

Wilson Pires da Cruz

ANÁLISE ESTATÍSTICA USANDO A DISTRIBUIÇÃO DE WEIBULL DE ENSAIOS DE FADIGA AXIAL EM JUNTAS SOLDADAS PELO PROCESSO GMAW E GMAW-CW

Marabá 2013 Wilson Pires da Cruz

ANÁLISE ESTATÍSTICA USANDO A DISTRIBUIÇÃO DE WEIBULL DE ENSAIOS DE FADIGA AXIAL EM JUNTAS SOLDADAS PELO PROCESSO GMAW E GMAW-CW

Marques

Trabalho de conclusão de curso apresentado para obtenção do grau de bacharel em Engenharia de Materiais, ao Curso de Engenharia de Materiais da Universidade Federal do Pará. Orientador: Prof. MSc. Luis Fernando Nazaré

Marabá 2013

Dados Internacionais de Catalogação-na-Publicação (CIP) Biblioteca II da UFPA. CAMAR, Marabá, PA

Cruz, Wilson Pires da

Análise estatística usando a distribuição de weibull de ensaios de fadiga axial em juntas soldadas pelo processo GMAW e GMAW-CW / Wilson Pires da Cruz; orientador, Luís Fernando Nazaré Marques. — 2013.

Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação) - Universidade Federal do Pará, Campus Universitário de Marabá, Faculdade de Engenharia de Materiais, Marabá, 2013.

1. Resistência de materiais. 2. Materiais - Fadiga. 3. Juntas soldadas. 4. Distribuição (Teoria da probabilidade). I. Marques, Luís Fernando Nazaré, orient. II. Título.

Wilson Pires da Cruz

ANÁLISE ESTATÍSTICA USANDO A DISTRIBUIÇÃO DE WEIBULL DE ENSAIOS DE FADIGA AXIAL EM JUNTAS SOLDADAS PELO PROCESSO GMAW E GMAW-CW

Trabalho de conclusão de curso apresentado para obtenção do grau de bacharel em Engenharia de Materiais, ao Curso de Engenharia de Materiais da Universidade Federal do Pará. Orientador: Prof. MSc.Luis Fernando Nazaré Margues

Data de aprovação: 04/04/2013

Banca Examinadora:

_ - Orientador

Prof. Luis Fernando Nazaré Marques Mestre UFPA

Prof. Elias Fagury Neto Doutor UFPA

Prof. Márcio Paulo de Araújo Mafra Especialista UFPA

AGRADECIMENTOS

À Deus todo poderoso.

Aos meus pais, *Aderson Gomes da Cruz* e *Maria Nilma Pires da Cruz*, pela dedicação, esforço, apoio e compreensão em todos os momentos.

Aos meus irmão e amigos que acreditaram.

Ao meu orientador, Prof. MSc. Luis Fernando Nazaré Marques, pelo apoio, paciência, incentivo, e pela capacidade de esclarecer dúvidas, tornando mais fácil a elaboração desse trabalho.

A todos da Faculdade de Engenharia de Materiais (colegas de turma, funcionários, professores, coordenadores) que direta ou indiretamente contribuíram para minha formação profissional.

RESUMO

A demanda de estudos a cerca do tema fadiga, vem numa crescente devido a grande ocorrência de falhas em materiais decorrente desse fenômeno. Nesse sentido, buscou-se nesse trabalho desenvolver uma análise de dados de ensaios de fadiga através da aplicação da distribuição de Weibull em dados de ensaios de fadiga axial de juntas soldadas pelo processo GMAW convencional e por outro do mesmo tipo em duas versões, chamado de GMAW-CW, o qual possui algumas modificações, como o incremento de um arame não energizado, sendo que nas versões estudadas os diâmetros dos arames utilizados foram de 0.8mm e de 1,0mm. A aplicação da distribuição se pautou na determinação dos parâmetros pelo método gráfico e conseguintemente a utilização desses parâmetros nas expressões matemáticas, tais como: confiabilidade, tempo médio entre falha e coeficiente de variação. Os resultados obtidos dessa análise estatística demonstraram que apesar dos resultados dos ensaios de fadiga dos processos estudados aparentemente serem semelhantes, mostrou-se diferenças significativas, que através da distribuição de Weibull foi possível constatar.

Palavras-chaves: juntas soldadas, ensaio de fadiga, distribuição de Weibull.

ABSTRACT

Demand for studies about the fatigue issue, comes a growing due to high occurrence of failures in materials resulting from this phenomenon. Accordingly, this study sought to develop an analysis of data from fatigue tests by applying the Weibull distribution data in axial fatigue tests of welded joints by conventional GMAW process and another of the same type in two versions, called GMAW-CW, which has some modifications, as the increment of one wire is not energized, and the versions studied the diameters of the wires used were 0.8 mm and 1.0 mm. The application of the distribution rulered in determining the parameters by the graphical method and then using these parameters in the mathematical expressions, such as reliability, and mean time between failure coefficient of variation. The results of this statistical analysis demonstrated that although the results of fatigue tests of the processes studied apparently are similar, they showed significant differences, which through the Weibull distribution was possible to see.

Keywords: welded joints, fatigue test, Weibull distribution.

LISTA DE ABREVIATURAS E SÍMBOLOS

A – razão de amplitude

ASTM - American Society for Testing and Materials

c - constante

CV – coeficiente de variação

e - frequência relativa

FDP – função de densidade de probabilidade

GMAW - Gás Metal Arc Welding

GMAW-CW - Gas Metal Arc Welding-Cold Wire

Lim – limite

MAG – Metal Active Gas

MIG – Metal Inert Gas

n - número de ciclos aplicados

N – números de ciclos

P – probabilidade de falha

PM – Posição Mediana

R – confiabilidade

t – tempo

TMEF – tempo médio entre falha

v.a.c - variável aleatória contínua

v.a.d - variável aleatória discreta

 Γ - função gama

 ∞ - infinito

 β - parâmetro de forma

 λ - taxa de falhas

 α - vida característica

M_k - momento k-ésimo

 N_F – vida em fadiga

 R_F - razão de tensão em fadiga

 S_F - resistência a fadiga

 S_{RF} – limite de resistência a fadiga

 S_a – amplitude de tensão

 S_m - tensão media

 S_{max} – tensão máxima no ciclo

 S_{min} – tensão mínima no ciclo

 ΔS - variação de tensão alternada

 γ - vida mínima

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 2. 1 - TIPOS DE TENSÕES CÍCLICAS EM FADIGA: (A) TENSÃO ALTERNADA REVERSA;
(B) TENSÃO REPETIDA FLUTUANTE; (C) TENSÃO IRREGULAR ALEATÓRIA15
FIGURA 2. 2 - PADRÃO SENOIDAL DE VARIAÇÃO DA TENSÃO COM O TEMPO16
Figura 2. 3 – Corpos de prova mais utilizados: а) torção; в) flexão rotativa; с)
FLEXÃO EM CHAPA; D) TRAÇÃO COMPRESSÃO18
FIGURA 2. 4 – CURVA S-N GENÉRICA
FIGURA 2. 5 - CURVAS S-N PARA ESCALA LOG-LOG, ONDE A TENSÃO É DADA EM MPA20
FIGURA 2.6 - DADOS DE FADIGA PARA NÍVEIS DA TENSÃO CONSTANTE EM UM GRÁFICO S-N.
FIGURA 2.7 – REPRESENTAÇÃO ESTATÍSTICA DE DADOS DE FADIGA22
FIGURA 3. 1 - PROCESSO GMAW-CW
FIGURA 3. 2 - COMPARAÇÃO ENTRE AS CURVAS S-N OBTIDAS PARA OS PROCESSOS
· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·
FIGURA 4.1 RELAÇÃO ENTRE X E Y DO PROCESSO GMAW PARA TODOS OS NÍVEIS DE SA. 41
FIGURA 4. 2 - RELAÇÃO ENTRE X E Y DO PROCESSO GMAW-CW 0,8MM PARA TODOS OS
NÍVEIS DE S A
FIGURA 4. 3 - RELAÇÃO ENTRE X E Y DO PROCESSO GMAW-CW 1,0MM PARA TODOS OS
NÍVEIS DE SA
FIGURA 4. 4 - CURVAS DE CONFIABILIDADE DOS TRÊS PROCESSOS NA SA=159,525MPA45
FIGURA 4. 5 - CURVAS DE CONFIABILIDADE DOS TRÊS PROCESSOS NA SA=139,525MPA46
FIGURA 4. 6 - CURVAS DE CONFIABILIDADE DOS TRÊS PROCESSOS NA SA=119,628MPA47
FIGURA 4.7 - CURVAS DE CONFIABILIDADE DOS TRÊS PROCESSOS NA SA=99,688MPA48
FIGURA 4.8 - CURVAS DE CONFIABILIDADE DOS TRÊS PROCESSOS NA SA=79,753MPA49
FIGURA 4. 9 - CURVAS S-N PARA OS TRÊS PROCESSOS51
FIGURA 4. 10 - RELAÇÃO ENTRE OS CV E OS TMEF CORRESPONDENTES

LISTA DE TABELAS

TABELA 2. 1 - RESUMO DE TÉCNICAS DE ESTATÍSTICA DESCRITIVA. 23
TABELA 2. 2 - RESUMO DE TÉCNICAS DE ESTATÍSTICA INFERENCIAL
TABELA 3.1 – RESULTADOS DO ENSAIO DE FADIGA
Tabela 4. 1 - Dados dos ensaios de fadiga com os parâmetros do processo GMAW.
TABELA 4. 2 - DADOS DOS ENSAIOS DE FADIGA COM OS PARÂMETROS DO PROCESSO
GMAW-CW COM ARAME NÃO ENERGIZADO COM 0,8MM DE DIÂMETRO41
TABELA 4. 3 - DADOS DOS ENSAIOS DE FADIGA COM OS PARÂMETROS DO PROCESSO
GMAW-CW COM ARAME NÃO ENERGIZADO COM 1,0MM DE DIÂMETRO42
TABELA 4. 4 - NÚMEROS DE CICLOS PARA QUATRO NÍVEIS DE CONFIABILIDADE. 43
TABELA 4. 5 - VALORES DO TMEF E CV
TABELA 4. 6 - VALORES DA AMPLITUDE DE TENSÃO E TAXA DE DECRÉSCIMO EM 10^6 CICLOS.
51

