

Função	Fator de forma ou locação		Fator de escala	
Weibull	β	0,6337	θ	3.017.457
Lognormal e	μ	14,181	σ	1,5449
Normal	μ	2.951.832	σ	3.918.918
Loglogística	α	13,974	γ	0,9021

Tabela 4.68 – Resultados de tratamento estatístico para tensão de 228 MPa. Fadiga axial (SPCL + Cr)

Função	Anderson Darling	Nº de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	4,879	1.692.212	1.612.023	145.477 – 19.683.976
Lognormal e	4,824	1.441.929	1.156.139	182.808 – 11.373.463
Normal	5,098	2.951.832	2.020.808	-2.278.608 – 8.180.271
Loglogística	4,781	1.171.191	927.718	152.234 – 9.010.363

Tensão de 217 MPa (SPCL + Cr)

Para tensão de 217 MPa, Figura 4.36, é possível notar que as quatro funções estudadas distribuíram os valores de vida em fadiga de forma muito semelhante e com boa proximidade da reta estimada por Kaplan Meyer. A presença de dados censurados e a grande dispersão no conjunto de valores de vida em fadiga estudado, implicam em altos valores para a estatística de Anderson Darling, para os erros em número de ciclos e também grandes valores de

intervalos de confiança, como pode ser visto na Tabela 4.70. Como a função Loglogística apresentou o menor valor para a estatística de Anderson Darling e também o menor valor de probabilidade de falha entre as quatro funções, a mesma apresenta a melhor confiabilidade no tratamento estatístico do conjunto de dados de fadiga referente a este nível de tensão.

Figura 4.36 – Gráficos de probabilidade para tensão de 217 MPa para as quatro funções estatísticas (SPCL + Cr).

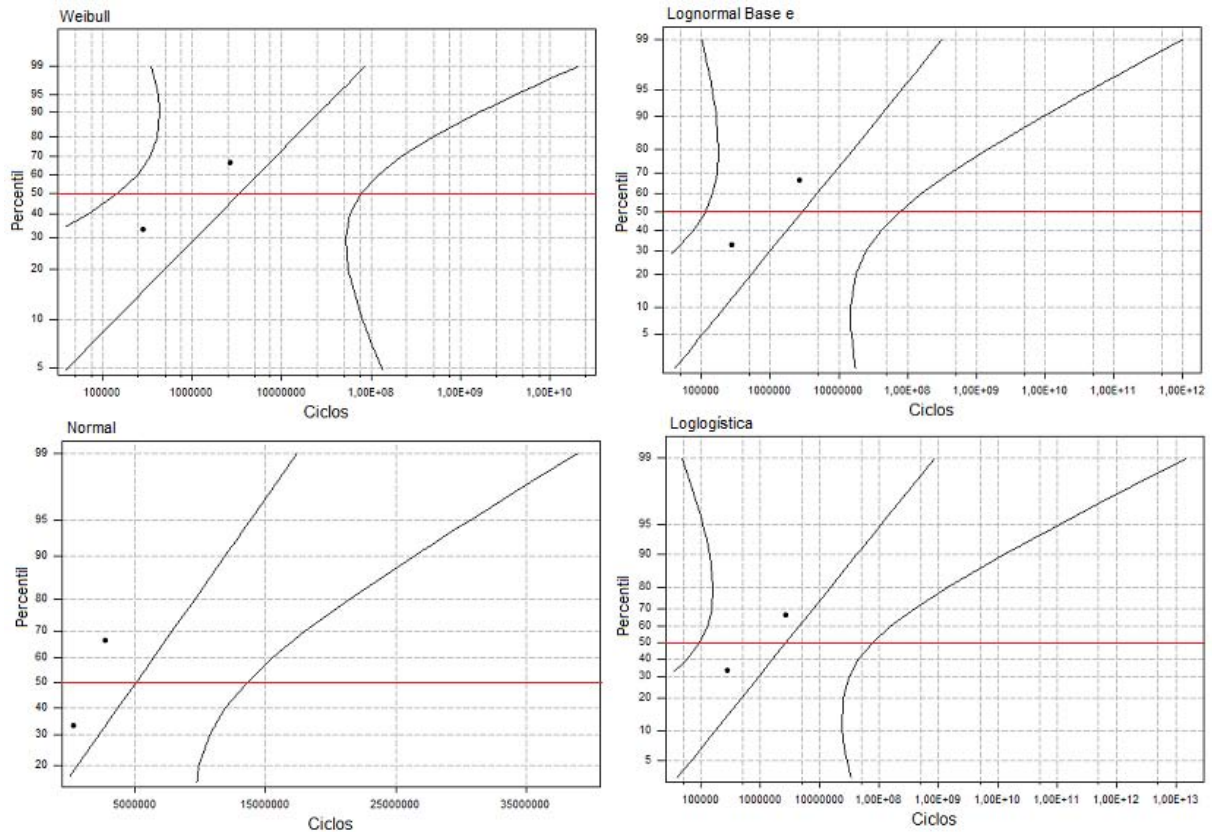


Tabela 4.69 – Parâmetros forma e escala das funções para tensão de 217 MPa. Fadiga axial (SPCL + Cr)

Função		Fator de forma		Fator de escala
Weibull	β	0,588	θ	6.337.100
Lognormal <i>e</i>	μ	14,880	σ	2,023
Normal	μ	5.043.599	σ	5.330.496
Loglogística	α	14,818	γ	1,251

Tabela 3.70 – Resultados de tratamento estatístico para tensão de 217 MPa. Fadiga axial (SPCL + Cr)

Função	Anderson Darling	N ⁰ de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	5,673	3.400.692	4.143.142	147.458 – 78.427.266
Lognormal <i>e</i>	5,676	2.899.194	3.653.823	112.832 – 74.394.860
Normal	5,749	5.043.599	3.302.670	-3.463.514 – 13.550.713
Loglogística	5,669	2.723.096	3.552.914	94.637 – 78.401.131

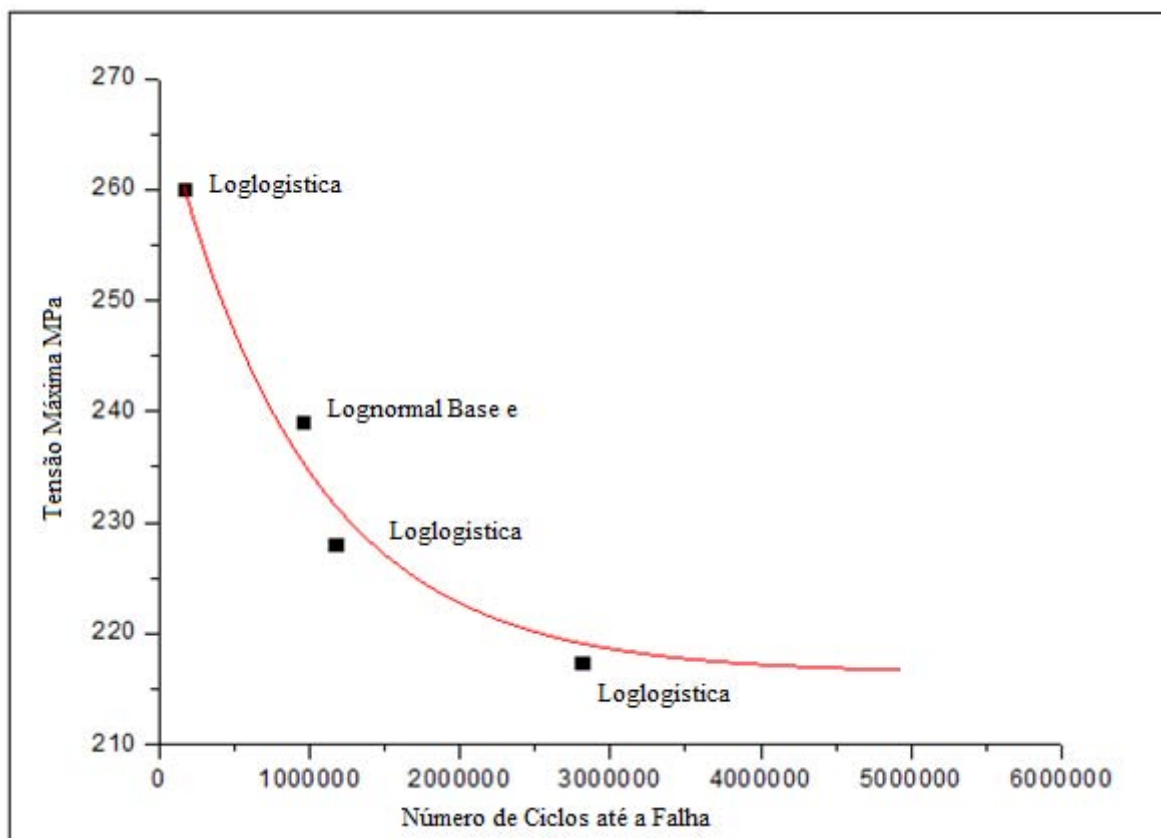
Curva $\sigma \times N$ (SPCL + Cr)

Após concluir o tratamento estatístico dos valores de vida em fadiga para todos os níveis de tensão definidos para a condição (SPCL + Cr), foram definidas as funções que mostraram ser mais seguras para representar o valor de probabilidade de falha. Assim a Tabela 4.71 mostra os números de ciclos definidos para cada nível de tensão bem como a função relacionada a estes valores, enquanto que a Figura 4.37 mostra a curva σ -N obtida a partir destes valores.

Tabela 4.71 – Valores da probabilidade de falha utilizados na curva σ - N

Melhor valor para Probabilidade de falha a 50% (SPCL + Cr)		
Tensão Mpa	Prob. Falha 50%	Função
260	162.648	Loglogística
239	954.239	Lognormal Base e
228	1.171.191	Loglogística
217	2.723.096	Loglogística

Figura 4.37 – Curva σ -N referente aos dados de fadiga da Tabela 3.70 (SPCL + Cr)



4.9 - RESULTADOS DE TRATAMENTO ESTATÍSTICO DA TABELA 4.62 (SPCT + Cr)

Tensão de 260 MPa (SPCT + Cr)

Para a tensão de 260 MPa, Figura 4.38, nota-se que as quatro funções distribuíram os dados de vida em fadiga de maneira muito semelhante e com boa proximidade da reta estimada por Kaplan Meyer, isso indica que qualquer uma das quatro funções pode ser usada para representar estes dados de vida em fadiga.

Analisando os resultados apresentados na Tabela 4.73, é possível notar que as quatro funções tem valores bem próximos para a estatística de Anderson Darling, para o erro em número de ciclos e para os valores de intervalos de confiança. Neste caso específico, a função Loglogística apresentou o menor valor para a estatística de Anderson Darling, 0,288 em relação às demais funções. Isto significa que esta função conseguiu apresentar uma maior segurança na distribuição dos valores de vida em fadiga estudados. Por este motivo a função Loglogística foi escolhida para calcular o valor de probabilidade de falha referente a este nível de tensão.

Figura 4.38 – Gráficos de probabilidade para tensão de 260 MPa para as quatro funções estatísticas (SPCT + Cr).

