

ANÁLISE DA VIDA À FADIGA DE CABOS CONDUTORES DE ENERGIA SUBMETIDOS A CARREGAMENTOS ALEATÓRIOS

LARISSA WATANABE

Brasília, Dezembro de 2014

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA

FACULDADE DE TECNOLOGIA DEPARTAMENTO DE ENGENHARIA MECÂNICA

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA FACULDADE DE TECNOLOGIA DEPARTAMENTO DE ENGENHARIA MECÂNICA

ANÁLISE DA VIDA À FADIGA DE CABOS CONDUTORES DE ENERGIA SUBMETIDOS A CARREGAMENTOS ALEATÓRIOS

LARISSA WATANABE

ORIENTADOR: JORGE LUIZ DE ALMEIDA FERREIRA

TESE DE DOUTORADO EM CIÊNCIAS MECÂNICAS

PUBLICAÇÃO: ENM. TD – 26/2014 BRASÍLIA/DF: DEZEMBRO – 2014

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA FACULDADE DE TECNOLOGIA DEPARTAMENTO DE ENGENHARIA MECÂNICA

ANÁLISE DA VIDA À FADIGA DE CABOS CONDUTORES DE ENERGIA SUBMETIDOS A CARREGAMENTOS ALEATÓRIOS

LARISSA WATANABE

TESE SUBMETIDA AO DEPARTAMENTO DE ENGENHARIA MECÂNICA DA FACULDADE DE TECNOLOGIA DA UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA COMO PARTE DOS REQUISÍTOS NECESSÁRIOS PARA A OBTENÇÃO DO GRAU DE DOUTOR EM CIÊNCIAS MECÂNICAS

APROVADA POR:

Prof Dr. Jorge Luiz de Almeida Ferreira, PhD (ENM-UnB) (Orientador)

Prof. Dr. Edgar Nobuo Mamiya, PhD (ENM-UnB) (Examinador Interno)

Prof. Dr. Lucival Malcher, PhD (ENM-UnB) (Examinador Interno)

Prof. Dr. Francisco Evangelista Junior, PhD (ENC-UnB) (Examinador Externo)

Prof. Dr. Jaime Tupiassú Pinho de Castro, PhD (PUC-Rio) (Examinador Externo)

BRASÍLIA/DF, 04 DE DEZEMBRO DE 2014

AGRADECIMENTOS

Primeiramente a Deus.

Gostaria de agradecer a todos que me acompanharam ao longo de mais essa jornada da minha vida. Aos que estiveram mais perto e aos que não puderam estar, mas todos foram imensamente importantes e acredito que não conseguiria realizar este trabalho sem a colaboração de cada um.

Ao meu orientador Prof. Jorge pelas inúmeras contribuições ao longo do desenvolvimento do trabalho, pela confiança, profissionalismo, dedicação, desempenho, competência e confiança.

Aos professores Alex e Aida com seus ensinamentos, suporte e idéias para com esse trabalho.

Aos técnicos Silmar, Arthur, Cláudio, Marcos, Tarsis, Xavier, Teniel, Fernando e Carlos, colegas e amigos de trabalho do laboratório, sempre animados e dispostos a ajudar, dando apoio e suporte técnico, além de momentos de descontração, todos foram fundamentais para a realização desse trabalho.

Aos colegas Leonardo, Rafael, Thamise, Marcus, Erich, Maurício e Remi pela presença, companheirismo e diversão ao longo dos dias de trabalho.

E por fim, mas não menos importante, agradeço a minha família querida, aos meus pais Eloe e Iochie, aos meus irmãos Gilson, Walmir e Naiara, ao meu companheiro Gabriel, pela compreensão nos momentos de ausência e estresse, pelo carinho e dedicação e pela companhia em momentos difíceis. Aos meus tios, Edilberto e Tochie, essenciais nessa fase da minha vida, tios que viraram pais, família que me acolheu sem distinção, serei eternamente grata. Não há palavras para demonstrar quão agradecida eu sou a vocês.

DEDICATÓRIA

À minha Família.

"O conhecimento é poder."