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS	9
1.1 OBJETIVOS	13
1.1.1 Geral	
1.1.2 Específicos	13
2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	
2.1 CONSIDERAÇÕES GERAIS DA FADIGA DOS MATERIAIS	14 14
2.1.2 Ensaio de Fadiga	
2.1.3 Corpo de Prova	
2.1.4 Curva S-N ou Curva de Wöhler 2.1.5 Disporsão dos Dados do Eadiga	19 20
2.1.5 Dispersao dos Dados de Fadiga	20
2.2 ESTATÍSTICA E PROBABILIDADE	23
2.2.1 Estatística Descritiva e Inferencial	23
2.2.2 Probabilidade	25
2.2.4 Distribuição de Probabilidade	26
2.3 DISTRIBUIÇÃO DE WEIBULL	27 27
2.3.1.1 Função de Densidade de Probabilidade (FDP)	27
2.3.2.2 Confiabilidade	29
2.3.3 Determinação dos Parametros 2.3.3 1 Método Gráfico de Weibull ou Método dos Mínimos Ouadrados	30 30
2.3.3.2 Método de Máxima Verossimilhança	
2.3.3.3 Método dos Momentos	32
2.4 OUTROS MODELOS DE DISTRIBUIÇÃO DE PROBABILIDADE	33
	35
3.1 DADOS	35
	27
	40
4. RESULTADOS E DISCUSSAO	
4.1 DETERMINAÇÃO DOS PARÂMETROS	40
	42
4.2 CONFIABILIDADE	
4.3 TEMPO MÉDIO ENTRE FALHA E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO	49
5. CONCLUSÕES	53
6. SUGESTÕES PARA TRABALHOS FUTUROS	54
1. REFERENCIAS BIBLIUGRAFICAS	

1. INTRODUÇÃO

A fadiga, por ser a maior responsável das falhas ocorridas em materiais metálicos, merece um destaque especial no meio científico, e a principal forma que a ciência utiliza para estudá-la, é através dos ensaios mecânicos, mais especificamente o ensaio de fadiga, sendo este o responsável em reproduzir em laboratório de forma mais aproximada com a realidade, situações muito semelhantes as que os componentes mecânicos são submetidos em seu uso normal. A diferença é que o tempo de ensaio é muito menor do que o tempo de uso normalmente, pois no ensaio são utilizadas técnicas que aceleram a fadiga do material, como por exemplo, a alta frequência das tensões cíclicas. Entretanto, essas técnicas não causam prejuízos na interpretação dos dados, apenas têm objetivos de tornar o ensaio mais prático.

Por mais prático que seja chegar a resultados numéricos nos ensaios de fadiga, mesmo assim, por si só não consegue dá uma segurança em seus dados, devido uma grande dispersão dos resultados, havendo assim, a necessidade de se complementar a análise com estudos estatísticos, sendo a parte da estatística inferencial a mais adequada, pois utilizam-se conhecimentos de probabilidade.

Quando envolve probabilidade, refere-se a distribuições probabilísticas, outro campo da ciência que é bastante vasto. Mas, no que se refere à aplicação da estatística na interpretação dos resultados dos ensaios de fadiga, são utilizados basicamente dois tipos de distribuições, a log-normal e a de Weibull. Na literatura científica são inúmeras as pesquisas que envolvem essas duas distribuições para esse tipo de ensaio, e dependendo da situação uma pode ser mais adequada a sua aplicação do que a outra.

Esse trabalho se pautou, na Distribuição de Weibull, sendo que a escolha de se utilizar esse método, não partiu da análise de qual distribuição seria a mais adequada. Optou-se por essa distribuição simplesmente por ser a mais complexa, pois o campo de aplicação da mesma, segundo a literatura, abrange uma área de pesquisa maior do que as demais.

Na aplicação da Distribuição de Weibull, há algumas exigências, quanto ao uso de outros métodos matemáticos que dão suporte a essa distribuição. Pois, a primeira necessidade é determinar os parâmetros, e para isso, existem alguns métodos, uns mais simples de serem aplicados, porém menos confiáveis e outros

mais complexos, logo mais confiáveis. Para este trabalho o método utilizado foi o método gráfico de Weibull, também chamado de método dos mínimos quadrados, devido a sua viabilidade no software Excel®.

1.1 OBJETIVOS

1.1.1 Geral

O objetivo de modo geral desse trabalho é realizar uma análise estatística aplicando a Distribuição de Weibull em dados do ensaio de fadiga axial.

1.1.2 Específicos

- Determinar os parâmetros da Distribuição de Weibull utilizando o Método gráfico através do software Microsoft Excel®;
- Aplicar os parâmetros nas expressões matemática da distribuição de Weibull, tais como: confiabilidade, tempo médio entre falha e coeficiente de variação;
- Demonstrar os resultados obtidos em tabelas e gráficos;
- Comparar dados extraídos dos ensaios de fadiga juntas soldadas por três processos de soldagem diferentes (GMAW, GMAW-CW 0,8mm e GMAW-CW1,0mm), utilizando a Distribuição de Weibull.

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 CONSIDERAÇÕES GERAIS DA FADIGA DOS MATERIAIS

A fadiga é uma forma de falha que ocorre em estruturas sujeitas a tensões dinâmicas e oscilantes. Sob essas circunstâncias, é possível a ocorrência de uma falha em um nível de tensão consideravelmente inferior ao limite de resistência à tração ou ao limite de escoamento para uma carga estática. Usa-se o termo "fadiga" porque esse tipo de falha ocorre normalmente após um longo período de tensões ou ciclos de deformação que se repetem. A fadiga é importante no sentido de que é a maior causa individual de falhas nos metais, sendo estimado que ela compreende aproximadamente 90% de todas as falhas metálicas [1].

Os primeiros estudos sobre o comportamento de materiais metálicos a esforços alternados e repetitivos foram feitos por August Wöhler, na década de 1850. Importantes informações foram obtidas desses estudos, entre elas a apresentação dos resultados do ensaio num gráfico que relaciona a tensão *versus* o número de ciclos até a fratura. Entre os principais fatores para que ocorra a falha por fadiga nos materiais podem ser citados: a existência de tensões cíclicas ou flutuantes e o número de ciclos de aplicação da tensão suficientemente alto para que ocorram a nucleação e a propagação de uma trinca [2].

2.1.1 Tensões Cíclicas

As tensões cíclicas podem ser decorrentes de três tipos diferentes de tensão aplicada, ou seja, pode ser de natureza axial (tração-compressão), de flexão (dobramento) ou de torção (carga rotativa). De forma geral, três diferentes formas de tensão cíclica ou variável no tempo são possíveis, conforme a Figura 2.1 [1,2].



Figura 2. 1 - Tipos de tensões cíclicas em fadiga: (a) tensão alternada reversa; (b) tensão repetida flutuante; (c) tensão irregular aleatória.

A Figura 2.1a apresenta um ciclo alternado de aplicação de tensão na forma senoidal. Essa é uma situação idealizada que se aproxima das condições de serviço de um eixo rotativo funcionando a velocidade constante e sem sobrecargas. Para esse tipo de ciclo de tensão, as tensões máximas (picos) e mínimas (vales) são iguais em magnitude: as tensões de tração são consideradas positivas, e as de compressão, negativas [1,2,3].

Já a Figura 2.1b apresenta um caso geral de ciclo de tensão que se repete em torno de uma tensão média, no qual os valores da tensão máxima e da tensão mínima não são iguais. É evidente que esse ciclo pode se deslocar na direção do eixo de ordenadas, situando-se totalmente no campo de tração ou de compressão, ou em situações em que as tensões máximas e mínimas tenham sinais opostos [1,2,3].

E por fim, na Figura 2.1c, a variação do ciclo de tensão ocorre aleatoriamente, com ciclos complexos como os que ocorrem em asas de avião sobrecarregadas por correntes de vento ou em molas da suspensão de veículos que trafegam por estradas não-pavimentadas [2,3].

Os esforços cíclicos e repetidos, a que os componentes mecânicos e estruturais estão sujeitos, provocam tensões cíclicas, podendo conduzir a falha por fadiga. Estes esforços podem se originar de vários espectros de carregamento,

dependendo da configuração de projeto e do uso operacional do componente estrutural. Para conceituar os parâmetros de ensaio de fadiga, será utilizado o espectro da tensão de fadiga mais simples ao qual um item pode estar sujeito. Este espectro é o padrão senoidal de variação da tensão com o tempo, amplitude constante e frequência fixa, aplicado por um número de ciclos definido, apresentado na Figura 2.2 [3].







Com base na figura 2.2, definem-se as seguintes quantidades:

- (1) S_{max} = tensão máxima no ciclo;
- (2) S_{min} = tensão mínima no ciclo;
- (3) tensão média s_m :

$$s_{m=}(S_{max} + S_{min})/2$$
 (equação 2.1)

(4) amplitude s_a da tensão alternada:

$$s_{a=}(S_{max} - S_{min})/2$$
 (equação 2.2)

(5) faixa da tensão alternada, ΔS , também chamada de intervalo da tensão alternada ou de variação da tensão alternada:

$$\Delta S = (S_{max} - S_{min})$$
 (equação 2.3)

(6) razão de tensão em fadiga:

$$R_f = S_{min}/S_{max}$$
 (equação 2.4)

(7) razão de amplitude:

$$A = \frac{S_a}{S_m} = (1 - R_f)/(1 + R_f)$$
 (equação 2.5)

2.1.2 Ensaio de Fadiga

Consiste na aplicação de carga cíclica em corpo-de-prova apropriado e padronizado segundo o tipo de ensaio a ser realizado. É extensamente utilizado na indústria automobilística e, em particular, na indústria aeronáutica, existindo desde ensaios em pequenos componentes até em estruturas complexas, como asas e longarinas. O ensaio mais utilizado em outras modalidades de indústria é o ensaio de flexão rotativa. O ensaio de fadiga é capaz de fornecer dados quantitativos relativos às características de um material ou componente ao suportar, por longos períodos, sem se romper, cargas repetitivas e/ou cíclicas. Os principais resultados do ensaio são: limite de resistência à fadiga (S_{Rf}), resistência à fadiga (S_f) e vida em fadiga (N_f). Os resultados do ensaio podem variar devido a uma diversidade de fatores [2].

Os aparelhos de ensaio de fadiga são constituídos por um sistema de aplicação de cargas, que permite alterar a intensidade e o sentido do esforço, e por um contador de número de ciclos. O teste é interrompido assim que o corpo de prova se rompe, ou os testes de vida podem ser interrompidos antes de a falha ter ocorrido. Essa interrupção dos testes gera o que se denomina censura, ou seja, o item submetido a teste não chega a falhar e o que se observa é um tempo inferior ao de falha. Existem três tipos de censura [4].

 censura por número de ciclos ou do tipo I - o teste é interrompido após a ocorrência de um número predeterminado de ciclos [4].