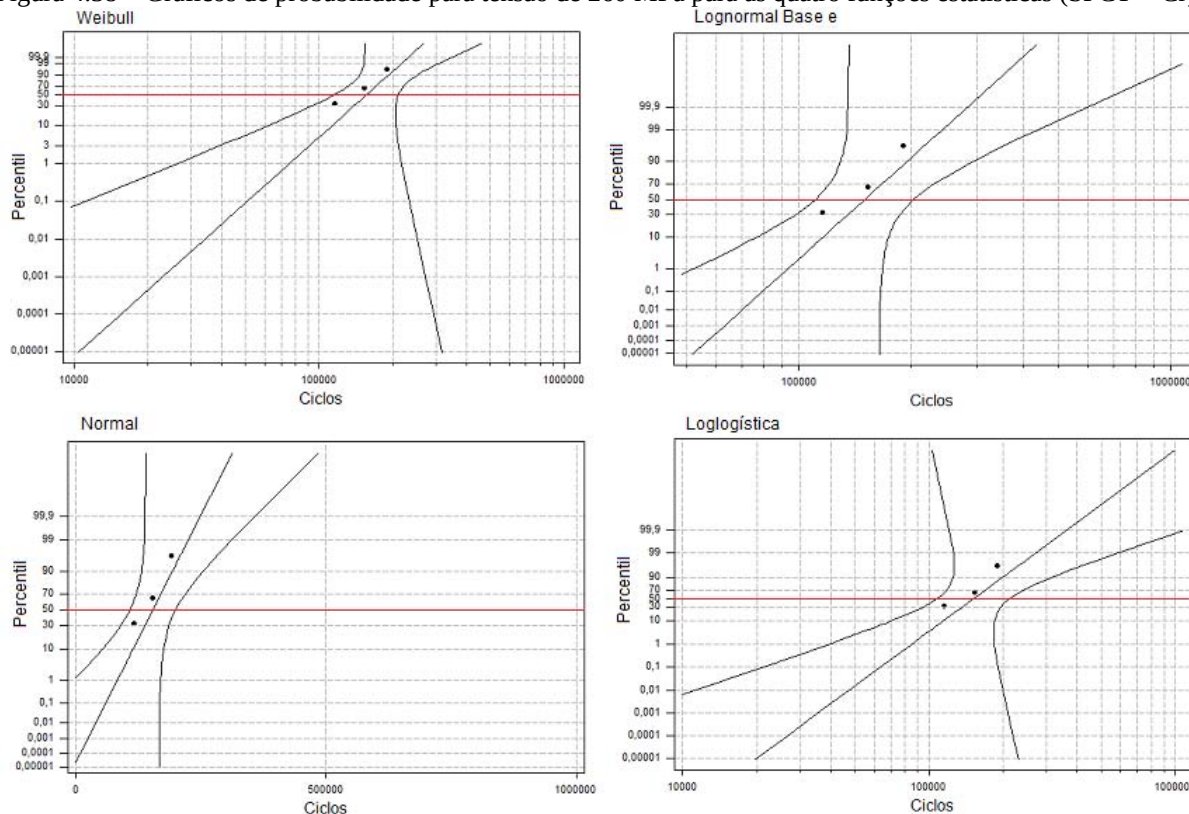


Tabela 4.72 – Parâmetros de forma e escala das funções para Tensão de 260 MPa. Fadiga axial (SPCT + Cr)

Função		Fator de forma		Fator de escala
Weibull	β	5,8223	θ	165827
Lognormal e	μ	11,910	σ	0,2044
Normal	μ	153211	σ	30543
Loglogística	α	11,926	γ	0,1263

Tabela 4.73 – Resultados de tratamento estatístico para tensão de 260 MPa. Fadiga axial (SPCT + Cr)

Função	Anderson Darling	N ^o de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ^o de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,310	155710	18295	115046 - 210745
Lognormal e	0,314	150096	17710	104660 - 194081
Normal	0,307	153211	17634	107788 - 198634
Loglogística	0,288	151164	19841	107799 - 211973

Tensão de 239 MPa (SPCT + Cr)

Para tensão de 239 MPa, Figura 4.40, é possível observar que as quatro funções estudadas distribuíram os dados de vida em fadiga de forma muito semelhante e com boa proximidade da reta estimada por Kaplan Meyer. Isso mostra que qualquer uma das funções estudadas pode ser usada para representar este conjunto de dados. É possível confirmar este fato pelos valores de tratamento estatístico apresentados na Tabela 4.75 para as quatro funções, na qual mostra valores bem próximos de estatística de Anderson Darling, pequenas diferenças no erro em número de ciclos e nos valores de intervalos de confiança. Indicando desse modo, uma boa aderência das quatro funções aos dados de fadiga analisados. Mas como a função Loglogística apresentou o menor valor de estatística de Anderson Darling 0,601 esta função será usada para representar o conjunto de dados referente a este nível de tensão.

Figura 4.39 – Gráficos de probabilidade para tensão de 239 MPa para as quatro funções estatísticas (SPCT + Cr).

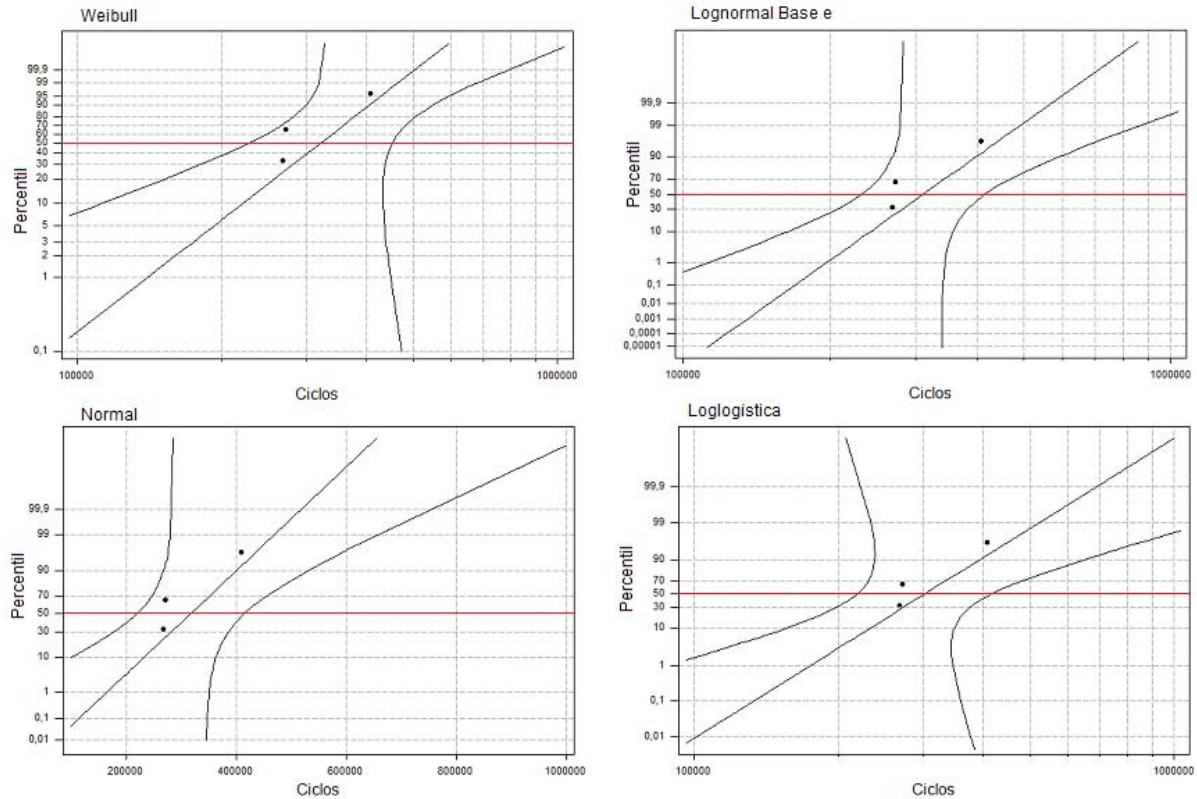


Tabela 4.74 – Parâmetros de forma e escala das funções para Tensão de 239 MPa. Fadiga axial (SPCT + Cr)

Função		Fator de forma		Fator de escala
Weibull	β	5,1053	θ	344.222
Lognormal e	μ	12,646	σ	0,1955
Normal	μ	316.618	σ	65.475
Loglogística	α	12,616	γ	0,1187

Tabela 4.75 – Resultados de tratamento estatístico para tensão de 239 MPa. Fadiga axial (SPCT + Cr)

Função	Anderson Darling	N ⁰ de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,609	320.376	43.070	226.605 – 452.951
Lognormal e	0,644	310.384	35.035	232.074 – 415.118
Normal	0,652	316.618	37.802	219.246 – 413.989
Loglogística	0,601	301.472	37.511	218.802 – 415.376

Tensão de 228 MPa (SPCT + Cr)

Para tensão de 228 MPa Figura 4.40, pode-se notar que as funções Weibull, Loglogística e Lognormal Base e, apresentaram uma distribuição dos valores de vida em fadiga de forma muito semelhante e com boa aproximação da reta estimada por Kaplan Meyer, enquanto a função Normal teve dificuldades para definir os limites do intervalo de confiança.

Os valores de tratamento estatístico apresentados na Tabela 4.77, indicam que estas três funções apresentaram valores próximos para a estatística de Anderson Darling, enquanto a função Normal, apresentou um valor mais elevado para esta medida.

Entre as quatro funções estudadas, a função Loglogística além de ter apresentado o menor valor de estatística de Anderson Darling, 0,511; foi também a função que apresentou o menor erro, 690.205 ciclos, apresentando diferença superior a 70.000 ciclos em relação ao erro calculado pela função Lognormal Base e , superior a 400.000 ciclos quando comparado com os erros calculados pelas funções Weibull e Normal. Com isso fica evidenciado que a função Loglogística é a que melhor representa este conjunto de dados de vida em fadiga, pois os resultados obtidos por esta função mostram maior segurança na representação destes valores de vida em fadiga.

Figura 4.40 – Gráficos de probabilidade para tensão de 239 MPa para as quatro funções estatísticas (SPCT + Cr).

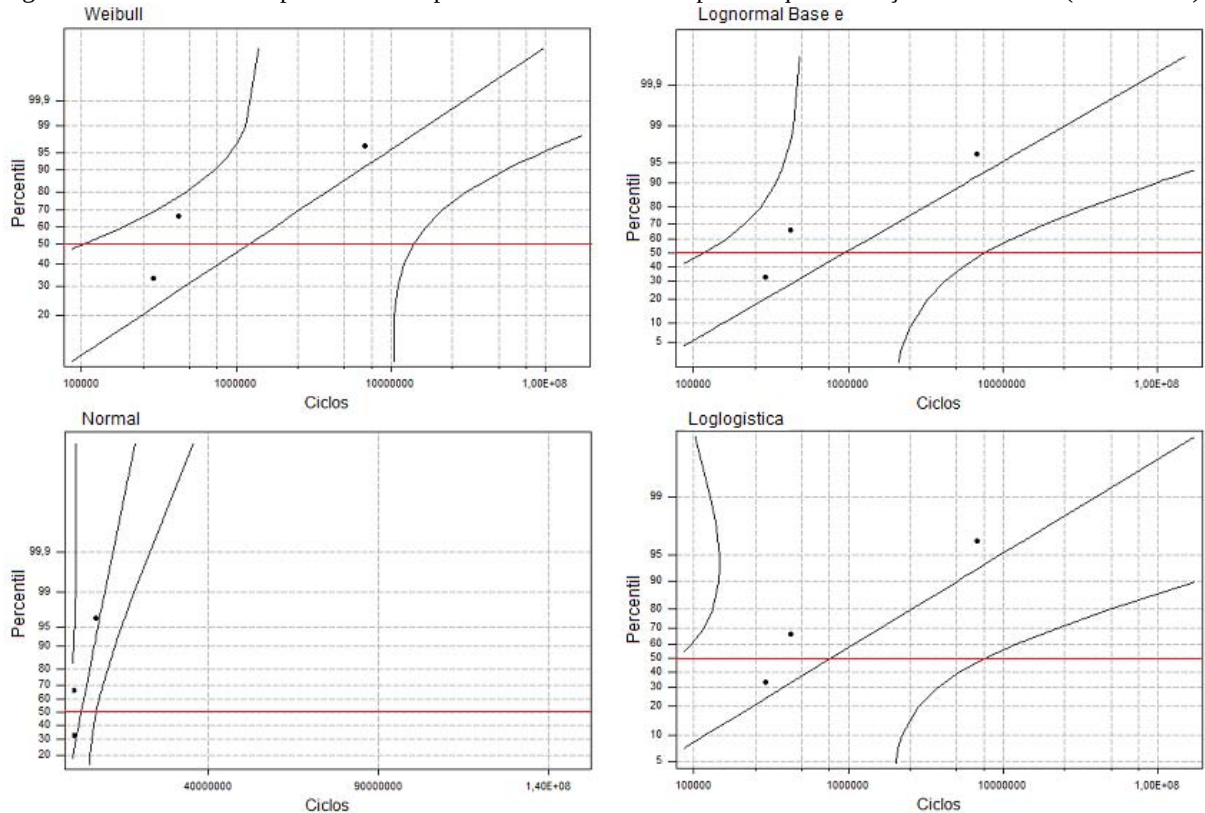


Tabela 4.76 - Parâmetros de forma e escala das funções para Tensão de 228 MPa. Fadiga axial (SPCT + Cr)