Francis Bacon

RESUMO

Uma avaliação crítica da forma clássica de previsão de vida à fadiga em cabos condutores de energia foi realizada com a finalidade de apresentar uma proposta alternativa de metodologia, motivada pelas dificuldades dos medidores de vibração existentes até hoje em se prever a durabilidade de condutores com maiores precisões. Para esse fim, previsões baseadas nas curvas CSBL e S-N foram realizadas a partir de ensaios em laboratório com amplitudes variáveis com o critério de falha para a quebra do primeiro fio de alumínio, e em particular, do cabo CAA 397,5 MCM – IBIS. O presente trabalho de pesquisa propõe então, a utilização de uma curva de fadiga alternativa, extraída a partir de ensaios experimentais de cabos condutores submetidos a carregamento aleatório com características banda estreita e a validação do uso de metodologias espectrais para previsões de vida à fadiga em condutores do tipo IBIS. Até onde a autora tenha conhecimento, essa é uma proposta inédita a qual permite uma melhoria na técnica experimental de aquisição de histórias de tensão em condutores submetidos a condições reais de funcionamento, uma vez que possa diminuir a quantidade de dados gravados e aumentar o tempo de armazenamento dos mesmos, garantindo uma maior previsibilidade da vida de fadiga residual.

Palavras chaves: Previsão de vida, Fadiga em condutores, Condutores CAA 397,5 MCM, Carregamento banda estreita, Modelos espectrais.

ABSTRACT

A critical evaluation of the classical form of predicting fatigue life in power lines was performed in order to submit an alternative proposal of methodology, motivated by the difficulties of the vibration recorder found until today, in predicting the durability of the conductors with higher accuracy. Therefore, predictions based on CSBL and S-N curves were made through laboratory tests with varying amplitudes with the fail criterion for the breakdown of the first aluminum wire, in particularly, of the CAA 397,5MCM – IBIS wire. The present research then propose the use of an alternative fatigue curve, extract from experimental tests of conductors cables subjected to random loading with narrow band characteristics and a validation of the use of spectral methods for the predictions of the fatigue life in conductors of the type IBIS. As far the author is aware, this new unprecedented proposal that allows an improvement in the experimental technique of acquisition stress histories in conductors subjected to real operation conditions, since it may decrease the amount of recorded data and increases the time store of them, ensuring a greater predictability of the residual fatigue life.

Keywords: Life Prediction, Conductors Fatigue, CAA 397,5 MCM Conductors, Narrow Band Load, Spectrums Models.

SUMÁRIO

AGRADECIMENTOSiii			
DEDICATÓRIAiv			.iv
RES	SUMO		v
AB	STRACT	·	. vi
SUI	MÁRIO		vii
LIS	TA DE F	IGURAS	.ix
LIS	TA DE T	ABELAS	. xi
LIS	TA DE A	BREVIAÇÕES	xii
LIS	TA DE S	ÍMBOLOS	xiv
1	INTROI	DUÇÃO	1
1.1 1.2 1.3 1.4 2	ENG OB. REI COI PROCES	QUADRAMENTO E MOTIVAÇÃO IETIVOS DO TRABALHO FERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS NTRIBUIÇÃO SSOS ALEATÓRIOS	1 5 6 8 10
2.1	CA1 2.1.1	RACTERÍSTICAS TEMPORAIS Conceito de processo aleatório	10
	2.1.2	Processos estacionários	. 10
	2.1.3	Estatísticas de um processo aleatório	.12
	2.1.4	Processos ergódicos	.16
2.2	AB0 2.2.1	ORDAGEM ESPECTRAIS Densidade espectral de potência e suas propriedades	18 19 21
	2.2.2	Densidade espectral de processos derivados	21
2.3 2.4	2.2.3 PR(PR(2.4.1	DCESSOS GAUSSIANOS DCESSOS ALEATÓRIOS DE BANDA LARGA E BANDA ESTREITA Níveis de taxa de cruzamentos	22 29 31 31
	2.4.2	Fator de Irregularidade	.33
	2.4.3	Parâmetro de Largura	34
3	FADIGA	۹	36
3.1	PRI 3.1.1	EVISÃO DE FADIGA Método baseado na tensão	36 37
	3.1.2	Teoria de acúmulo de dano linear	40
	3.1.3	Métodos de contagem de ciclos Rainflow	42