- (2) censura por falha ou do tipo II o teste é interrompido após ter falhado uma fração especificada do número de itens sob teste [4].
- (3) censura do tipo aleatório ou do tipo III quando o item é retirado no decorrer do teste, sem ter atingido a falha; por exemplo, se ocorrer falha no equipamento de teste, ou se o item falhar por uma razão diferente da estudada [4].

O ensaio é realizado de diversas maneiras, de acordo com o tipo de solicitação que se deseja aplicar: torção; tração-compressão; flexão; e flexão rotativa [2].

2.1.3 Corpo de Prova

O corpo de prova deve ser usinado e ter bom acabamento superficial, para não prejudicar os resultados do ensaio. A forma e as dimensões do corpo de prova variam, e constituem especificações do fabricante do equipamento utilizado. O ambiente onde é feito o ensaio também é padronizado [2].

As formas mais utilizadas de corpo de prova são apresentadas na Figura 2.3.





Fonte: [2]

2.1.4 Curva S-N ou Curva de Wöhler

São as curvas obtidas dos ensaios de fadiga, em que a vida do material ou o número N de ciclos até a falha é geralmente expressa em função da amplitude (S_a) da tensão alternada aplicada ao material. Determina-se uma curva S-N aplicando-se em corpos-de-prova uma certa amplitude relativamente alta da tensão alternada, mantida constante até a ruptura do material [4]. Este procedimento é repetido em outros corpos-de-prova, com amplitude da tensão alternada progressivamente descendente. Os dados são registrados num gráfico, em que a ordenada representa a amplitude da tensão cíclica (S_a) e a abscissa o número de ciclos (N) até a falha [3,4]. Na Figura 2.4 são representados esquematicamente estes ensaios.



Fonte: [4]

Na Figura 2.5 é mostrada outra maneira de representar os resultados dos ensaios de fadiga. A ordenada representa a amplitude da tensão alternada e a abscissa representa o logaritmo do número de ciclos até a falha para o corpo-deprova testado. Uma terceira maneira para representar os dados de fadiga é em um gráfico log-log da tensão alternada versus vida [4].



Figura 2.5 - Curvas S-N para escala log-log, onde a tensão é dada em MPa.



Pelas curvas S-N, observa-se que, quanto maior a amplitude da tensão alternada aplicada, menor é o número de ciclos que o material será capaz de suportar antes da fratura. Para alguns materiais, como o aço, a amplitude S_a da tensão alternada permanece constante a partir de um determinado valor N. Isto significa que existe um nível limite da tensão alternada, chamado de limite de resistência à fadiga (S_{RF}), abaixo do qual a falha por fadiga não ocorrerá. Este limite de resistência à fadiga representa o maior valor da amplitude da tensão alternada que não causará dano ao material submetido a qualquer número de ciclos [4].

2.1.5 Dispersão dos Dados de Fadiga

Os resultados obtidos dos ensaios de fadiga, apesar de apresentar uma representatividade significativa, têm sua interpretação comprometida no que se refere à confiabilidade dos dados, em função da grande dispersão dos dados. Essa dispersão que é inerente aos ensaios de fadiga, torna necessário um estudo estatístico probabilístico para se ter uma maior confiabilidade dos dados [2,4].

Extremamente desejável seria formular uma teoria estatística para o comportamento de fadiga de materiais que fosse capaz de tratar todos os processos físicos e químicos em micro-escala e de descrever as características macroscópicas observadas do processo de fadiga. Uma modelagem verdadeiramente arraigada na

física de fadiga aleatória não parece atualmente possível [4]. As teorias físicas existentes (por exemplo, termodinâmica, física estatística), embora úteis para explicar qualitativamente o comportamento da fadiga, não podem ainda fornecer uma base para a modelagem micro-macro do processo de fadiga e para obter resultados de interesse em engenharia. Em vista destas dificuldades, é conveniente e importante formular uma teoria estatística probabilística, a fim de reconhecer regularidades em dados dispersos de fadiga e fornecer uma base consistente para a predição do comportamento de fadiga com propósitos de estimação confiável e segura. Esta dispersão é tratada, estatisticamente, por meio da distribuição de Weibull ou da distribuição lognormal [4].

Em razão então da dispersão dos dados de vida de fadiga em qualquer nível da tensão alternada, não haverá uma única curva S-N para um determinado material, mas sim uma família de curvas com probabilidade de falha como parâmetro. Estas curvas são chamadas curvas S-N-P, ou curvas de probabilidade de falha comstante em um gráfico da tensão versus vida. Em estatística, a vida de probabilidade constante é denominada percentil, O percentil 100p% de uma distribuição de probabilidade F(Xp) é a idade Xp em que uma proporção p da população irá falhar, ou seja, a solução de p = F(Xp) [2,4].

Normalmente os percentis usados nas curvas S-N-P são os correspondentes aos valores de p, de 1%, 50% e 99%. É também de interesse notar que a confiabilidade R é definida por 1 menos a probabilidade de falha, ou seja, R = 1 -F(Xp). Portanto, a curva de probabilidade de falha 1% pode alternativamente ser designada como a curva de confiabilidade de 99% (R = 99%, por exemplo) [4].

As curvas S-N-P são construídas aplicando-se níveis constantes da tensão a cada grupo de corpos-de-prova. São realizados ensaios em grupos de aproximadamente 15 corpos-de-prova para cada nível de amplitude da tensão alternada previamente escolhido, entre o limite de escoamento do material e o limite de resistência à fadiga. Na Figura 2.6 é mostrado, esquematicamente, os resultados que se obtêm em ensaios deste tipo [4].



Para interpretar os resultados dos ensaios, é necessário construir uma família de curvas S-N tendo como parâmetro a probabilidade de falha (P), ou seja, as chamadas curvas de probabilidade constante, ou curvas S-N-P (Figura 2.7) [4].

As curvas S-N-P são representadas, tendo como abscissa o logaritmo do número de ciclos como é mostrado na Figura 2.7, ou usando escala logarítmica nos dois eixos coordenados como é mostrado na Figura 2.5 [4].





2.2 ESTATÍSTICA E PROBABILIDADE

Neste tópico serão abordados alguns dos principais fundamentos básicos da estatística e da probabilidade, que serão bastante relevantes para o trabalho, no que refere à base norteadora do assunto principal, no caso, a Distribuição de Weibull.

2.2.1 Estatística Descritiva e Inferencial

A Estatística é conhecida, por muitas pessoas, como uma ferramenta meramente descritiva, ou seja, descreve dados por meio de percentagens, gráficos e tabelas. Apesar da estatística cumprir, também, este papel de resumir as informações, seu potencial de uso é muito mais amplo [5,6,7].

A tomada de decisão se apoia no uso da Estatística Inferencial. A seguir são delineadas as funções destas duas abordagens.

2.2.1.1 Estatística Descritiva

A estatística no contexto descritivo significa alguma quantidade numérica cujo valor é determinado pelos dados [5]. Sendo estes organizados através de tabelas e gráficos já fornece mais informações sobre o comportamento das variáveis do que a própria série original dos dados. Porém, muitas vezes há a necessidade de resumir ainda mais esses dados de forma a caracterizar tal conjunto por números representativos denominados medidas descritivas. Desta forma, ao invés de usar todos os dados, ou ainda tabelas e gráficos, usa-se alguns números-síntese, ou ainda, números-resumo, facilitando a caracterização de conjunto de dados, bem como a própria comparação entre conjuntos [6]. Na Tabela 2.1 um resumo dos procedimentos da Estatística Descritiva é apresentado.

Tabela 2. 1 - Resumo de tecnicas de estatística descritiva.								
Tabelas de Frequência	Ao dispor de uma lista volumosa de dados, as							
	tabelas de frequência servem para agrupar							
	informações de modo que estas possam ser							
	analisadas. As tabelas podem ser de frequência							
	simples ou de frequência em faixa de valores.							

Tabela 2. 1 - Resumo de técnicas de estatística descritiva

Gráficos	O objetivo da representação gráfica é dirigir a						
	atenção do analista para alguns aspectos de um						
	conjunto de dados.						
	Alguns exemplos de gráficos são: diagrama de						
	barras, diagrama em setores, histograma, boxplot,						
	ramo-e-folhas, diagrama de dispersão, gráfico						
	sequencial.						
Resumos numéricos	Por meio de medidas ou resumos numéricos						
	podemos levantar importantes informações sobre o						
	conjunto de dados tais como: a tendência central,						
	variabilidade, simetria, valores extremos, valores						
	discrepantes, etc.						

Fonte: [8]

2.2.1.2 Estatística Inferencial

A Estatística Inferencial utiliza informações incompletas para tomar decisões e tirar conclusões satisfatórias. O alicerce das técnicas de estatística inferencial está no cálculo de probabilidades. Duas técnicas de estatística inferencial são as mais conhecidas: a estimação e o teste de hipóteses que são descritas na Tabela 2.2 [8].

Tabela 2. 2 - Resumo de técnicas de estatística inferencial.								
Estimação	A técnica de estimação consiste em utilizar um							
	conjunto de dados incompletos, ao qual iremos							
	chamar de amostra, e nele calcular estimativas de							
	quantidades de interesse. Estas estimativas podem							
	ser pontuais (representadas por um único valor) ou							
	intervalares.							
Teste de Hipóteses	O fundamento do teste estatístico de hipóteses é							
	levantar suposições acerca de uma quantidade não							
	conhecida e utilizar, também, dados incompletos para							
	criar uma regra de escolha.							

2.2.2 Probabilidade

Impossível fazer inferências estatísticas sem utilizar alguns resultados da teoria de probabilidades. Embora intimamente associada à estatística, tem suas características próprias. A justificativa de se usar a probabilidade na estatística está fundamentada ao fato de quantificar a incerteza existente em determinada situação [9].

Uma das definições de probabilidade utiliza a frequência relativa, já que as frequências relativas são estimativas de probabilidades. Podemos então definir a probabilidade como a proporção (ou frequência relativa) em uma sequencia muito grande de experimentos [10].

$$P(e_1) = n \lim_{n \to \infty} \frac{n_1}{n}$$
 (equação 2.6)

Onde:

 e_1 é o resultado;

n é o número total de vezes que se repete o experimento;

 n_1 é o número de vezes que o resultado e_1 ocorre;

 $\frac{n_1}{n}$ é portanto a frequencia relativa de e_1 .