Função		Fator de forma		Fator de escala
Weibull	β	0,7140	θ	1.975.058
Lognormal e	μ	13,734	σ	1,4052
Normal	μ	2.498.574	σ	3.029.956
Loglogística	α	13,556	γ	0,8548

Tabela 4.77 – Resultados de tratamento estatístico para tensão de 228 MPa. Fadiga axial (SPCT + Cr)

Função	Anderson Darling	N ⁰ de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,544	1.182.054	1.136.218	99.391 – 14.058.128
Lognormal e	0,550	940.691	763.158	116.386 – 7.603.153
Normal	0,663	2.498.574	1.749.346	- 2.007.443 – 7.004.590
Loglogística	0,511	771.085	690.205	76.872 – 7.734.524

Curva $\sigma \times N$ (SPCT + Cr)

Com os resultados obtidos a partir do tratamento estatístico dos valores de vida em fadiga referentes à condição (SPCT + Cr), apresentou-se a Tabela 4.78, que mostra os números de ciclos para a probabilidade de falha a 50% definidos para cada nível de tensão, bem como as funções relacionadas a estes valores obtidos. A Figura 4.41 mostra a curva σ -N obtida a partir destes valores.

Tabela 4.78 – Valores da probabilidade de falha utilizados na curva σ - N

Melhor valor para Probabilidade de falha a 50% (SPCT + Cr)		
Tensão Mpa	Prob. Falha 50%	Função
260	151.164	Loglogística
239	301.472	Loglogística
228	771.085	Loglogística

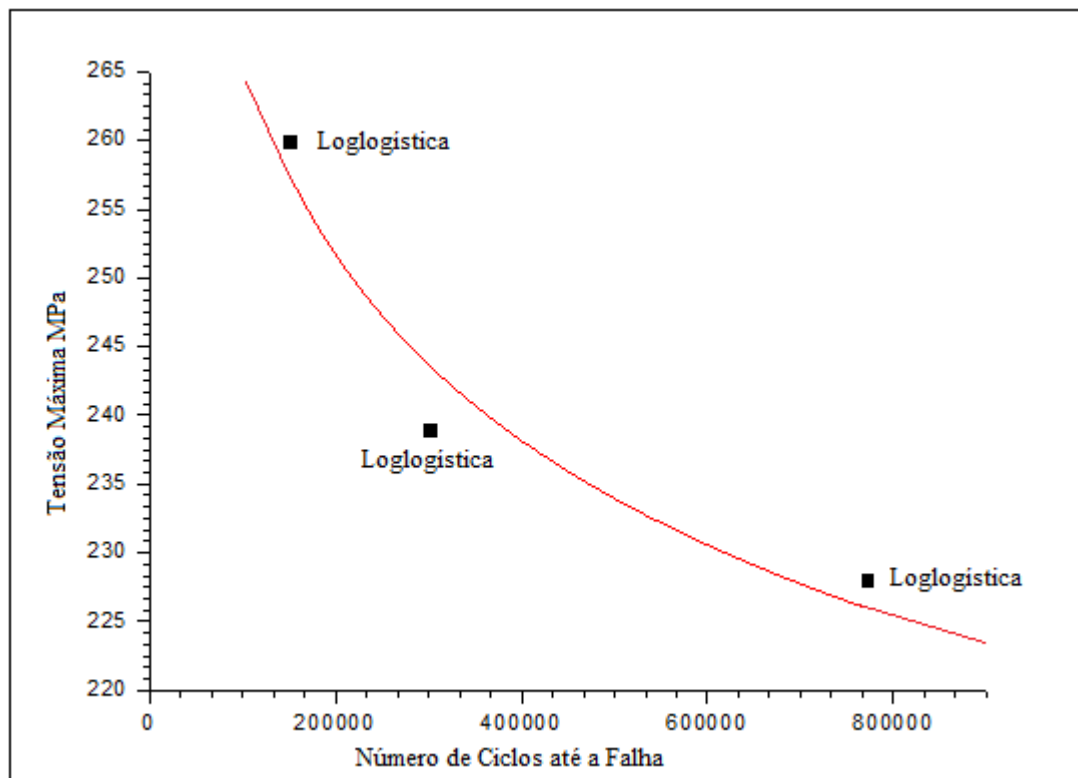
Figura 4.41 – Curva σ -N referente aos dados de fadiga da Tabela 3.77 (SPCT + Cr)

Tabela 4.79 – Resultados de ensaio de fadiga axial em material base com *shot peening* com esfera de vidro e revestimento em cromo duro (100 µm) nas direções L e T.

Tensão (MPa)	Nº Ciclos SPVL + Cr	Nº Ciclos SPVT + Cr
304	181.988	159.489
304	83.534	217.626
304	318.883	132.652
282	4.136.514	4.266.565
282	123.979	307.387
282	67.652	312.166
282	442.691	-----
271	97.676	279.146
271	3.410.984	538.995
271	2.986.932	573.005
260	7.010.360	230.345
260	3.546.281	968.556
260	141.313	7.260.880
260	83.920	318.980

Fonte - EFEITO DAS TENSÕES RESIDUAIS NA FRATURA E RESISTENCIA A FADIGA DA LIGA DE ALUMÍNIO 7050-T7451- Tese de doutorado.

Nota: SPVL + Cr - *Shot peening* esfera de vidro na direção L revestido com cromo; SPVT + Cr - *Shot peening* esfera de vidro na direção T revestido com cromo.

4.10 - RESULTADOS DE TRATAMENTO ESTATÍSTICO DA TABELA 4.79 (SPVL+Cr)

Tensão de 304 MPa (SPVL+Cr)

Para a tensão de 304 MPa, Figura 4.42, nota-se que as quatro funções distribuíram os dados de vida em fadiga de forma muito semelhante e com boa proximidade da reta estimada por Kaplan Meyer mostrando que qualquer uma delas pode ser usada para tratar este conjunto de dados de fadiga.

Assim Os valores apresentados na Tabela 4.81, mostram que as quatro funções estudadas apresentaram valores baixos e bem próximos entre si para a estatística de Anderson Darling, e também valores bem próximos para o erro em número de ciclos relacionado à probabilidade de falha 50%. Neste caso específico, a escolha da melhor função foi realizada a partir de comparações entre os valores da estatística de Anderson Darling, portanto a função Loglogística foi a que apresentou melhor confiabilidade no tratamento estatístico deste conjunto de valores de vida em fadiga.

Figura 4.42 – Gráficos de probabilidade para tensão de 304 MPa para as quatro funções estatísticas (SPVL + Cr).

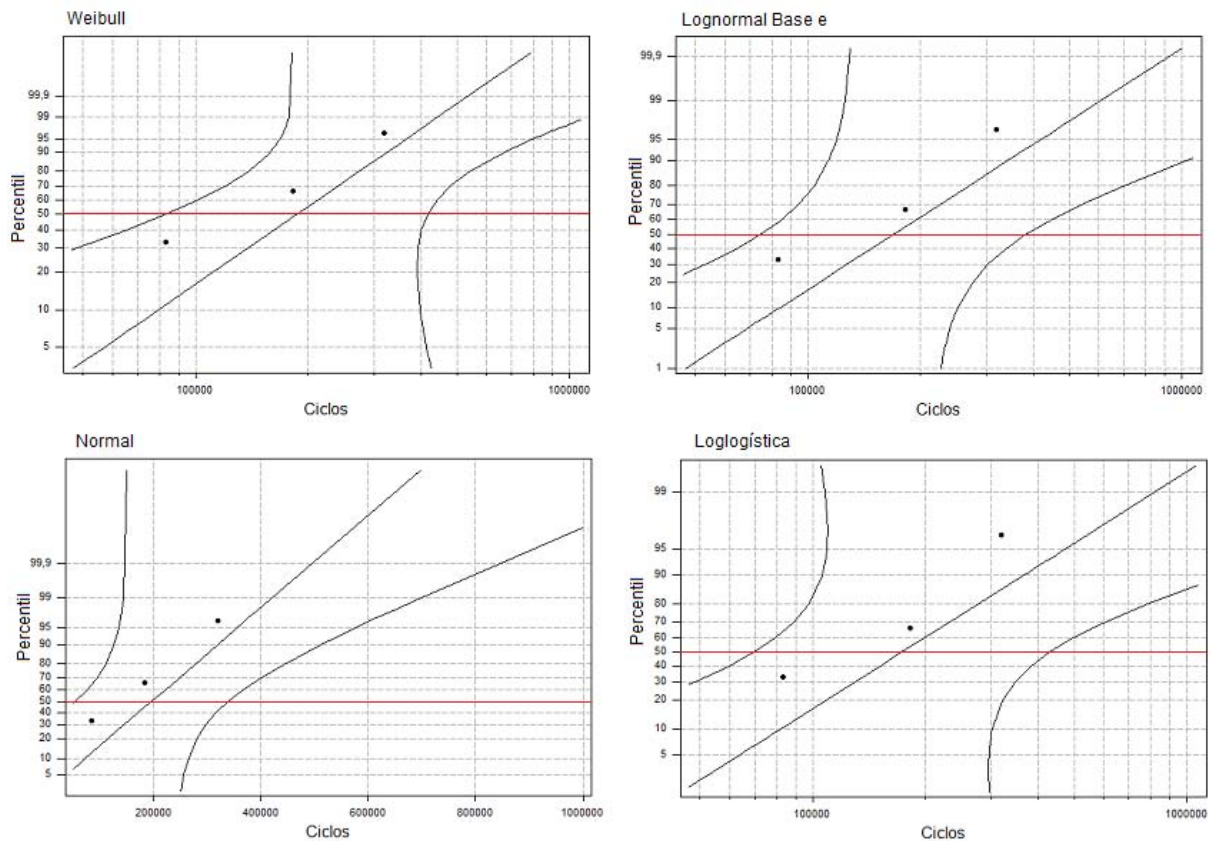


Tabela 4.80 - Parâmetros das funções para Tensão de 304 MPa. Fadiga axial (SPVL + Cr)

Função	Fator de forma ou locação		Fator de escala	
Weibull	β	2,1840	θ	221.035
Lognormal e	μ	12,039	σ	0,5493
Normal	μ	194.802	σ	96.507
Loglogística	α	12,061	γ	0,3392

Tabela 4.81 – Resultados de tratamento estatístico para tensão de 304 MPa. Fadiga axial (SPVL + Cr)

Função	Anderson Darling	Nº de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,310	186.887	58.531	83.411 – 418.731
Lognormal e	0,317	169.244	53.671	74.774 – 383.066
Normal	0,322	194.802	55.718	51.280 – 338.323
Loglogística	0,290	173.054	61.035	69.763 – 429.273

Tensão de 282 MPa (SPVL+Cr)

Para tensão de 282 MPa, Figura 4.43, é possível notar que a função Loglogística distribuiu os dados de vida em fadiga mais próximos da reta estimada por Kaplan Meyer do que as outras funções estudadas se mostrando mais aderente ao conjunto de dados de vida em fadiga analisados. Esta melhor aderência pode ser observada na Tabela 4.83, que mostra o

menor valor de estatística de Anderson Darling para a função Loglogística, 0,326; o menor erro em número de ciclos, 249.014 ciclos; e o menor valor de intervalo de confiança. Desse modo esta função é a mais adequada para representar o conjunto de dados de vida em fadiga referente a este nível de tensão.