	3.1.4	Modelo espectral banda estreita	
	3.1.5	Modelo de Dirlik (1985)	
3.2	FAI 3.2.1	DIGA EM CABOS CONDUTORES Tipos de Vibrações em Linhas Aéreas de Transmissão	50 50
	3.2.2	Cabos Condutores	54
	3.2.3	Fórmula de Poffenberger-Swart	55
	3.2.4	Critérios de projetos contra fadiga em condutores	57
4	MATER	IAIS	63
4.1 4.2 5	CO GR METOD	NDUTOR AMPO DE SUSPENSÃO OLOGIA	
5.1	PR(5.1.1	OGRAMA EXPERIMENTAL PREPARAÇÃO DA AMOSTRA	66 67
	5.1.2	OPERAÇÃO DA BANCADA	69
	5.1.3	REMOÇÃO DO CORPO DE PROVA NA BANCADA	76
6	APRESH	ENTAÇÃO E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS	77
6.1 6.2 6.3	ENS ENS PRE 6.3.1	SAIOS DE FADIGA COM AMPLITUDES CONSTANTES SAIOS DE FADIGA BANDA ESTREITA EVISÃO DE VIDA BASEADA EM MODELOS ESPECTRAIS Comportamento das histórias de carregamento	
	6.3.2	Avaliação dos ensaios por níveis de valores RMS	
6.4 7	DA CONCL	NO ACUMULADO – PREVISÃO DE VIDA USÕES	
8	PROPOS	STAS DE TRABALHOS FUTUROS	104
REI	FERÊNC	IAS BIBLIOGRÁFICAS	105
APÍ	ÊNDICES	5	115
APÍ	ÊNDICE	A - BANCADA DE ENSAIOS	116
APÍ	ÊNDICE	B – TESTES ESTATÍSTICOS	127
APÍ	ÊNDICE	C - DESCRIÇÃO DAS ANÁLISES DOS ENSAIOS	
APÊNDICE D – RESULTADOS DOS TESTES ESTATÍSTICOS			