Observação: Se o experimento tiver N resultados possíveis $e_1, e_2, ..., e_N$ então:

$$0 \le P(e_i) \le 1 \qquad i = 1, 2, ..., N$$

$$P(e_1) + P(e_2) + \dots + P(e_N) = 1 \qquad (equação 2.7)$$

Alguns dos principais conceitos implementados no estudo da probabilidade são: experimento aleatório, o qual se refere ao processo de coleta de dados relativos a um fenômeno que acusa variabilidade em seus resultados; espaço amostral, o qual se refere aos conjuntos de todos os resultados possíveis de um experimento; e o evento, o qual é um subconjunto de um espaço amostral. A probabilidade também pode ser definida como a possibilidade de um evento ocorrer [9].

Deve ser ressaltado ainda, que quando o espaço amostral consiste em um número finito ou infinito contável de eventos, é chamado de espaço amostral discreto e ou quando o espaço amostral consiste em todos os números reais de determinado intervalo, é chamado de espaço amostral contínuo [9].

De posse desses conceitos, outros apresentam-se relevantes, tais como: distribuição finita ou discreta de probabilidades, que se baseia em um número contável de evento; e distribuição infinita ou contínua de probabilidades, que se baseia em números infinitos de eventos [9].

2.2.3 Variáveis Aleatórias

A base dos estudos das funções probabilísticas é a variável aleatória (v.a.). Para um dado amostral de algum experimento, uma variável aleatória é qualquer regra que associa um número a cada resposta do experimento. Essa variável aleatória é dita discreta ou contínua [8]

A variável aleatória discreta (v.a.d.) ocorre quando os possíveis valores da variável podem ser enumerados. Esta situação é típica de dados oriundos de contagens, como por exemplo, o número diário de assaltos em um quarteirão que pode assumir valores no conjunto {0, 1, 2, 3, ...}. Já a variável aleatória contínua (v.a.c.) ocorre nos casos em que a variável pode assumir valores em um intervalo contínuo, por consequência, os possíveis valores são infinitos e não enumeráveis. A variável idade, por exemplo, é uma variável contínua, pois se for medida com bastante precisão, um indivíduo pode apresentar 32,1023 anos de idade e, dificilmente dois indivíduos terão idades iguais [8].

2.2.4 Distribuição de Probabilidade

Seja *X* uma variável aleatória e sejam $x_1, x_2, ..., x_n$ os valores de *X*, pode ser feito algumas considerações de acordo como tipo de variável aleatória, ou seja se v.a.d. ou v.a.c. [8].

No caso das v.a.d., precisa-se saber os valores da v.a.d *X* e de sua função de probabilidade, a qual é representada pela equação 2.8:

$$P(X = x_i) = P(x_i) = p_i$$
 (equação 2.8)

onde cada valor de *X* (ou seja, a cada x_i) associa sua probabilidade de ocorrência. Esta função muitas vezes está reduzida a um valor numérico e, em outros casos, pode ser representada por fórmula. A função $P(x_i)$ será uma função de probabilidade se satisfazer às seguintes condições [8]:

- $P(x_i) \ge 0$, para todo x_i
- $\sum_i P(x_i) = 1$

À coleção de pares $[x_i, P(x_i)]$, *i*=1, 2, ..., n, denomina-se distribuição de probabilidade da v.a.d. *X*, que pode ser representada por meio de tabelas e gráficos.

No caso das v.a.c., somente terão interesse as probabilidades de que a v.a.c. assuma valores em dados intervalos. Tais probabilidades poderão ser determinadas com o conhecimento da função de probabilidade da v.a.c..

Chama-se função densidade de probabilidade (FDP) da variável aleatória X, a função f(x) que atenda às seguintes condições:

- $f(x) \ge 0$, para a < x < b
- $\int_a^b f(x) dx = 1,$

onde *a* e *b* podem ser, respectivamente, $-\infty e \infty$.

A FDP. assim definida determina a distribuição de probabilidades da v.a.c. *X*. Sua representação é dada em forma gráfica.

2.3 DISTRIBUIÇÃO DE WEIBULL

É uma expressão semi-empírica desenvolvida por Ernest Hjalmar Wallodi Weibull (1887- 1979), físico sueco, que em 1939 apresentou o modelo de planejamento estatístico sobre fadiga de material. Sua utilidade decorre do fato de permitir:

- representar falhas típicas de partida (mortalidade infantil), falhas aleatórias e falhas devido ao desgaste.
- obter parâmetros significativos da configuração das falhas.
- representação gráfica simples.

Outro fato importante relacionado à distribuição de Weibull é que na presença de co-variáveis, tem-se um modelo de riscos proporcionais e de falha acelerada. A distribuição de Weibull é a única distribuição de probabilidade que pode ser escrita na forma de um modelo de riscos proporcionais [11].

2.3.1 Principais Expressões Matemática

2.3.1.1 Função de Densidade de Probabilidade (FDP)

Em estudos relacionados ao tempo de falha devido à fadiga de metais, a Distribuição de Weibull é muito utilizada para descrever o tempo de falha para produtos industrializados, pois é um tipo de distribuição com uma grande variabilidade de formas. A função de densidade de probabilidade da distribuição de Weibull pode ser triparamétrica (equação 2.9), quando $f(t) \ge 0$, $t \ge 0$ ou $\gamma.\beta > 0$, $\eta > 0$, $-\infty < \gamma < \infty$, ou biparamétrica (equação 2.10) quando $\gamma=0$, ou monoparamétrica (equação 2.11), quando o parâmetro de forma assume o valor $\beta = 1$ [13,14].

$$f(t) = \frac{\beta}{\alpha} \left(\frac{t-\gamma}{\alpha}\right)^{\beta-1} e^{-\left(\frac{t-\gamma}{\alpha}\right)^{\beta}}$$
(equação 2.9)

$$f(t) = \frac{\beta}{\alpha} \left(\frac{t}{\alpha}\right)^{\beta-1} e^{-\left(\frac{t}{\alpha}\right)^{\beta}}$$
 (equação 2.10)

$$f(t) = \frac{c}{\alpha} \left(\frac{t}{\alpha}\right)^{c-1} e^{-\left(\frac{t}{\alpha}\right)^{c}}$$
(equação 2.11)

O f(t) é a função de densidade de probabilidade da distribuição de Weibull em relação à t que é o tempo ou em outros casos utiliza-se **N** que representa o número de ciclos, enquanto que γ , $\alpha \in \beta$, são os parâmetros da Distribuição de Weibull, os quais estão descritos abaixo [13,14]:

- "γ" Vida Mínima ou Confiabilidade Intrínseca ou Parâmetro de Posição (tempo ou número de ciclos de operação a partir do qual o equipamento passa a apresentar falhas, ou seja, intervalo de tempo ou número de ciclos que o equipamento não apresenta falhas);
- "α" Vida Característica ou Parâmetro de Escala (intervalo de tempo entre "γ" e "t" no qual ocorrem 63,2% das falhas, restando, portanto, 36,8% de itens sem falhar);
- "β" Parâmetro de Forma ou Fator de Forma (indica a forma da curva e a característica das falhas). β<1 usado para aplicação da distribuição no estudo da mortalidade infantil, β=1 usado para casos em que a falha é aleatória (função exponencial negativa) e β>1 usado para falhas por desgaste.

O parâmetro β é adimensional, enquanto α e γ estão na mesma escala dos dados [11].

Embora a experiência tenha mostrado que a distribuição de Weibull possa ser usada para representar a grande maioria de modelos de falha, é essencial notar que é uma função semi-empírica, e pode não ser capaz de representar algumas distribuições particulares encontradas na prática [11].

2.3.2.2 Confiabilidade

A confiabilidade de um produto é a probabilidade de um item desempenhar satisfatoriamente a função requerida, sob condições de operação estabelecidas, por um período de tempo predeterminado. Uma vez que a confiabilidade e o tempo de falha de um dado componente são eventos complementares, fica evidente a relação entre o estudo de confiabilidade e a probabilidade de falha [15].

Matematicamente, a confiabilidade é descrita segundo a equação 2.12:

$$R(t) = 1 - \int_0^t f(t) dt$$
 (equação 2.12)

onde:

R(t) é a confiabilidade; f(t) é a função da densidade de probabilidade (FDP.) e t é o período de vida útil.

Dentre as funções de densidade de probabilidade existentes, a distribuição Weibull é a mais utilizada em estudos de confiabilidade, análise de sobrevivência e em outras áreas devido a sua versatilidade [15].

Substituindo a equação 2.10, que é a biparamétrica de Weibull, na equação 2.12, da confiabilidade, obtém-se:

$$R(t) = 1 - \int_0^t \left[\frac{\beta}{\alpha} \left(\frac{t}{\alpha} \right)^{\beta - 1} e^{-\left(\frac{t}{\alpha} \right)^{\beta}} \right] dt \qquad (\text{equação 2.13})$$

Calculando-se a integral proposta na Equação 2.5, tem-se a seguinte função para o calculo da confiabilidade:

$$R(t) = e^{-\left(\frac{t}{a}\right)^{\beta}}$$
 (equação 2.14)

As duas medidas mais comuns da confiabilidade: a taxa de falhas e o tempo médio entre falhas (TMEF), são medidas importantes que devem ser consideradas nos estudos de confiabilidade. A taxa de falhas (λ) pode ser descrita como a razão entre o número de falhas num determinado tempo de vida e o número de componentes sujeitos à falha, matematicamente, levando-se em conta a distribuição Weibull biparamétrica, a taxa de falhas é descrita segundo a equação 2.15 [15,16]. Já o TMEF pode ser descrito também como sendo o inverso da taxa de falhas, expresso frequentemente, como sendo o número médio de horas antes da primeira falha ocorrer. O TMEF é descrito segundo a equação 2.16 [11,16].

$$\lambda = \frac{f(t)}{c(t)} = \frac{\beta}{\alpha} \left(\frac{t}{\alpha}\right)^{\beta-1}$$
(equação 2.15)
TMEF = α . $\Gamma(1 + \beta^{-1})$ (equação 2.16)

onde, Γ é o símbolo da função Gama. Sendo esta, definida pelo matemático Leonard Euler, através da seguinte integral imprópria:

$$\Gamma(n) = \int_0^\infty x^{n-1} e^{-x} dx \qquad (\text{equação 2.17})$$

 Γ é uma função convergente quando n > 0. Por exemplo: Para n = 1:

$$\Gamma(1) = \int_0^\infty x^{1-1} e^{-x} dx = \int_0^\infty e^{-x} dx = \lim_{b \to \infty} \int_0^b e^{-x} dx = \lim_{b \to \infty} \left[-\frac{1}{e^x} \right]_0^b = \lim_{b \to \infty} \left(1 - \frac{1}{e^b} \right) = 1$$

Além de aplicações na estatística, a função Gama também possibilita o cálculo de diversas integrais que seriam complicadas de serem resolvidas por métodos convencionais [16].