Figura 4.43 – Gráficos de probabilidade para tensão de 282 MPa para as quatro funções estatísticas (SPVL + Cr).

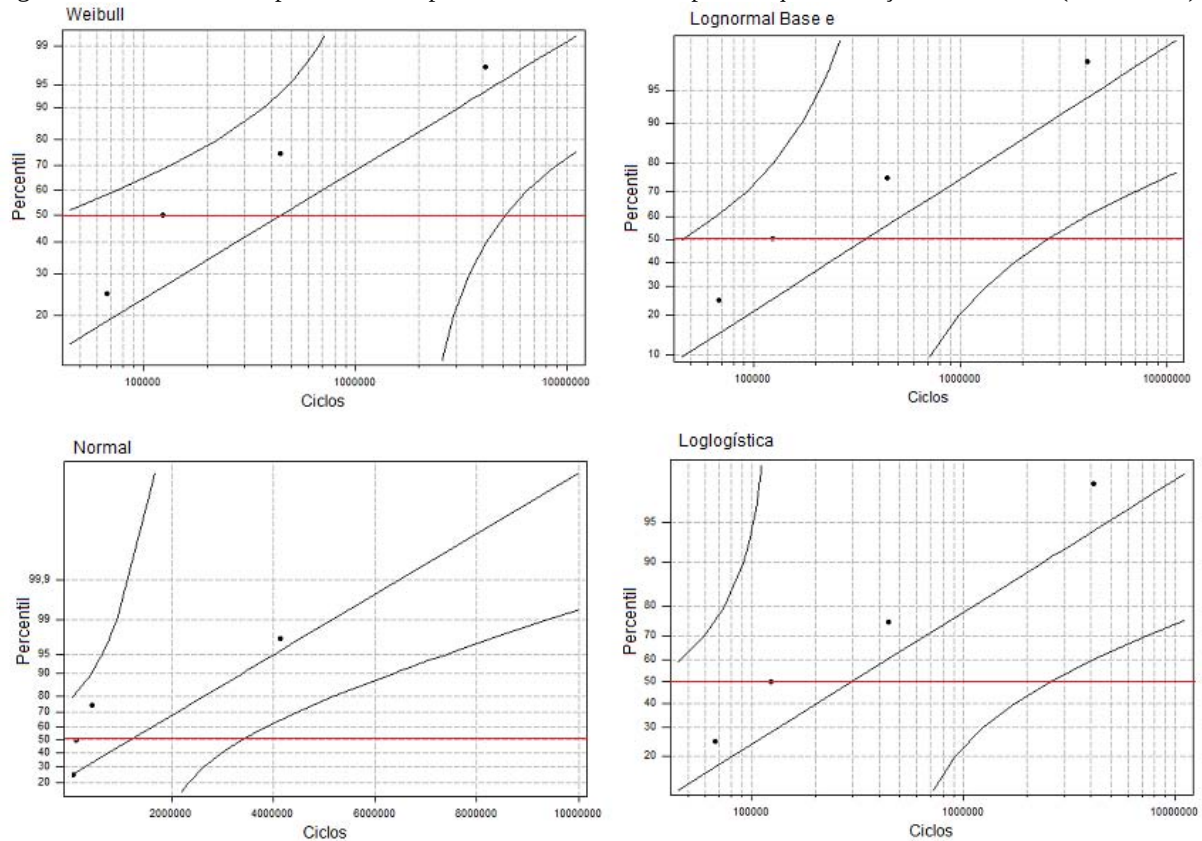


Tabela 4.82 – Parâmetros de forma e escala das funções para Tensão de 282 MPa. Fadiga axial (SPVL + Cr)

Função		Fator de forma		Fator de escala
Weibull	β	0,6279	θ	805.625
Lognormal e	μ	12,771	σ	1,5758
Normal	μ	1.192.709	σ	1.705.612
Loglogística	α	12,605	γ	0,9413

Tabela 4.83 – Resultados de tratamento estatístico para tensão de 282 MPa. Fadiga axial (SPVL + Cr)

Função	Anderson Darling	Nº de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,412	449.417	424.330	39.484 – 5.115.324
Lognormal e	0,358	352.039	277.373	46.258 – 2.679.140
Normal	0,842	1.192.709	852.806	-1.003.974 – 3.389.392
Loglogística	0,326	298.014	249.942	34.357 – 2.584.978

Tensão de 271 MPa (SPVL+Cr)

Para tensão de 271 MPa, Figura 4.45, é possível notar que as quatro funções distribuíram os dados de vida em fadiga de forma quase idêntica, indicando que qualquer uma das funções estudadas, pode representar de maneira adequada o conjunto de valores de vida em fadiga analisados.

Observarmos os valores apresentados na Tabela 4.85, nota-se que a função Normal apresentou o menor valor de estatística de Anderson Darling, 0,515; o menor erro em número de ciclos, e a menor amplitude para o intervalo de confiança. Com isso a função Normal indica apresentar maior confiabilidade, se comparada com as funções Weibull, Loglogística e Lognormal Base e .

Figura 4.44 – Gráficos de probabilidade para tensão de 271 MPa para as quatro funções estatísticas (SPVL+ Cr).

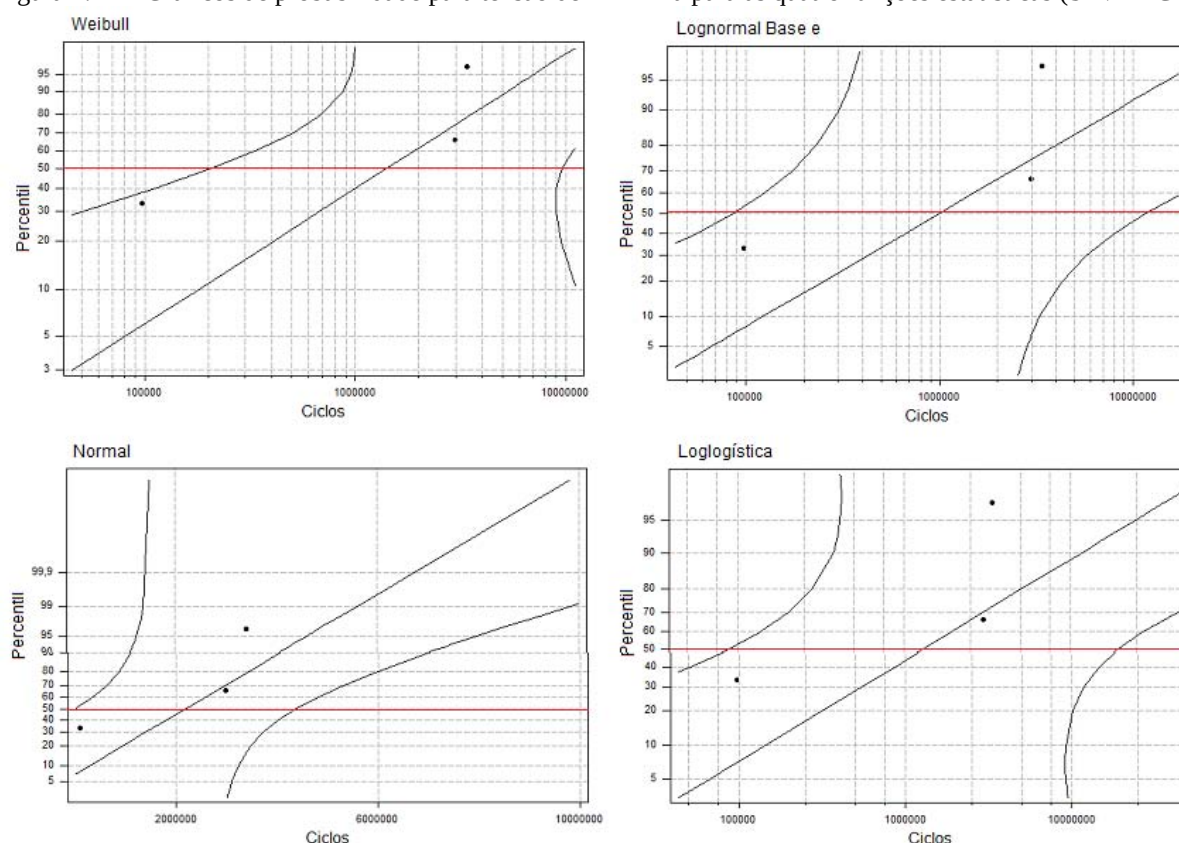


Tabela 4.84 – Parâmetros de forma e escala das funções para Tensão de 271 MPa. Fadiga axial (SPVL + Cr)

Função	Fator de forma ou locação		Fator de escala	
Weibull	β	0,9128	θ	2.097.814
Lognormal e	μ	13,814	σ	1,6446
Normal	μ	2.165.197	σ	1.472.173
Loglogística	α	14,059	γ	0,9986

Tabela 4.85 – Resultados de tratamento estatístico para tensão de 271 MPa. Fadiga axial (SPVL + Cr)

Tensão de 271 MPa (SPVL + Cr)				
Função	Anderson Darling	N ⁰ de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,669	1.404.089	1.048.328	205.196 – 9.607.730
Lognormal e	0,611	998.384	947.947	86.525 – 11.520.007
Normal	0,515	2.165.197	849.959	24.152 – 4.354.547
Loglogística	0,556	1.275.505	1.335.014	86.064 – 18.903.507

Tensão de 260 MPa (SPVL+Cr)

Para tensão de 260 MPa, Figura 4.45, nota-se que a função Normal, distribuiu os valores de vida em fadiga com mais proximidade da reta estimada por Kaplan Meyer, que as funções Weibull, Loglogística e Lognormal Base e, dando indicação de que é a mais aderente a este conjunto de dados. Os valores apresentados na Tabela 4.87, mostram que, entre as quatro funções estudadas, a função Normal apresentou o segundo menor valor para a estatística de Anderson Darling. Em relação ao erro em número de ciclos, as diferenças foram consideravelmente grandes, neste caso a função Normal apresentou o maior erro em número de ciclos. No entanto, ao se analisar os valores dos intervalos de confiança estimados para as quatro funções, é possível notar que a função Normal foi a que apresentou a menor amplitude entre todas elas, isso pode ser confirmado pelos limites de seu intervalo. A partir destas evidências pode-se concluir que para este nível de tensão, a função Normal é a que apresenta maior confiabilidade na representação dos dados de vida em fadiga.

Figura 4.45 – Gráficos de probabilidade para tensão de 260 MPa para as quatro funções estatísticas (SPVL+ Cr).

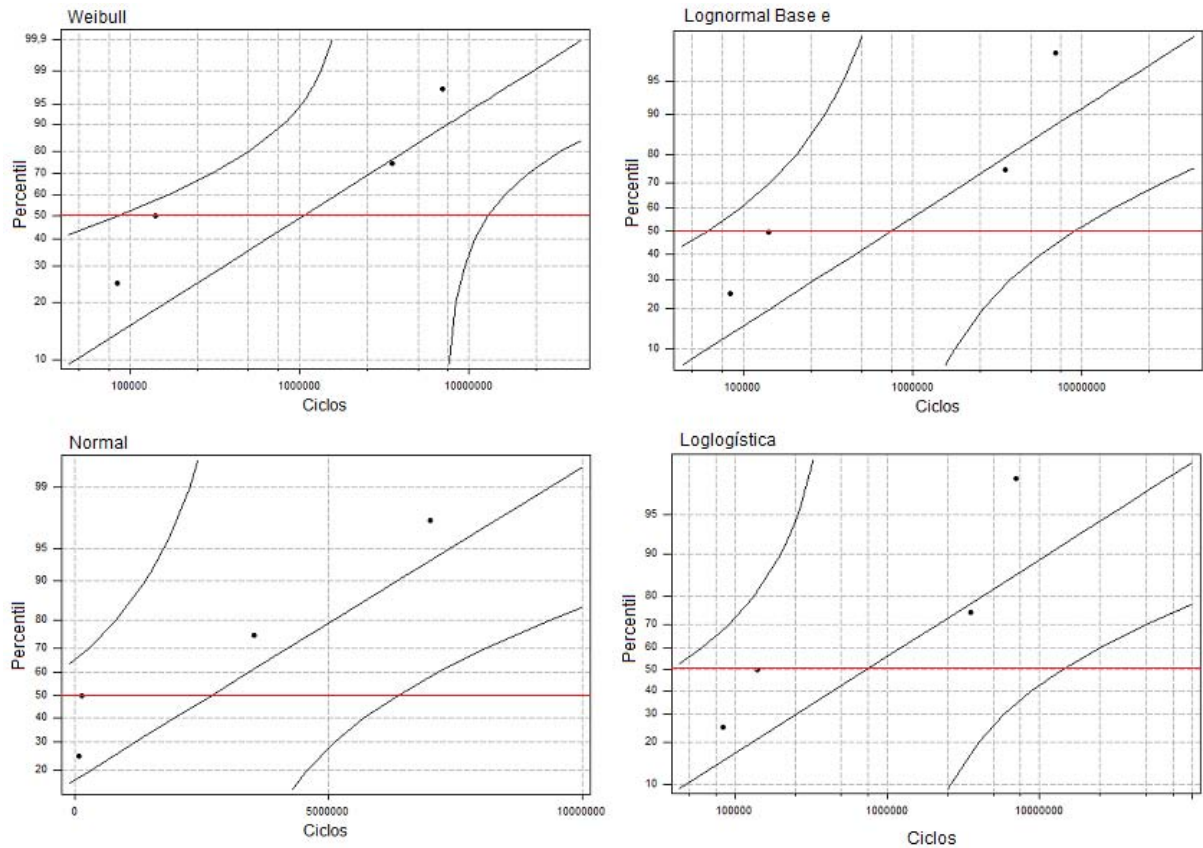


Tabela 4.86 - Parâmetros das funções para Tensão de 260 MPa. Fadiga axial (SPVL + Cr)

Função	Fator de forma ou locação		Fator de escala	
Weibull	β	0,6089	θ	1.924.773
Lognormal e	μ	13,510	σ	1,9359
Normal	μ	2.695.469	σ	2.858.586
Loglogística	α	13,504	γ	1,2453

Tabela 4.87 – Resultados de tratamento estatístico para tensão de 260 MPa. Fadiga axial (SPVL + Cr)

Função	Anderson Darling	N ⁰ de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,495	1.054.299	1.028.952	85.347 – 13.023.821
Lognormal e	0,507	736.869	713.252	60.894 – 8.916.705
Normal	0,468	2.695.469	1.429.293	986.147 – 6.377.084
Loglogística	0,459	732.329	842.875	37.772 – 14.198.394

Curva $\sigma \times N$ (SPVL + Cr)

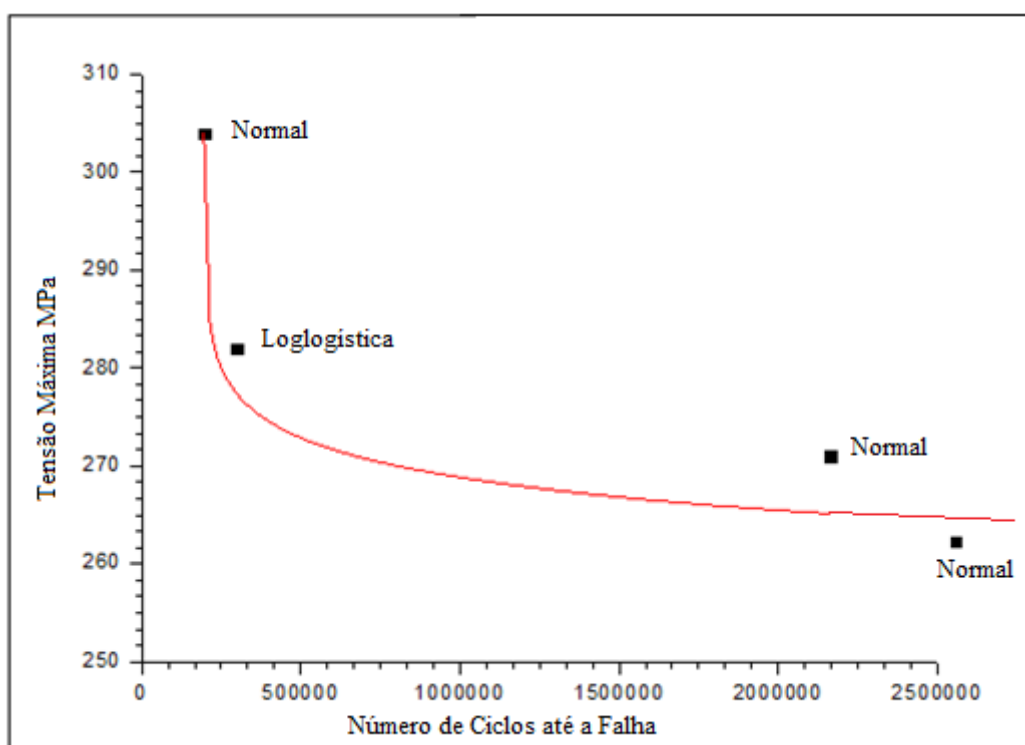
Após ter realizado tratamento estatístico em todos os valores de fadiga referentes aos níveis de tensão analisados na condição (SPVL + Cr) foram obtidos os valores de probabilidade de falha referentes a estes níveis de tensão. A Tabela 4.88 mostra os números de ciclos definidos para cada nível de tensão bem como a respectiva função que obteve

melhor confiabilidade nos resultados de vida em fadiga. Enquanto que a Figura 4.46 mostra a curva $\sigma \times N$ obtida a partir destes valores.

Tabela 4.88 – Valores da probabilidade de falha utilizados na curva $\sigma - N$

Melhor valor para Probabilidade de falha a 50% (SPVL + Cr)		
Tensão Mpa	Prob. Falha 50%	Função
304	194.802	Normal
282	298.014	Loglogística
271	2.165.197	Normal
260	2.695.469	Normal

Figura 4.46 – Curva σ -N referente aos dados de fadiga da Tabela 3.86 (SPVL + Cr)



4.11 - RESULTADOS DE TRATAMENTO ESTATÍSTICO DA TABELA 4.79 (SPVT+Cr)

Tensão de 304 MPa (SPVT+Cr)

Para tensão de 304 MPa, Figura 4.47 é possível observar que as quatro funções distribuíram os dados de vida em fadiga de forma bastante homogênea e com boa proximidade da reta estimada por Kaplan Meyer. Isso mostra que qualquer uma das quatro funções estudadas pode ser usada para representar este conjunto de dados. Esta característica pode ser vista na Tabela 4.90 na qual indica que as quatro funções estudadas têm baixos

valores de estatística de Anderson Darling e de erros em número de ciclos. Os valores dos intervalos de confiança também estão muito próximos entre as quatro funções. Desse modo, a função Loglogística foi escolhida para representar este conjunto de dados por ter apresentado um valor de 0,315 para a estatística de Anderson Darling.

Figura 4.47 – Gráficos de probabilidade para tensão de 304 MPa para as quatro funções estatísticas (SPVT+ Cr).

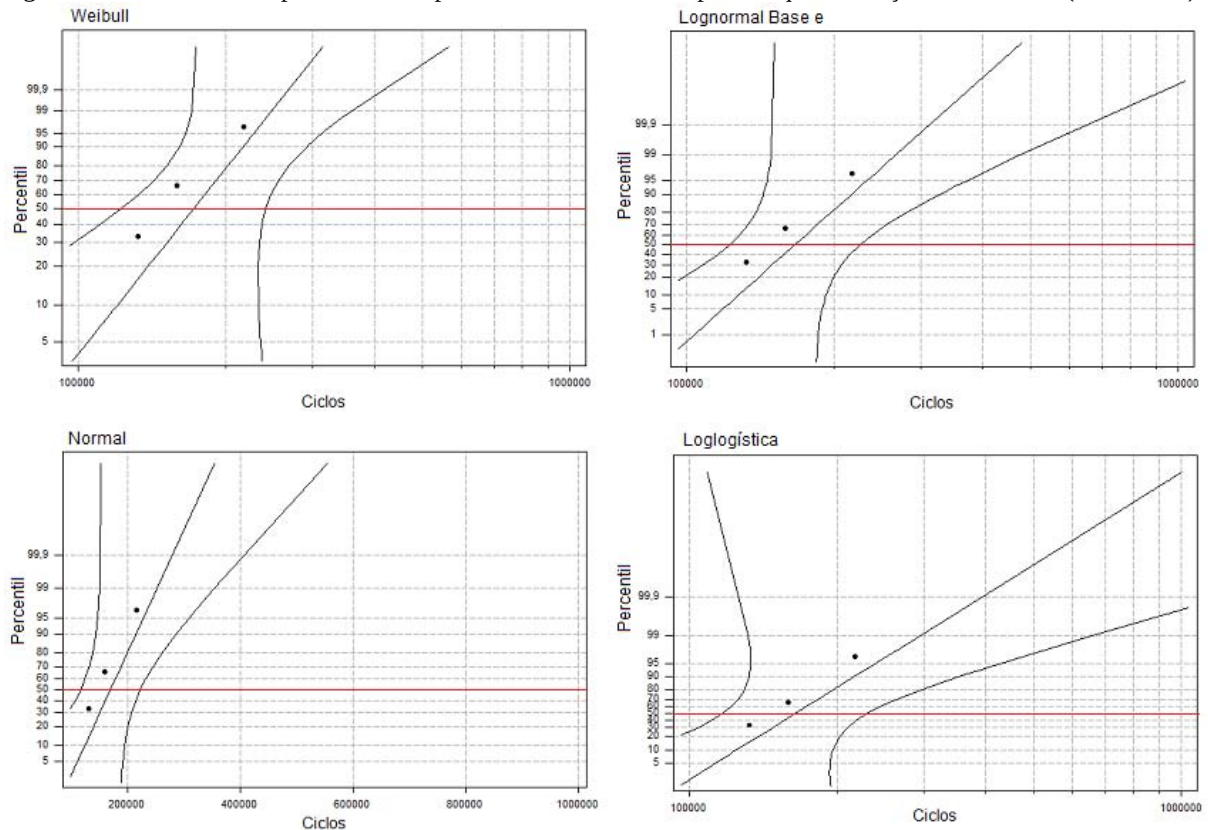


Tabela 4.89 – Parâmetros de forma e escala das funções para Tensão de 304 MPa. Fadiga axial (SPVT + Cr)