2.3.3 Determinação dos Parâmetros

Para se individualizar uma distribuição de probabilidade (ou caracterizar uma determinada população), é necessário conhecer o valor numérico de seus parâmetros. Em estatística, esses parâmetros devem ser estimados a partir das observações amostrais. Existem vários métodos de estimação, tais como, método gráfico de Weibull ou mínimos quadrados, método de verossimilhança e método dos momentos [4].

2.3.3.1 Método Gráfico de Weibull ou Método dos Mínimos Quadrados

A estimação de parâmetros por este método é simples para as funções que podem ser linearizadas, como é o caso da maior parte das distribuições aplicadas em estudos de confiabilidade. Para estas distribuições os cálculos são relativamente simples e direto, tendo solução fechada que produz resultados sem interação ou consulta a tabelas. Além disso, pode ser calculado o coeficiente de correlação que é uma medida adequada da aderência do modelo aos dados do experimento. O método gráfico de Weibull ou método dos mínimos quadrados é usualmente aplicado na análise de dados completos de tempos até a falha [17].

Se $t_1, t_2, ..., t_n$ formam um conjunto ordenado de *n* tempos até a falha, as estimativas dos parâmetros de forma (β) e o parâmetro de vida característica (α) de uma distribuição de Weibull utilizando regressão é obtida pelas equações a seguir [18]:

$$\hat{\beta} = \frac{n \sum_{i=1}^{n} x_i y_i - \sum_{i=1}^{n} y_i \sum_{i=1}^{n} x_i}{n \sum_{i=1}^{n} x_i^2 - (\sum_{i=1}^{n} x_i)^2}$$
(equação 2.18)

$$\widehat{\alpha} = e^{\left(\overline{x} - \overline{y}/\widehat{\beta}\right)}$$
 (equação 2.19)

onde:

 $x_i = \ln(t_i)$ (equação 2.20)

$$y_i = ln \left[ln \left(\frac{1}{1 - \frac{i}{n+1}} \right) \right]$$
 (equação 2.21)

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i \qquad (\text{equação 2.22})$$

$$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} y_i \qquad (\text{equação 2.23})$$

A fração no denominador da equação 2.21 é a estimativa para a função acumulada de falha baseada no cálculo da *Posição Média*. É usual também a adoção da aproximação de Benard para a *Posição Mediana*, sendo esta, uma estimação não paramétrica da probabilidade acumulada de falhas pelo método de regressão de Bernard conforme a equação 2.24 [18]:

$$PM = \frac{i - 0.3}{n + 0.4}$$
 (equação 2.24)

onde i é o número de série falha e n é o número total de amostras do teste.

O coeficiente de correlação ρ é uma medida de quanto o modelo de regressão linear se adapta aos dados. Quanto mais próximo for de ± 1 , melhor o modelo de regressão. O coeficiente de correlação da população pode ser estimado pelo coeficiente de correlação da amostra, dado pela equação 2.25 [18].

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^{n} (y_i - \bar{y})^2}}$$
(equação 2.25)

2.3.3.2 Método de Máxima Verossimilhança

O método da máxima verossimilhança consiste basicamente em maximizar uma função dos parâmetros da distribuição, conhecida como função de verossimilhança. O equacionamento para a condição de máximo resulta em um sistema de igual número de equações e incógnitas, cujas soluções produzem os estimadores de máxima verossimilhança [19].

O método de máxima verossimilhança é o método mais utilizado para estimar os parâmetros α e β , devido as suas melhores propriedades, uma vez que este método permite incorporar as informações provenientes das censuras. Esse método,

além de ser relativamente simples, tem a vantagem de fornecer estimadores, cujas distribuições convergem para a distribuição normal, à medida que se aumenta o tamanho da amostra, sob certas condições de regularidade [4,20].

Nas deduções dos estimadores obtiveram as seguintes equações [21]:

$$\hat{\beta} = n / \left[\left(1/\hat{\alpha}^{\hat{\beta}} \right) \sum_{i=1}^{n} \left(x_i^{\hat{\beta}} \ln \left(x_i \right) \right) - \sum_{i=1}^{n} \ln \left(x_i \right) \right] \qquad \text{(equação 2.26)}$$

$$\widehat{\alpha} = \left(\frac{\sum_{i=1}^{n} x_i^{\widehat{c}}}{n}\right)^{1/\widehat{c}}$$
(equação 2.27)

Nota-se que $\hat{\eta}$ é função de $\hat{\beta}$, enquanto este é função de $\hat{\eta}$ e de si próprio. Normalmente a solução desse sistema é obtida substituindo equação 2.27 na equação 2.26 e transformando para [21]:

$$\frac{\sum_{i=1}^{n} x_i^{\beta} \ln (x_i)}{\sum_{i=1}^{n} x_i^{\widehat{\beta}}} - \frac{\sum_{i=1}^{n} \ln (x_i)}{n} - \frac{1}{\widehat{\beta}} = 0$$
 (equação 2.28)

Encontra-se, então $\hat{\beta}$ resolvendo a equação 2.28 por um processo interativo, em geral o método de Newton-Raphson, e encontra-se $\hat{\alpha}$ por meio da equação 2.27 a partir de $\hat{\beta}$ [21].

Dada a dificuldade em utilizar os métodos interativos complexos necessários para solucionar os estimadores de máxima verossimilhança da distribuição de Weibull triparamétrica, sugere-se três formas de considerar o parâmetro de localização (γ) para facilitar o ajuste [21].

- 1) Para $\gamma = 0$ pode ser usado o método apresentado anteriormente.
- 2) Para γ conhecido e diferente de zero pode-se utilizar os mesmos estimadores, substituindo-se x_i por $y_i = (x_i \gamma)$.
- 3) Para γ desconhecido pode-se utilizar os mesmos estimadores, substituindose x_i por $y_i = (x_i - x_{min})$, onde x_{min} é o valor mínimo de x_i .

2.3.3.3 Método dos Momentos

Este método consiste simplesmente em igualar os momentos populacionais aos momentos amostrais. Os momentos populacionais são funções dos parâmetros a estimar (às vezes dão os próprios parâmetros) e os momentos amostrais são simplesmente números. Consideram-se tantos momentos quantos são os parâmetros a estimar e resolver-se um sistema de *k* equações a *k* incógnitas, sendo *k* o número de parâmetros a estimar [20].

Se $t_1, t_2, ..., t_n$ são amostras ordenadas de uma variável aleatória com função densidade de probabilidade f(t), seu k-ésimo momento é dado por:

$$M_k = \int_{-\infty}^{+\infty} t^k f(t) dt \qquad (\text{equação 2.29})$$

e sua estimativa amostral é dada por:

$$\widehat{M}_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n t_i^k \qquad (\text{equação 2.30})$$

Se as integrais teóricas dos momentos do modelo têm solução, os *k* parâmetros da distribuição podem ser obtidos a partir da igualdade entre as equações 2.29 e 2.30 para os *k* primeiros momentos [17].

Para a distribuição de Weibull, o k-ésimo momento é calculado como[11]:

$$M_k = \alpha^k \Gamma\left(\frac{k}{\beta} + 1\right)$$
 (equação 2.31)

onde $\Gamma(x)$ representa a função Gama. A partir dos dois primeiros momentos da distribuição de Weibull pode ser calculado o Coeficiente de Variação CV. Que depende somente de γ [11].

$$CV = \frac{\sqrt{\Gamma\left(1 + \frac{2}{\widehat{\beta}}\right) - \Gamma^{2}\left(1 + \frac{1}{\widehat{\beta}}\right)}}{\Gamma\left(1 + \frac{1}{\widehat{\beta}}\right)}$$
(equação 2.32)

Adotando o coeficiente de variação dos sados amostrais como estimativa para o resultado da equação 2.32, esta pode ser resolvida iterativamente, resultando na estimativa para o parâmetro β . A estimativa para o parâmetro vida característica α pode ser determinada a partir da equação 2.33 [17]:

$$\widehat{\alpha} = \left[\frac{\overline{t}}{\Gamma\left(\frac{1}{\beta}+1\right)}\right]^{\widehat{\beta}}$$
 (equação 2.33)

onde \bar{t} é a média dos dados de tempo até a falha da amostra.

2.4 OUTROS MODELOS DE DISTRIBUIÇÃO DE PROBABILIDADE

Além da distribuição de Weibull, existem outras distribuições de probabilidade bastante utilizada em análises estatísticas probabilísticas, tais como: distribuição exponencial, distribuição log-normal, distribuição gama, dentre outras. A escolha da melhor distribuição a ser usada em determinada situação está relacionada à que melhor se ajusta ao comportamento do tempo de falha do produto ou componentes [13]. Como por exemplo, no caso particular deste trabalho, com relação da análise de resultados de tempo de vida oriundos de ensaio de fadiga, as distribuições mais adequadas é a distribuição de Weibull e log-normal.

3. DADOS E METODOLOGIA

3.1 DADOS

Para a realização da análise estatística utilizando a distribuição de Weibull, os dados do ensaio de fadiga axial, que estão descrito na Tabela 3.1, foram extraídos através de uma pesquisa que investigou sobre vários aspectos a influência da adição do arame não energizado em duas versões (arame com 0,8mm e 1,0mm de diâmetro), no processo de soldagem GMAW (Gas Metal Arc Welding), que deu origem a um novo processo chamado GMAW-CW (Gas Metal Arc Welding – Cold Wire) mostrado na Figura 3.1.

СР	Tensões Dinâmicas (MPa)		Amplitude (MPa)	Vida em Fadiga (Ciclos)			
0.	C			CM ANA	GMA	N-CW	
	S _{máx}	S_{mix}	$S_{a=}(S_{max}-S_{min})/2$	GIVIAW	0,8 mm	1,0 mm	
1	354,5	35,45	159,525	53173	25757	45587	
2	354,5	35,45	159,525	27670	54221	44398	
3	354,5	35,45	159,525	75132	32332	22778	
4	354,5	35,45	159,525	72447	38862	31848	
5	310,14	31,014	139,563	30767	28638	76904	
6	310,14	31,014	139,563	40439	85677	107631	
7	310,14	31,014	139,563	84185	96130	35483	
8	310,14	31,014	139,563	33037	50348	59276	
9	265,84	26,584	119,628	69049	127255	87673	
10	265,84	26,584	119,628	150074	304469	192793	
11	265,84	26,584	119,628	206481	215322	193040	
12	265,84	26,584	119,628	205342 162228		259198	
13	221,53	22,153	99,6885	369627	656784	287895	
14	221,53	22,153	99,6885	442976	453808	358211	
15	221,53	22,153	99,6885	852738	296569	402586	
16	221,53	22,153	99,6885	595484	564896	264369	
17	177,23	17,723	79,7535	2000000	2000000	824686	
18	177,23	17,723	79,7535	2000000	1758594	2000000	
19	177,23	17,723	79,7535	817751	747325	1018561	
20	177,23	17,723	79,7535	838839 352434 834210		834210	

Tabela 3.1 – Resultados do ensaio de fadiga.