Função		Fator de forma		Fator de escala
Weibull	β	5,2284	θ	184.690
Lognormal <i>e</i>	μ	12,022	σ	0,2043
Normal	μ	169.922	σ	35.466
Loglogística	α	12,009	γ	0,1259

Tabela 4.90 – Resultados de tratamento estatístico para tensão de 304 MPa. Fadiga axial (SPVT + Cr)

Função	Anderson Darling	Nº de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,372	172187	22576	122836 - 241364
Lognormal <i>e</i>	0,340	166361	19622	122774 - 225422
Normal	0,372	169922	20476	117178 - 222666
Loglogística	0,315	164254	21525	117197 - 230204

Tensão de 282 MPa (SPVT+Cr)

Para a tensão de 282 MPa, Figura 4.48, pode-se notar que as quatro funções distribuíram os valores de vida em fadiga de forma muito similar, o que não permite nenhuma tomada de decisão pela análise gráfica. No entanto, os resultados apresentados na Tabela 4.92 mostram que as funções Weibull e Loglogística se mostraram mais aderentes pela estatística de Anderson Darling, porém a função Loglogística apresentou o menor erro em número de ciclos e o menor valor de intervalo de confiança. Isto é, uma diferença superior a 280.000 ciclos para o erro e 3.500.000 ciclos para o valor de intervalo de confiança em relação a função de Weibull. Com isso a função Loglogística mostra ser a mais adequada para representar os dados de vida em fadiga referentes a este nível de tensão.

Figura 4.48 – Gráficos de probabilidade para tensão de 282 MPa para as quatro funções estatísticas (SPVT+ Cr).

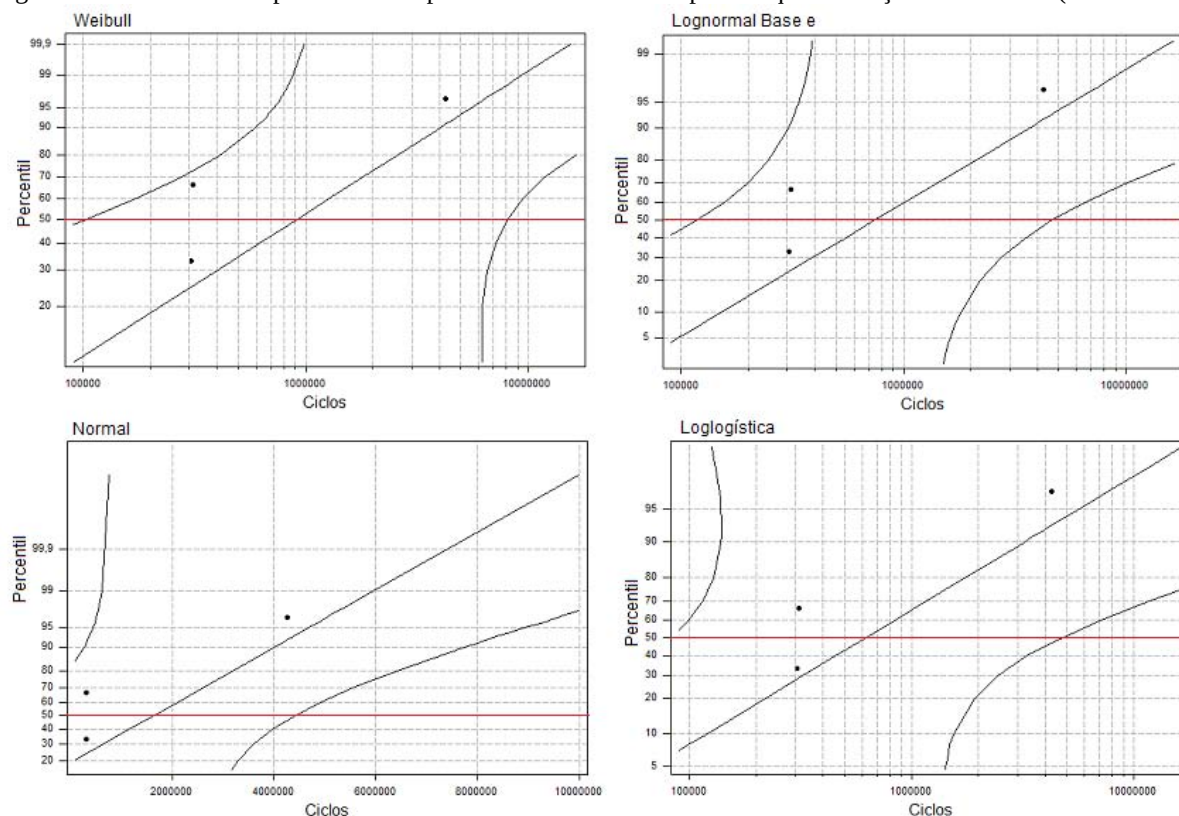


Tabela 4.91 – Parâmetros forma e escala das funções para Tensão de 282 MPa. Fadiga axial (SPVT + Cr)

Função		Fator de forma		Fator de escala
Weibull	β	0,8069	θ	1.428.829
Lognormal e	μ	13,518	σ	1,2364
Normal	μ	1.628.706	σ	1.865.249
Loglogística	α	13,333	γ	0,7506

Tabela 4.92 – Resultados de tratamento estatístico para tensão de 282 MPa. Fadiga axial (SPVT + Cr)

Função	Anderson Darling	N ^o de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ^o de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,633	907.235	771.672	101.440 – 8.113.939
Lognormal e	0,680	742.534	530.043	118.080 – 4.669.335
Normal	0,685	1.628.706	1.076.902	-1.145.210 – 4.402.622
Loglogística	0,635	617.066	485.515	81.311 – 4.682.891

Tensão de 271 MPa (SPVT+Cr)

Para o nível de tensão de 271 MPa, Figura 4.49, nota-se que as quatro funções distribuíram os dados de vida em fadiga de forma muito semelhante, com isso não é possível definir pela análise gráfica, qual função é a mais aderente aos dados de vida em fadiga analisados. Os resultados apresentados na Tabela 4.94 mostram que as quatro funções apresentaram valores muito próximos para a estatística de Anderson Darling, e para a probabilidade de falha a 50%. No entanto, a função Loglogística apresentou o menor valor para a estatística de Anderson Darling.

Em relação ao erro em número de ciclos as quatro funções não apresentaram muita discrepância em seus resultados, o mesmo acontece com os valores dos intervalos de confiança. Com isso pode-se concluir que a função Loglogística pode representar estes dados com mais segurança em relação as demais funções estudadas.

Figura 4.49 – Gráficos de probabilidade para tensão de 271 MPa para as quatro funções estatísticas (SPVT+ Cr).

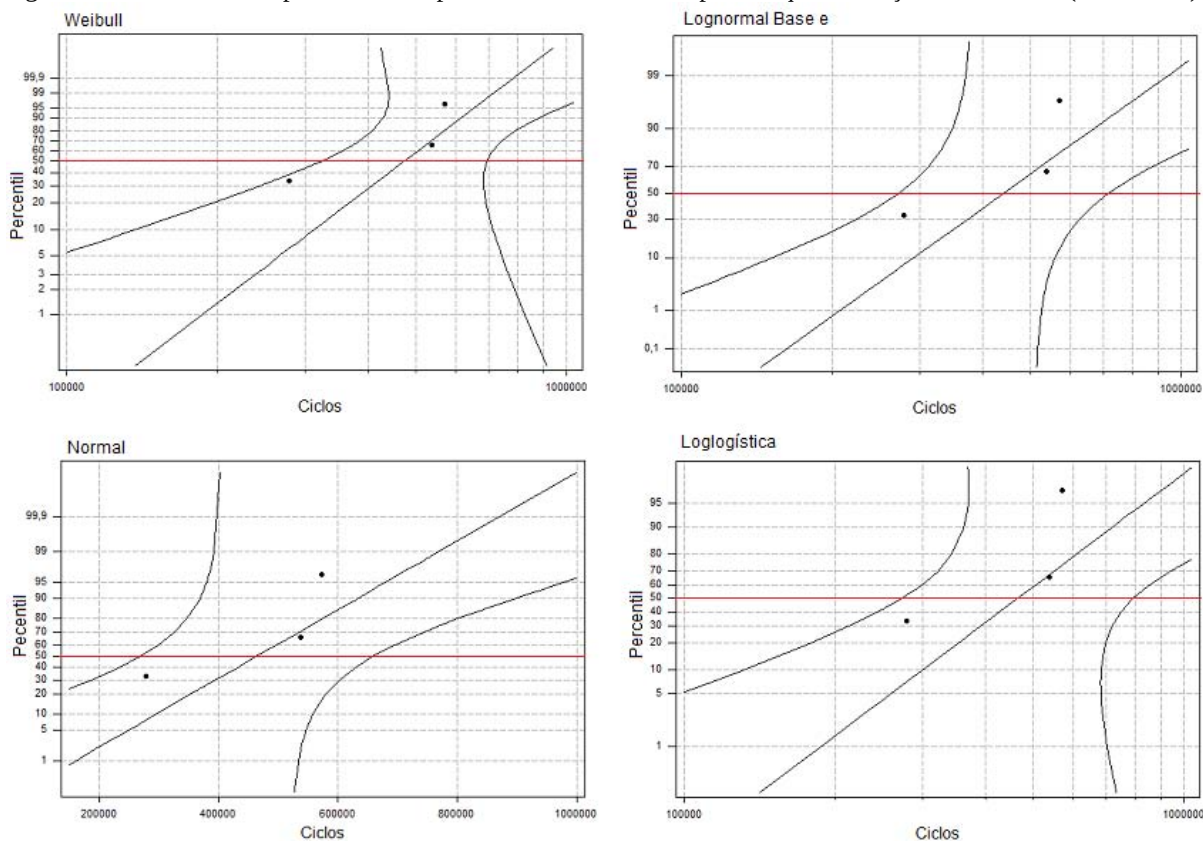


Tabela 4.93 – Parâmetros de forma e escala das funções para Tensão de 271 MPa. Fadiga axial (SPVT + Cr)

Função		Fator de forma		Fator de escala
Weibull	β	4,5613	θ	511.926
Lognormal <i>e</i>	μ	12,999	σ	0,3256
Normal	μ	463.715	σ	131.247
Loglogística	α	13,046	γ	0,1979

Tabela 4.94 – Resultados de tratamento estatístico para tensão de 271 MPa. Fadiga axial (SPVT + Cr)

Função	Anderson Darling	N ⁰ de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,584	472.401	70.593	321.471 – 694.190
Lognormal <i>e</i>	0,560	441.765	83.033	272.225 – 716.892
Normal	0,528	463.715	75.775	268.531 – 658.899
Loglogística	0,507	463.203	96.013	271.577 – 790.041

Tensão de 260 MPa (SPVT+Cr)

Para o nível de tensão de 260 MPa, Figura 4.50 é possível notar que as funções Loglogística e Lognormal Base *e* distribuíram os dados de vida em fadiga com uma linearização mais próxima da reta estimada por Kaplan Meyer do que as funções Normal e Weibull. Os resultados apresentados na Tabela 4.96, confirmam esta observação, mostrando ainda que a função Loglogística apresentou o menor valor para a estatística de Anderson Darling, 0,377; um erro de 511.563 ciclos que é o menor erro apresentado na tabela e também a menor amplitude para o intervalo de confiança, como pode ser confirmado ao se observar os limites que o representam. Isso mostra que esta função tende a representar mais adequadamente os dados de vida em fadiga referentes a este nível de tensão.