Fonte: [23] com adaptações do autor.



Vale ressaltar, que o GMAW-CW teve sua viabilidade comprovada em estudos anteriores no que diz respeito à estabilidade do arco, análise econômica, análise geométrica, sanidade da solda, macroestrutura, microestrutura e propriedades mecânicas do metal depositado [23].

Segundo a pesquisa, a determinação das curvas S-N das juntas soldadas de interesse, os corpos de prova, padronizados pela norma ASTM E466, foram submetidos a ensaios de fadiga uniaxial com uma razão de variação de tensões de 10% em uma máquina universal servopulser Shimadzu, modelo EHF-EM100KN-20L, com capacidade de carga de 100kN, em ambiente com 23°C de temperatura e umidade relativa do ar em 40% [23].

Para todos os parâmetros estudados na pesquisa, uma onda senoidal foi utilizada sob tensão máxima empregada de 80, 70, 60, 50 e 40% do limite de resistência, encontrada para o metal de base, até fraturar ou atingir 2×10^6 de ciclos, frequência entre 15-30Hz e razão de tensão R_F=0.1 [23].

Na pesquisa foram utilizados um total de 20 corpos de prova para cada condição de soldagem empregada (nas juntas soldadas pelo processo convencional GMAW e modificado GMAW-CW nas duas versões, com utilização do arame não energizado com diâmetros de 0,8 e 1,0 mm) sendo utilizados 4 corpos de prova para cada um dos 5 níveis de tensão efetuados [23].

A Figura 3.2 mostra as curvas S-N para os processos GMAW e GMAW-CW em ambas as condições, em um único gráfico para efeito de comparativo.



3.2 METODOLOGIA

Para realizar a análise estatística utilizando a distribuição de Weibull, primeiramente os parâmetros foram determinados, tais como, parâmetro de forma (β) e parâmetro de escala ou vida característica (α). O método utilizado para a determinação deles foi o método gráfico (ou método dos mínimos quadrados), e assim como os demais métodos a utilização de software é imprescindível. O programa Microsoft Excel® foi o utilizado, além de ser bastante popular no meio acadêmico, possui uma interface gráfica de fácil manuseio. Porém, para a aplicação desse método a função de densidade de probabilidade de Weilbull biparamétrica (equação 2.10) foi integrada, dando origem à equação 3.1.

$$F_f(x) = 1 - e^{-\left(\frac{x}{\alpha}\right)^{\beta}}$$
 (equação 3.1)

Fazendo alguns ajustes na equação 3.1, forma-se outras equações (3.2, 3.3 e 3.4) bastante importante na análise da distribuição Weibull.

$$1 - F_f(x) = e^{-\left(\frac{x}{\alpha}\right)^{\beta}}$$
 (equação 3.2)

$$F_s(x) = 1 - F_f(x)$$
 (equação 3.3)

$$R_x = 1 - P_x \qquad (equação 3.4)$$

Nas equações acima:

 $x \rightarrow$ variável número de ciclo ou vida em fadiga (N_f) ;

 $\beta \rightarrow$ parâmetro de forma;

 $\alpha \rightarrow$ vida característica ou parâmetro de escala;

 $F_f(x) \rightarrow$ probabilidade de falha (P_x);

 $F_s(x) \rightarrow \text{Confiabilidade}(R_x).$

A linearização da equação 3.1 da origem a equação 3.5.

$$\ln\left(\ln\left(\frac{1}{1-F_f(x)}\right)\right) = \beta \ln(x) - \beta \ln(\alpha)$$
 (equação 3.5)

$$Y = mX + c \qquad (equação 3.6)$$

$$\alpha = e^{(-c/\beta)}$$
 (equação 3.7)

onde:

 $Y = \ln(\ln(1/(1 - F_f(x))))$ $X = \ln(x)$ $m = \beta$ $c = -\beta(\ln(x))$

Após os ajustes na função de densidade de probabilidade, a aplicação no software Microsoft Excel® para a aplicação da distribuição de Weibull em dados de fadiga seguiu a seguinte ordem:

1. Os valores da vida em fadiga (N_f) correspondente das quatro amostras para cada nível de amplitude de tensão foram organizados em ordem crescente, conforme a segunda coluna das Tabelas 4.1, 4.2 e 4.3;

2. Após já organizados de forma crescente os valores da vida em fadiga, foi estabelecido uma posição para cada um, lembrando que as posições foram estabelecidas para cada nível de amplitude de tensão separadamente, conforme a terceira coluna das Tabelas 4.1, 4.2 e 4.3;

3. Foi realizado uma estimativa de forma não paramétrica da probabilidade acumulada de falhas pelo método de regressão de Bernard já descrito na equação 2.24 (PM = (i - 0,3)/(n + 0,4)), onde *i* é o valor da posição e *n* é o número de

ensaio para cada nível de amplitude de tensão (S_a), conforme a quarta coluna das tabelas 4.1, 4.2 e 4.3;

4. Os valores para o eixo *Y* foram determinados com base na equação 3.5 e 3.6, conforme a sexta coluna das Tabelas 4.1, 4.2 e 4.3;

5. Os valores do eixo *X* foi calculado para cada valor de ciclo através do $ln(N_f)$, conforme a sétima coluna das tabelas 4.1, 4.2 e 4.3;

6. Os valores do eixo X e do eixo Y foram analisados com a ferramenta de analise de dados do Microsoft Excel®, utilizando a regressão linear, encontrando com isso o valor do β e consequentemente α através da equação 3.7.

7. Foram produzidos gráficos que relacionam os valores de *Y* com os valores de *X* para cada nível de S_a para todos os processos de soldagem estudados.

8. Com os parâmetros para cada S_a já determinados, uma série de outros resultados foram possíveis, tais como: a confiabilidade para nível de amplitude de tensão, o tempo médio entre falha e o coeficiente de variação. Todos eles foram inseridos em gráficos e/ou tabelas para efeito de comparação.

9. Os resultados foram todos desenvolvidos para cada S_a dos processos de soldagem GMAW e GMAW-CW em ambas as condições: 0,8 mm e 1,0mm de diâmetro.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 DETERMINAÇÃO DOS PARÂMETROS

A origem de todos os resultados desse trabalho se resume nas Tabelas 4.1, 4.2 e 4.3, pois, nestas reúnem-se todos os dados do ensaio de fadiga e todos os parâmetros já encontrados. E as Figuras 4.1, 4.2 e 4.3 mostram a relação dos valores de *X* com os dos de *Y*. Observa-se que, em todas as curvas há uma tendência de serem destros ascendentes, devido o fato do parâmetro de forma β ser sempre maior do que *um*, confirmando a premissa, no que se refere a condição de β >1 quando se tratar de falhas que ocorre devido ao desgaste, como é o caso da fadiga, pois indica um acumulo de falha à medida que o número de ciclo aumenta.

S _a (MPa)	Ciclos (N _f)	Posição	Posição Mediana (PM)	1/(1-PM)	In(In(1/(1-PM))) (Y)	In (N _f) (X)	α	β
	27670	1	0,159090909	1,189189189	-1,752894273	10,22810407		
159.525	53173	2	0,386363636	1,62962963	-0,716717249	10,88130603	66867	2.09
	72447	3	0,613636364	2,588235294	-0,050266149	11,19061054		,
	75132	4	0,840909091	6,285714286	0,608830072	11,22700185		
	30767	1	0,159090909	1,189189189	-1,752894273	10,33419797		
139,563	33037	2	0,386363636	1,62962963	-0,716717249	10,40538342	55648	1,87
	40439	3	0,613636364	2,588235294	-0,050266149	10,60754994		,
	84185	4	0,840909091	6,285714286	0,608830072	11,34077204		
	69049	1	0,159090909	1,189189189	-1,752894273	11,14257168		
119,628	150074	2	0,386363636	1,62962963	-0,716717249	11,91888378	187603	1,84
- ,	205342	3	0,613636364	2,588235294	-0,050266149	12,23243216		,
	206481	4	0,840909091	6,285714286	0,608830072	12,23796368		
	369627	1	0,159090909	1,189189189	-1,752894273	12,82024967		
99,6885	442976	2	0,386363636	1,62962963	-0,716717249	13,00127087	642412	2,67
,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,	595484	3	0,613636364	2,588235294	-0,050266149	13,2971298		,
	852738	4	0,840909091	6,285714286	0,608830072	13,65620763		
	817751	1	0,159090909	1,189189189	-1,752894273	13,61431317		
79,7535	838839	2	0,386363636	1,62962963	-0,716717249	13,63977407	1695404	1,73
,	2000000	3	0,613636364	2,588235294	-0,050266149	14,50865774		, -
	2000000	4	0,840909091	6,285714286	0,608830072	14,50865774		

Tabela 4. 1 - Dados dos ensaios de fadiga com os parâmetros do processo GMAW.

Fonte: [Autor]



Figura 4.1 Relação entre X e Y do processo GMAW para todos os níveis de Sa.