Ao se mostrar mais aderente aos valores de vida em fadiga analisados esta função garante que o resultado utilizado para obtenção da curva $\sigma \times N$ seja mais seguro.

Figura 4.50 – Gráficos de probabilidade para tensão de 260 MPa para as quatro funções estatísticas (SPVT+ Cr).

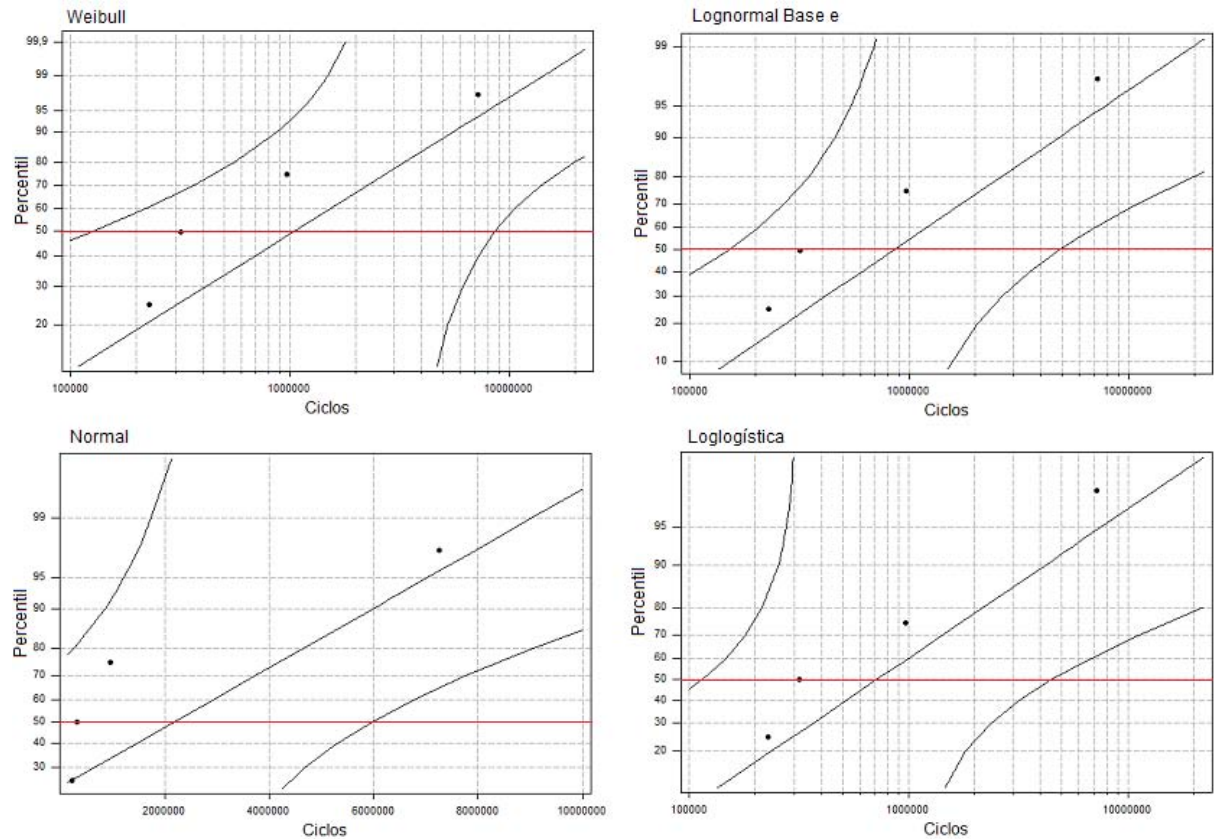


Tabela 4.95 - Parâmetros de forma e escala das funções para Tensão de 260 MPa. Fadiga axial (SPVT + Cr)

Função		Fator de forma		Fator de escala
Weibull	β	0,7220	θ	1.731.740
Lognormal e	μ	13,650	σ	1,3494
Normal	μ	2.194.690	σ	2.938.819
Loglogística	α	13,485	γ	0,8001

Tabela 4.96 – Resultados de tratamento estatístico para tensão de 260 MPa. Fadiga axial (SPVT + Cr)

Função	Anderson Darling	N ⁰ de ciclos para Prob. Falha 50%	Erro em N ⁰ de Ciclos	Limites do Intervalo de Conf. 99%
Weibull	0,460	1.042.319	856.075	124.666 – 8.645.349
Lognormal e	0,415	847.840	572.036	149.125 – 4.820.343
Normal	0,821	2.194.690	1.469.409	-1.590.258 – 5.979.638
Loglogística	0,377	718.530	511.563	114.815 – 4.496.659

Curva $\sigma \times N$ (SPVT + Cr)

Ao realizar o tratamento estatístico nos dados de fadiga resultantes dos ensaios aplicados nos corpos de prova confeccionados sob a condição (SPVT + Cr), foi possível obter os valores de probabilidade de falha a 50% que se mostraram mais seguros segundo a análise adotada, com foi montada a Tabela 4.97 que fornece os números de ciclos referentes à

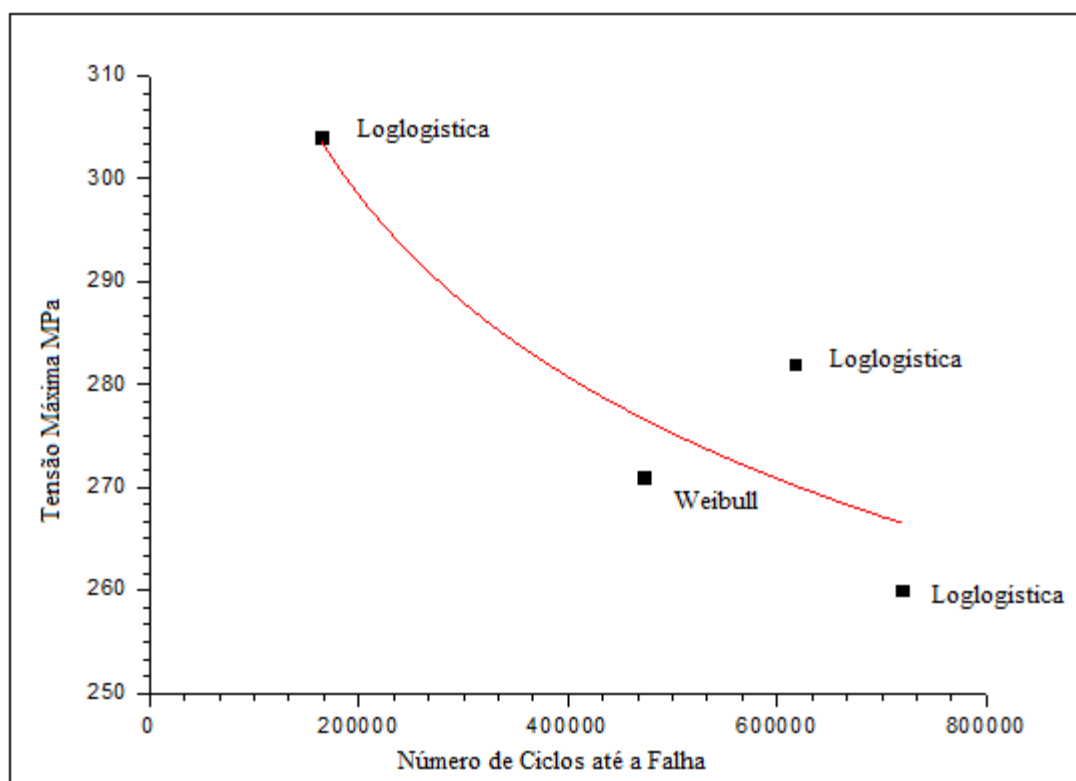
probabilidade de falha definidos para cada nível de tensão bem como a função que forneceu estes valores, enquanto que a Figura 4.51 mostra a curva σ -N obtida a partir destes valores.

Vale observar que para o nível de tensão de 282 MPa, o número de ciclos para a probabilidade de falha a 50% é maior que o número de ciclos calculado para o nível de tensão de 271 MPa, este tipo de resultado não é muito comum, porem em alguns casos é possível ocorrer. Neste caso especificamente, este fato foi observado devido a existência de um corpo de prova que apresentou um valor de vida em fadiga, com uma dispersão muito elevada e muito acima dos valores de vida em fadiga, suportados pelos demais corpos de prova utilizados para este nível de tensão. Contudo este resultado pode ser considerado dentro da normalidade.

Tabela 4.97 – Valores da probabilidade de falha utilizados na curva σ - N

Melhor valor para Probabilidade de falha a 50% (SPVT + Cr)		
Tensão Mpa	Prob. Falha 50%	Função
304	164.254	Loglogística
282	617.066	Loglogística
271	472.401	Weibull
260	718.530	Loglogística

Figura 4.51 – Curva σ -N referente aos dados de fadiga da Tabela 4.97 (SPVT + Cr)



Capítulo 5

5.1 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho teve como objetivo principal realizar análise estatística em vários conjuntos de dados de vida em fadiga resultantes de ensaios de fadiga axial objetivando alcançar resultados mais confiáveis de valores de probabilidade de falha. As funções de distribuição estatística usada no presente trabalho foram as de Weibull, Lognormal Base e , Normal e Loglogística.

Os resultados das análises de distribuição estatística foram realizados separadamente para cada nível de tensão objetivando definir qual das funções dentre as quatro estudadas apresentou maior confiabilidade na representação dos valores de vida em fadiga, podendo assim fornecer um número de ciclos para a probabilidade de falha a 50% que garanta maior segurança na utilização das curvas de fadiga obtidas a partir destes valores.

Após realizar o tratamento estatístico nos 41 conjuntos de valores de vida em fadiga propostos, concluiu-se que para os níveis mais altos de tensão (fadiga de baixo ciclo) onde a dispersão dos valores de vida em fadiga é muito pequena, as quatro funções estudadas apresentaram resultados muito semelhantes, e como esperado. Nestes casos, a estatística de Anderson Darling foi o parâmetro de decisão na escolha da função utilizada para representar cada conjunto de vida em fadiga.

Para os resultados referentes a níveis médios de tensão (fadiga de médio ciclo) também não foram constatadas grandes dispersões nos resultados de vida em fadiga, mas nestes casos os erros em número de ciclos foram maiores tornando necessária uma análise mais minuciosa para definir a função que apresentou maior confiabilidade. Mesmo assim o valor da estatística de Anderson Darling mostrou-se eficiente.

Nos níveis mais baixos de tensão (fadiga de alto ciclo) onde apareceram valores censurados, todas as funções apresentaram altos valores da estatística de Anderson Darling. Com isso a escolha da função mais confiável foi baseada não apenas neste parâmetro, mas também em comparações entre os erros e os valores dos intervalos de confiança.

Com isso foi possível constatar que em 73,2% dos conjuntos a função Loglogística apresentou os melhores resultados, ficando a função Lognormal Base e com 14,63%, a função Normal com 9,75% e a função Weibull com 2,42%.

Além dos resultados anteriormente apresentados foi possível constatar que entre as funções estudadas a função Loglogística se mostrou mais adequada para representar os valores de vida em fadiga que apresentaram censura em 100% dos casos.

A Tabela 5.1 apresentada a seguir mostra uma visão geral do comportamento de cada uma das quatro funções em relação às medidas da estatística de Anderson Darling, do erro em número de ciclos e da amplitude dos intervalos de confiança indicando a quantidade de vezes que cada função obteve o melhor desempenho em cada parâmetro e o percentual que estes números representam.

Tabela 5.1 – Desempenho das funções em relação às medidas analisadas.

Função	Anderson Darling		Erro em número de ciclos		Amplitude do intervalo de confiança	
Weibull	0	0%	3	7,9%	3	7,9%
Lognormal base e	0	0%	19	50%	18	47,35%
Normal	3	7,9%	5	13,15%	6	15,8%
Loglogística	35	92,1%	11	28,95%	11	28,95%
Total	38	100%	38	100%	67	100%

5.2 - CONCLUSÕES

Ao observar os resultados apresentados na Tabela 5.1 é possível concluir que a função Loglogística se mostrou mais eficiente para trabalhar com a estatística de Anderson Darling do que as demais funções, isso mostra que esta função tem uma maior capacidade de adequar suas curvas aos dados analisados e leva a pensar que talvez seja necessário estudar algum outro parâmetro para a verificação da aderência das outras funções.

Em relação ao erro em número de ciclos a função Lognormal Base *e* apresentou os melhores resultados, mas na maioria dos casos, as diferenças entre estes valores não foram muito significativas e em todos os casos onde ocorreu censura, a função Loglogística se mostrou mais eficiente para esta medida.

Para os valores de intervalos de confiança, a função Lognormal Base *e* também se mostrou mais eficiente. Mas vale ressaltar que as diferenças apresentadas para estes valores, não foram muito significativas para a maioria dos casos. Além disso, a função Loglogística se mostrou mais eficiente para todos os casos onde se verificou a presença de censura.

De um modo geral, ao observar a tabela apresentada acima, pode-se chegar à conclusão de que a função Loglogística é uma função muito eficiente para trabalhar com conjuntos de dados de fadiga com ou sem censura, principalmente quando se trata de fadiga de alto ciclo.

Com isso abre-se um precedente para novas discussões a respeito do tratamento de valores de vida em fadiga, uma vez que uma das funções mais utilizadas para este tipo de estudo é a função Weibull.

Referência Bibliográfica

ABAL – ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DO ALUMINIO. Produção

1. Disponível em http://www.abal.org.br/aluminio/producao_alupri.asp. Acesso em: dez 2011.
2. Abrahão R. R. R., Bittencourt C., Tsuruta K. M., **FADIGA DE MATERIAIS - UMA REVISÃO BIBLIOGRÁFICA**, Universidade Federal de Uberlândia, Faculdade de Engenharia Mecânica. (UFU). 2008
3. ALLISON, P. D. **Survival Analysis Using the SAS System. A Practical Guide**. Cary, NC: SAS Institute Inc., 1995.
4. AMERICAN SOCIETY FOR TESTING AND MATERIALS. **Standard terminology relating to fatigue and fracture testing**. Baltimore: Annual Book of ASTM Standarts, Vol 03.01, 2001. (ASTM E 1823-96).
5. BAILAR III, J. C., MOSTTELER, F. **Medical Uses of Statistics**. 2nd edition, NEJM Book, Boston. 1992.
6. BARSOM, J.M.; ROLFE, ST. **Fracture and fatigue control in structures: applications of fracture mechanics** 3ª edição. ASTM, Philadelphia, 1999.
7. BERGAMO, V. F.. **Confiabilidade Básica e Prática**. 1ª edição. Editora Edgard Blücher LTDA, São Paulo, SP. 1997.
8. Borges, W.S.; Colosimo, E.A.; Freitas, M.A. **Métodos estatísticos e melhoria da qualidade construindo confiabilidade em produtos**. In: **12o SIMPÓSIO NACIONAL DE PROBABILIDADE E ESTATÍSTICA**. Mini-curso. Caxambu, 1996.
9. Branco, C.M. Fernandes, A.A. Castro, P.M.S.T. **Fadiga de Estruturas Soldadas**. Fundação Calouste Gulbenkian. Segunda edição, Lisboa 1999. Pg. 137 a 190.
10. Brinker, C. J.; Scherrer, G. W.; **Sol-Gel Science**. New York: Academic Press, 1990.
11. Callister. Jr. W. D. **Ciência e Engenharia de Materiais uma Introdução**, 2008.
12. Camargo, C.C.B. **Confiabilidade aplicada a sistemas de potência elétrica**. Rio de Janeiro: Livros Técnicos e Científicos, 1981.
13. Camargo, J. A.M. de. **A influencia do shot peening e das anodizações crômicas, sulfúrica e dura sobre a resistência à fadiga da liga Al 7050-T74 de uso aeronáutico**. Guaratinguetá, 2007

14. Carvalho, A. L. M. **Efeito das Tensões Residuais na Fratura e Resistência a fadiga da Liga de Alumínio 7050-T7451**. 2004, 213p. Tese (Doutorado em Engenharia de Materiais)-Departamento de Engenharia de Materiais, Campus II, Faculdade de Engenharia Química de Lorena. Lorena 2008.
15. COLLINS, J. A. **Failure of materials in mechanical design**. 2nd ed. New York, N.Y.J. Wiley, 1993.
16. Cordeiro, G.M. (1992). **A teoria da verossimilhança**. In: 10o SIMPÓSIO NACIONAL DE PROBABILIDADE E ESTATÍSTICA. Mini-curso. Rio de Janeiro.
17. Elsayed, E.A. **System Reliability Engineering**. Rutgers University, Piscataway, New Jersey, USA. (1992).
18. Escobar, Luis A.; MEEKER, William Q. **Statistical Prediction Based on Censored Life Data**. *Technometrics*, v.41, n.2, p.113-124, maio 1999
19. Freitas, M. A.; Colosimo, E. A. **Confiabilidade: análise de tempo de falha e testes de vida acelerados**. Belo Horizonte: Fundação Christiano Ottoni, Escola de Engenharia da UFMG, 1997.
20. Garcia, A. Spim, J.A. Santos, C.A. **Ensaaios dos Materiais**. LTC Ed., R.J. 1999. Pg 129 a 152.
21. Gonzales, J. F. B. **Modelagem de Partição Bayesiana para Dados d Sobrevivência de Longa duração**. 2009, 64f. Dissertação (Mestrado em Estatística) Universidade Federal de São Carlos, 2009.
22. GUZZON, S. O. **Proposta de análise quantitativa de confiabilidade a partir de dados quantitativos provenientes da FMEA** (Dissertação de Mestrado, 2009). Universidade Federal do Rio Grande do Sul, UFRGS.
23. Grove, D.; Feinberg A. **Design for reliability**. Boca Raton: CRC Press, 2002, 224p.
24. Harther, H.L.; Moore, A.H. (1965). **Maximum likelihood estimation of the parameters of gamma and Weibull populations from complete and from censored sample**. In: *Technometrics*. v. 7, n. 4, p. 639-643.
25. Hoyland, A., Rausand, M. **System reliability theory: models end statistical methods**. New York: Wiley-Interscience, 1994. http://e.lavoisier.fr/full_content/flip/5456. Acesso em fevereiro de 2012.
26. Kececioglu, D. **Reliability engineering handbook**. Lancaster: Destch publications, V 1, 2001, 374 p.
27. KLEIBAUM, D. G. **Survival Analysis: a self-learning text**. New York: Springer-Verlag, 1996.

28. Kocanda, S. **Fatigue Failure of Metals**, Naurowo-Technyczne., 1978. Pg. 1 a 6, 18, 23, 29.
29. Lafraia, J. R. B. **Manual de confiabilidade, manutenibilidade e disponibilidade**. Rio de Janeiro, Qualitymark, 2001.
30. Lee. E. T. (1992). **Statistical Methods for Survival Data Analysis**, second edition, Wiley, New York.
31. Lee.J.D. **Química inorgânica não tão consisa**; tradução da 5 ed. Inglesa; Henrique E.Tomas, Koiti Araki, Reginaldo C. Rocha – São Paulo: Blucher, 1999.
32. Lipson C., Sheth, N. J., **Statistical Design Analysis of Engineering Experiments**. McGraw-Hill; Inc.2° Edition, 1995.
33. Louzada-Neto, F., Mazuchelli, J., Achcar, J. A. (2001). **Lifetime Model whifh Nonconstant Shape Parameters**. Departamento de Estatística UFSCar, Brasil.
34. MEEKER, William Q; HAMADA, Michael. **Statistical Tools for the Rapid Development & Evaluation of High Reliability Products**. IEEE Transactions on Reliability, v.44, n.2, p.187-198, 1995.
35. Meyers, M. A. e Chawla, k. K. **Mechanical Behavior of Materials**; Cambridge University Press 2009.
36. MOREIRA, J. A. **Técnicas Básicas para Análise de Dados de Sobrevivência**. Piracicaba, 1998. Seminário do curso de Pós-graduação em Estatística e Experimentação Agrônômica, em nível de doutorado. ESALQ – USP.
37. Moreira, M.F. **Ligas de alumínio conformada**. <http://www.dalmolim.com.br/EDUCACAO/MATERIAIS/Biblimat/aluminioconf.pdf>, acesso 30;01;2012.
38. NELSON.W. **Accelerated testing, statistical models, test plan and data analysis**. New York: John Wiley & Sons Inc., 1990
39. Nista-Sematech, **HANDBOOK of STATISTICAL METHODS**, Gainhtersburg: National Instituteof Standards and Technologi, 2006. Disponível em < www.itl.nist.gov/handbook/ > Acesso em outubro de 2012.
40. RAI, Bharatendra; SINGH, Nanua. Hazard Rate Estimation from Incomplete and Unclean Warranty Data. **Reliability Engineering and System Safety**, v.81, p.79-92, 2003.

41. Reliasoft Brasil. Características da distribuição de Weibull. **Reliability HotWire**. Tucson v.24, fev. 2007. Disponível em <http://WWW.reliasoft.com.br/hotwire/edi;edicao24/concite24.htm>. Acesso em: outubro de 2012.

42. Stephens, M.A. EDF: statistics for goodness of fit and some comparisons. **Journal of the American Statistical Association**, v69, p 730-737, 1974.

43. Suresh, S., **Fatigue of Materials**, Cambridge – United Kingdom. Segunda edição 1998. Pg. 1, 2, 3, 39, 40, 78 e 79.

44. Totten, G. E., Mackenzie, D.S. **Handbook of aluminum – Physical Metallurgy and Processes** Volume 1. 2003. Pg 1, 3, 14, 33, 81, 82.

45. Chiaverini V., **Tecnologia Mecânica**. Ed. ABM, S.P.

46. Gomes M.R., Bressiani F., **Propriedades e Uso de Metais Não-Ferrosos.**, Ed. ABM, S.P.

47. **Fundamentals of Modern Manufacturing**. M. P. Groover.

48. **Metals Handbook: Properties and Selection -Non ferrous Alloys and Pure Metals –** ASM.