Fonte: [Autor]

s	S. Cieles Desisão Modiano								
(MPa)	(N _f)	Posição	Posição Mediana (PM)	1/(1-PM)	(Y)	(X)	α	β	
	25757	1	0,159090909	1,189189189	-1,752894273	10,15646171			
159.525	32332	2	0,386363636	1,62962963	-0,716717249	10,38381273	42388	3.14	
	38862	3	0,613636364	2,588235294	-0,050266149	10,56777219		-,	
	54221	4	0,840909091	6,285714286	0,608830072	10,90082357			
	28638	1	0,159090909	1,189189189	-1,752894273	10,26248979			
139,563	50348	2	0,386363636	1,62962963	-0,716717249	10,82671418	76739	1,78	
	85677	3	0,613636364	2,588235294	-0,050266149	11,35833969		,	
	96130	4	0,840909091	6,285714286	0,608830072	11,47345672			
	127255	1	0,159090909	1,189189189	-1,752894273	11,75394823			
119,628	162228	2	0,386363636	1,62962963	-0,716717249	11,99675803	229957	2,63	
,	215322	3	0,613636364	2,588235294	-0,050266149	12,27988986		,	
	304469	4	0,840909091	6,285714286	0,608830072	12,62632455			
	296569	1	0,159090909	1,189189189	-1,752894273	12,60003519			
99,6885	453808	2	0,386363636	1,62962963	-0,716717249	13,02542948	557647	2,89	
	564896	3	0,613636364	2,588235294	-0,050266149	13,24439692		,	
	656784	4	0,840909091	6,285714286	0,608830072	13,39511048			
	352434	1	0,159090909	1,189189189	-1,752894273	12,77261865			
79,7535	747325	2	0,386363636	1,62962963	-0,716717249	13,52425544	1453627	1,22	
	1758594	3	0,613636364	2,588235294	-0,050266149	14,38002518		,	
	2000000	4	0,840909091	6,285714286	0,608830072	14,50865774			
				Fonte: [Autor]				

Tabela 4. 2 - Dados dos ensaios de fadiga com os parâmetros do processo GMAW-C	N com	arame
não energizado com 0,8mm de diâmetro.		



Figura 4. 2 - Relação entre X e Y do processo GMAW-CW 0,8mm para todos os níveis de Sa.

Tabela 4. 3 - Dados dos ensaios de fadiga com os parâmetros do processo GMAW-CW com arame não energizado com 1,0mm de diâmetro.

S _a (MPa)	Ciclos (N _f)	Posição	Posição Mediana (PM)	1/(1-PM)	ln(ln(1/(1-PM))) (Y)	ln(N _f) (X)	α	β
	22778	1	0,159090909	1,189189189	-1,752894273	10,03355044		
159.525	31848	2	0,386363636	1,62962963	-0,716717249	10,36872986	40819	3.00
	44398	3	0,613636364	2,588235294	-0,050266149	10,7009497		-)
	45587	4	0,840909091	6,285714286	0,608830072	10,72737787		
	35483	1	0,159090909	1,189189189	-1,752894273	10,47680899		
139,563	59276	2	0,386363636	1,62962963	-0,716717249	10,98995978	80663	2,15
	76904	3	0,613636364	2,588235294	-0,050266149	11,25031317		,
	107631	4	0,840909091	6,285714286	0,608830072	11,58646399		
	87673	1	0,159090909	1,189189189	-1,752894273	11,38136926		
119,628	192793	2	0,386363636	1,62962963	-0,716717249	12,16937235	215371	2,05
- ,	193040	3	0,613636364	2,588235294	-0,050266149	12,1706527		,
	259198	4	0,840909091	6,285714286	0,608830072	12,46534753		
	264369	1	0,159090909	1,189189189	-1,752894273	12,48510113		
99,6885	287895	2	0,386363636	1,62962963	-0,716717249	12,57035111	355910	5,03
,,	358211	3	0,613636364	2,588235294	-0,050266149	12,78887748		,
	402586	4	0,840909091	6,285714286	0,608830072	12,90566402		
79.7535	824686	1	0,159090909	1,189189189	-1,752894273	13,62275799		
	834210	2	0,386363636	1,62962963	-0,716717249	13,63424045	1379902	2,01
	1018561	3	0,613636364	2,588235294	-0,050266149	13,8339014		
	2000000	4	0,840909091	6,285714286	0,608830072	14,50865774		



Figura 4.3 - Relação entre X e Y do processo GMAW-CW 1,0mm para todos os níveis de Sa.

Fonte: [Autor]

Observando a inclinação das retas mostradas nas Figuras 4.1, 4.2 e 4.3, percebe-se nas retas do processo GMAW uma inclinação semelhante nos cinco níveis de amplitude de tensão, diferentemente do notado nas retas dos outros dois processos, pois, os valores de β , que indica a inclinação das retas, no GMAW tiveram uma menor variação do que os demais processos, conforme a nona coluna das Tabelas 4.1, 4.2 e 4.3.

4.2 CONFIABILIDADE

A Tabela 4.4 apresenta os números de ciclos correspondentes a quatro diferentes níveis de confiabilidade para os três processos em todas as amplitudes de tensões estudadas.

Tabela 4. 4 - Números de ciclos para quatro níveis de confiabilidade.

Processo	R=0,10	R=0,368	R=0,50	R=0,99
FIOCESSO	Ciclos	Ciclos	Ciclos	Ciclos

159.525MPa							
GMAW	99680	66867	56106	7393			
GMAW-CW 0,8mm	55306	42387	37710	9771			
GMAW-CW 1,0mm	53902	40819	36124	8808			
139,563MPa							
GMAW	86823	55647	45766	4785			
GMAW-CW 0,8mm	122498	76738	62482	5817			
GMAW-CW 1,0mm	118877	80663	68023	9499			
119,628MPa							
GMAW	294911	187602	153783	15477			
GMAW-CW 0,8mm	315635	229956	200080	40089			
GMAW-CW 1,0mm	323715	215370	180059	22754			
99,6885MPa							
GMAW	878473	642412	559869	114332			
GMAW-CW 0,8mm	744104	557646	491255	113605			
GMAW-CW 1,0mm	420063	355909	330910	142678			
79,7535MPa							
GMAW	2742870	1695404	1372330	119370			
GMAW-CW 0,8mm	2887655	1453627	1075120	32984			
GMAW-CW 1,0mm	2089348	1379902	1149943	140008			
Fonte: [Autor]							

A última coluna da Tabela 4.4, apresenta os resultados em número de ciclos para os três processos com alta confiabilidade nos cincos níveis de amplitude de tensão. Verificou-se que o GMAW obteve resultados, na maioria das vezes inferiores comparado com os demais processos, ou seja, para 99% de confiabilidade o processo GMAW-CW para ambas as versões atingiu números de ciclos superiores ao convencional.

Para um determinado número de ciclos, foi traçado uma reta para efeito comparativo até coincidir com as curvas de confiabilidade dos três processos nos cincos níveis de amplitude de tensão, conforme as Figuras 4.4 a 4.8. A partir desses resultados de confiabilidade foi possível notar algumas peculiaridades para cada nível de tensão dos três processos estudados.



Figura 4. 4 - Curvas de confiabilidade dos três processos na Sa=159,525MPa.

Fonte: [Autor]

Na Figura 4.4, onde $S_a = 159,525$ MPa, para 30.000 ciclos, observa-se que o processo GMAW apresentou confiabilidade de 82,91%, o GMAW-CW 0,8mm de 71,29% e o GMAW-CW 1,0mm de 67,23% de confiabilidade, logo, nesse e nível de amplitude o processo GMAW teve melhor desempenho. Nesse nível de amplitude o GMAW se comportou de forma bastante superior sobre os demais, e quanto às duas versões do GMAW-CW notou-se resultados semelhantes.



Figura 4.5 - Curvas de confiabilidade dos três processos na Sa=139,525MPa.

Fonte: [Autor]

Enquanto que na Figura 4.5, onde $S_a = 139,525$ MPa, para 50.000 ciclos, observa-se que o processo GMAW apresentou confiabilidade de 44,12%, o GMAW-CW 0,8mm de 62,76% e o GMAW-CW 1,0mm de 69,94% de confiabilidade, logo, nesse nível de amplitude, o processo GMAW-CW 1,0mm teve melhor desempenho. A superioridade do GMAW no nível de amplitude de tensão analisada anteriormente não se manteve nesta amplitude e as duas versões do GMAW-CW novamente tiveram resultados semelhantes.



Figura 4. 6 - Curvas de confiabilidade dos três processos na Sa=119,628MPa.

Fonte: [Autor]

Na Figura 4.6, onde $S_a = 119,628$ MPa, para 100.000 ciclos, observa-se que o processo GMAW apresentou confiabilidade de 73,09%, o GMAW-CW 0,8mm de 89,44% e o GMAW-CW 1,0mm de 81,22% de confiabilidade, logo, nesse nível de amplitude, o GMAW-CW 1,0mm obteve melhor desempenho. Novamente o GMAW obteve resultado inferior aos demais processos, porém, houve um equilíbrio maior nos resultados dos três processos em comparação com os dois níveis estudados anteriormente.



Figura 4. 7 - Curvas de confiabilidade dos três processos na Sa=99,688MPa.

Na Figura 4.7, onde $S_a = 99,688$ MPa, para 300.000 ciclos, observa-se que o processo GMAW apresentou confiabilidade de 87,68%, o GMAW-CW 0,8mm de 84,66% e o GMAW-CW 1,0mm de 65,50% de confiabilidade, logo, nesse nível de amplitude o GMAW obteve melhor desempenho. Igualmente no primeiro nível de amplitude analisado o GMAW foi superior aos demais processos, porém, neste nível o GMAW-CW 0,8mm foi muito semelhante ao convencional.

Fonte: [Autor]



Figura 4.8 - Curvas de confiabilidade dos três processos na Sa=79,753MPa.

Fonte: [Autor]

E por último, a Figura 4.8, onde $S_a = 79,753MPa$, para 500.000 ciclos, observa-se que o processo GMAW apresentou confiabilidade de 88,66%, o GMAW-CW 0,8mm de 76,08% e o GMAW-CW 1,0mm de 87,82% de confiabilidade, logo, nesse nível de amplitude, o GMAW obteve melhor desempenho. Novamente, o GMAW foi superior sobre os demais, porém, agora o que teve resultados bastante semelhantes ao do convencional foi o GMAW-CW 1,0mm.

4.5 TEMPO MÉDIO ENTRE FALHA E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO

Os resultados do tempo médio entre falha (TMEF) e do coeficiente de variação (CV) que foram calculados para os três processos em todos os níveis de amplitudes de tensão estão descritos na Tabela 4.6.

Tabela 4. 5 - Valores do TMEF e CV.						
Processo	β	TMEF (ciclos)	CV			
159,525MPa						
GMAW	2,09	59226	0,915063706			
GMAW-CW 0,8mm	3,14	37927	0,775169731			
GMAW-CW 1,0mm	3,00	36450	0,790283687			
139,563MPa						
GMAW	1,87	49401	0,950336924			
GMAW-CW 0,8mm	1,78	68274	0,965880511			
GMAW-CW 1,0mm	2,15	71436	0,905270307			
119,628MPa						
GMAW	1,84	166653	0,95559891			
GMAW-CW 0,8mm	2,63	204329	0,835417919			
GMAW-CW 1,0mm	2,05	190799	0,921875792			
99,6885MPa						
GMAW	2,67	571037	0,831283772			
GMAW-CW 0,8mm	2,89	497186	0,80300337			
GMAW-CW 1,0mm	5,03	326907	0,622949995			
79,7535MPa						
GMAW	1,73	1510800	0,974346634			
GMAW-CW 0,8mm	1,22	1363039	1,049737455			
GMAW-CW 1,0mm	2,01	1222794	0,927777218			

Fonte [Autor]

Para um aproveitamento dos dados do TMEF na interpretação dos dados, foram desenvolvidas as curvas S-N de acordo com a Figura 4.12. Através das equações geradas das curvas foi possível determinar o valor da amplitude de tensão para cada processo, capaz de alcançar 10⁶ ciclos de TMEF, assim possibilitou a comparação entre as curvas através da taxa de decréscimo, conforme a tabela 4.7.



Figura 4.9 - Curvas S-N para os três processos.

Fonte: [Autor]

	S _a (Mpa)	Taxa de Decréscimo	
GMAW	87,026	0.905%	
GMAW-CW 0,8mm	86,247	0,895%	
GMAW	87,026	E 160%	
GMAW-CW 1,0mm	82,535	5,100%	
GMAW-CW 0,8mm	86,247	4 20.4%	
GMAW-CW 1,0mm	82,535	4,304%	
	Fonte: [Autor]		

Tabela 4. 6 - Valores da amplitude de tensão e taxa de decréscimo em 10⁶ ciclos.

Os resultados obtidos na Tabela 4.7 possibilitou saber de quanto o valor da amplitude de tensão deve reduzir em porcentagem para que os resultados da vida em fadiga de um determinado processo sejam semelhantes a outro processo que esteja sendo comparado. Portanto, verificou-se que o processo GMAW atingiu 10⁶ ciclos com amplitude de tensão cerca de 0,9% maior do que o GMAW-CW 0,8mm e 5,2% maior do que o GMAW-CW 1,0mm, precisariam para atingirem o mesmo número de ciclo. E quando comparado às duas versões do GMAW-CW, observou-se que a versão que utiliza arame de 1,0mm atingiu os mesmos 10⁶ ciclos que o GMAW-CW com arame de 0,8mm de diâmetro atingiu, com amplitude de tensão de 4,3% menor.

Com relação aos resultados do CV, percebeu-se que quanto menor foi o valor do ß, maior foi o valor do CV, o que caracterizou uma maior dispersão dos resultados dos ensaios de fadiga, o mesmo pode ser observado nas Tabelas 4.1, 4.2 e 4.3. A Figura 4.13 mostra de forma gráfica os valores do CV correspondentes aos dos TMEF nos três processos. Observa-se que na $S_a = 99,688MPa$ destacado na Figura 4.13, foi a que apresentou menor valor do CV nos processos soldagem estudados, logo, menor dispersão em seus resultados, enquanto que a $S_a =$ 79,753MPa também destaca na mesma figura, foi a que apresentou maior dispersão, pois, os valores do CV foram os maiores para o processo GMAW e GMAW-CW para ambas as condições.



Figura 4. 10 - Relação entre os CV e os TMEF correspondentes.

Fonte: [Autor]

5. CONCLUSÕES

Os resultados obtidos através da aplicação da distribuição de Weibull nos resultados dos ensaios de fadiga permitiram uma série de inferências acerca dos processos de soldagem GMAW e GMAW-CW para as duas condições, 0,8mm e 1,0mm, tais como:

- Todos os valores do parâmetro β obtidos dos dados do ensaio de fadiga axial estudados foram satisfatórios partindo do principio que β teria que ser maior do que um;
- Os resultados apresentados no tópico 4.2, mais especificamente na quinta coluna da Tabela 4.4, com relação ao número de ciclos que cada junta soldada suporta, com nível de confiabilidade de 99%, pode ser bastante útil em projetos futuros;
- Dos cinco níveis de amplitude de tensão estudados, utilizando um determinado número de ciclos, em três o GMAW, apresentou valores de confiabilidade maiores, enquanto que o GMAW-CW para ambas as versões em apenas um nível cada, conforme as Figuras 4.4 a 4.8.
- Assim como na análise de confiabilidade, o GMAW nos mesmos três níveis de amplitude de tensão apresentou TMEF maior do que nos demais processos, pois, na S_a de 119,628MPa e 139,563MPa, os processos GMAW-CW 0,8mm e GMAW-CW 1,0mm, respectivamente tiveram TMEF maior, conforme a Tabela 4.6.
- As juntas soldadas pelo processo GMAW são capazes de atingir 10⁶ ciclos com amplitude de tensão cerca de 0,9% maior do que o GMAW-CW 0,8mm e 5,2% maior do que o GMAW-CW 1,0mm, precisariam para atingirem o mesmo número de ciclo;
- A maioria dos resultados obtidos da análise estatística dos dados do ensaio de fadiga axial utilizando a distribuição de Weilbull, de modo geral, mostraram uma vantagem do processo GMAW sobre os demais estudados, no entanto, a versão do GMAW-CW que utilizou o arame não energizado de 0,8mm de diâmetro obteve resultados mais próximos do convencional.

6. SUGESTÕES PARA TRABALHOS FUTUROS

- Relacionar os resultados obtidos neste trabalho com os parâmetros de soldagem, tais como, fatores metalúrgicos, desalinhamento, convexidade, dentre outros;
- Elaborar um programa onde pudesse determinar todos os resultados (gráficos e tabelas) a partir de qualquer condição de ensaio de fadiga, seja com apenas um nível de tensão ou vários, para um determinado número de corpos de prova e/ou condições de ensaios e até mesmo para diferentes tipos de materiais, que apresentam grande dispersão de resultados em ensaios mecânicos.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

[1] CALLISTER, W. D., **Fundamentos da Ciência e Engenharia de Materiais**: Uma Abordagem Integrada / Willian D. Callister, Jr. ; tradução Sérgio Murilo Stamile Soares; revisão técnica Paulo Emílio Valadão de Miranda – Rio de Janeiro: LTC, 2006.

[2] GARCIA, A.; SPIM, J. A.; SANTOS, C. A.. Ensaios dos Materiais. Rio de Janeiro. LTC, 2008.

[3] VENTURA, Jaime Milan. **Desenvolvimento de Aços Para Conformação A Frio de Elementos de Fixação do Feixe de Molas**. Dissertação – Escola de Engenharia de São Carlos, Programa de Pós-Graduação em Ciência e Engenharia de Materiais, UFSCAR, São Calos, 2006.

[4] PINTO, João Mário Andrade. **Modelagem de Testes Acelerados com Esforço Aplicado em Níveis em um Estudo de Fadiga Mecânica**. Tese de Doutorado. Tecnologia Nuclear – Reatore. IPEN. São Paulo. 2004.

[5] SPIEGEL, M. R. **Estatística/Murray R. Spiegel**. Tradução e Revisão Técnica: Pedro Consentino. 3ª Edição. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 1994.

[6] TOLEDO, G. L. e OVALLE, I. I. **Estatística Básica**, 2^a Edição. São Paulo: Atlas, 2008.

[7] VIEIRA, Sonia. Elementos de Estatística, 4ª Edição. São Paulo: Atlas, 2008.

[8] Estatística II. Departamento de Estatística. UFPR. Curitiba. 2009.

[9] DINIZ, Alexandre. **Apostila I: Estatística Básica**. Disciplina de Geoprocessamento. UFMG. Belo Horizonte, 2000.

[10] FREITAS, C. C.; JÚNIOR, M. A. S.; RENNÓ, C. D.. Estatística – Curso 1. Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais – INPE. São José dos Campos, 2003.

[11] http://www.qualytek.com.br - Acesso em 15/01/2012.

[12] ABERNETHY, Robert B. Chapter 1: **An Overview of Weibull Analysis**. The New Weibull Handbook.

[13] LOPES, Luis Felipe Dias. Análise de Componentes Principais Aplicada à Confiabilidade de Sistemas Completos. Tese de Doutorado. Engenharia de Produção. UFSC. Florianópolis, 2001.

[14] RODRIGUES, Kardilson Pereira. Estudo de Confiabilidade do Sistema de Viradores de Vagões do Terminal Marítimo de Ponta da Madeira – CVRD. TCC. Engenharia Mecânica. UEMA. São Luís, 2006.

[15] SIMONETTI, M. J.; SOUZA, A. L.; SILVEIRA, L. F. S.; ARRUDA, J. P. S. A **Importância da Engenharia da Confiabilidade e os Conceitos Básicos de Distribuição de Weibull**. Faculdade de Tecnologia de Tatuí. Tatuí, 2010.

[16] WERNER, Liane. **Modelagem dos Tempos de Falhas ao Longo do Calendário**. Dissertação de Mestrado. Engenharia de Produção. UFRS. Porto Alegre, 1996.

[17] DILLENBURG, Marcos Rebello. Estimativas de Confiabilidade de Produto A Partir das Contagens Mensais de Vendas e Falhas ao Longo do Período de Garantia. Dissertação de Mestrado. Engenharia de Qualidade. UFRS. Porto Alegre, 2005.

[18] Site: http://www.reliasoft.com.br/alta/features1.htm - Acessado em 20/12/2011.

[19] NAGHETTINI, Mauro; PINTO, Éber José Andrade de. Hidrologia Estatística. Capítulo 6: Estimação de Parâmetros. CPRM. Belo Horizonte, 2007.

[20] CALGARO, Marcelo. Análise da Variação Espaço-Temporal dos Parâmetros Para a Modelagem Estocástica da Precipitação Pluvial Diária do Rio Grande do Sul. Tese de Doutorado. UFSM. Santa Maria, 2006.

[21] BATISTA, João Luís Ferreira. A Função Weibull como Modelo para a Distribuição de Diâmetros de Espécies Arbóreas Tropicais. Dissertação de Mestrado. Ciências Florestais. Escola Superior de Agricultura. USP. São Paulo, 1989.

[22] RELIASOFT. Reliability Hot Wire. **Regra de Miner e Modelos de Danos Cumulativos**. Edição 80, novembro de 2011 http://www.reliasoft.com.br/hotwire/edicao80/assuntohot80.htm. Acesso em: fev. 2012.

[23] MARQUES, Luis Fernando Nazaré. **Estudo da Fadiga de Juntas Soldadas do Aço Naval**. Dissertação de Mestrado – Instituto de Tecnologia, Programa de Pós-Graduação em Engenharia Mecânica. UFPA. Belém, 2011.

[24] RELIASOFT. Life Data Analysis Reference. Reliasoft Corporation. Disponível em: www.weibull.com/lifedatawebcontents.htm. Acesso em: fev. 2012.