LISTA DE FIGURAS

Figura 1-1 – Montagem do cabo com o grampo de suspensão em condutores (a) em campo
e (b) em laboratório (FADEL, 2012)
Figura 1-2 – (a) Torre de 110 kV rompida devido a falha do condutor (IEEE PES POWER
AFRICA, 2012). (b) Foto do cabo rompido em Mato Grosso em 2012
Figura 1-3 – (a) Exemplo de uma montagem do vibrógrafo em campo. (b) Registro de
vibrações eólicas naturais (EPRI, 2006). (c) Espectro de um sinal banda estreita4
Figura 2-1 – Exemplo de processo aleatório contínuo (NEWLAND, 2005) 11
Figura 2-2 – Ilustração da função de autocorrelação $R_X(\tau)$ de um processo aleatório
estacionário <i>X</i> (<i>t</i>), (LEE et al., 2005)
Figura 2-3 – Ilustração de derivadas das funções de autocorrelação (a) Função original, (b)
Primeira derivada, (c) Segunda derivada (BENDAT; PIERSOL, 1986)
Figura 2-4 – (a) Sinais temporais randômicos de banda estreita, banda larga e ruído branco.
(b) PSD's de processos de banda estreita, banda larga e ruído branco, (LEE et al., 2005). 32
Figura 2-5 – Cálculo do fator de irregularidade γ. (LEE et al., 2005)
Figura 3-1 – Exemplos de histórias em fadiga (a) com ciclos de amplitude constante
(GARCIA et al 2000) e (b) com amplitudes de tensão variável (BRANCO et al, 1986) 37
Figura 3-2 – Curvas S-N para um aço maciço e uma liga de alumínio (BRANCO et al,
1986)
Figura 3-3 - Regra de Palmgren-Miner do dano acumulado linear (FADEL, 2012)
Figura 3-4 – Histórico de deformação-tempo e resposta do material na curva tensão-
deformação (DONALDSON, 1982)
Figura 3-5 - Esquema ilustrativo do método <i>rainflow</i> (ASTM, 1997)
Figura 3-6 - Esquema ilustrativo da contagem de ciclos (ASTM, 1997)45
Figura 3-7 - Função PDF contínua de amplitude de tensão (LEE et al., 2005)
Figura 3-8 – Regimes de vento sobre o Brasil. (AMARANTE, ZACK E SÁ 2001)52
Figura 3-9 – Relação entre Re e a formação de esteiras de vórtices. (MURÇA, 2011) 53
Figura 3-10 – a) Figura de um cabo condutor ACSR em corte; b) Regiões de contato.
(FADEL, 2012)
Figura 3-11 – Ilustração esquemática da montagem cabo-grampo (FADEL, 2012,
modificado)
Figura 3-12 – (a) Vibrógrafo tipo Pavica, (b) Esquema da montagem do vibrógrafo no
condutor (FADEL, 2012)
Figura 3-13 – Curva Safe Border Line (CIGRÉ 1979)62
Figura 4-1 – (a) Desenho esquemático da seção do condutor IBIS e (b) amostra de um
condutor IBIS (FADEL, 2012)
Figura 4-2 – Grampo de suspensão modelo Forjasul55101/003 (FORJASUL, 2012) 65
Figura 4-3 - (a) Conjunto cabo/grampo e (b) vista em corte da montagem cabo/grampo
(FADEL, 2012)
Figura 5-1 – Esquema do programa experimental67
Figura 5-2 – Conjunto <i>shaker</i> -mesa-condutor centralizados
Figura 5-3 – Escolha da frequência através de uma varredura em frequência70
Figura 5-4 – Teste com banda larga

Figura 5-5 – Teste com banda estreita	.71
Figura 5-6 – Menu reference do SignalStar Vector Shaker Controller.	. 72
Figura 5-7 – Carregamento banda estreita	. 73
Figura 5-8 – Menu run schedule do SignalStar Vector Shaker Controller.	. 73
Figura 5-9 – Menu input channels do SignalStar Vector Shaker Controller.	. 73
Figura 5-10 – Parâmetros do ensaio do programa TFC	. 74
Figura 5-11 – Parâmetros do rainflow do SignalStar Vector Shaker Controller.	. 75
Figura 5-12 – Gráfico da rotação do cabo e localização da quebra do fio de alumínio	. 75
Figura 6-1 – Curva S-N experimental do condutor IBIS – Estimada com base nos	
resultados dos ensaios de amplitude constante	. 78
Figura 6-2 – Comparação das vidas estimadas e observadas calculadas pelas curvas S-N	e
CSBL linear simples	. 80
Figura 6-3 – Curva σ_{Eq} -N experimental do condutor IBIS estimada com base nos	
resultados dos ensaios de amplitude variável.	. 82
Figura 6-4 – Comparação entre as vidas observadas e estimadas pelas curvas S-N, CSBI	L e
σ_{Eq} -N	. 84
Figura 6-5 – Comparação das curvas do condutor IBIS	. 84
Figura 6-6 – (a) Curvas de fadiga, (b) diagrama de distribuição de frequências de	
amplitudes de tensão, (c) diagrama do percentual de dano das amplitudes de tensão	. 85
Figura 6-7 – Ilustração de uma história típica de carregamento e do tratamento para a	
eliminação da componente média	. 88
Figura 6-8 – Exemplos de: (a) distribuição de frequência das amplitudes de deslocament	ю,
(b) frequência acumulada das amplitudes de deslocamento, (c) desvio padrão da frequên	icia
relativa e (d) distribuição de frequência das amplitudes pico a pico	. 90
Figura 6-9 – Função densidade espectral de potência do ensaio 1	. 91
Figura 6-10 – Parâmetros de largura de banda do ensaio 1. (a) taxa de cruzamentos de	
zeros, (b) taxa de cruzamentos de picos, (c) fator de irregularidade e (d) parâmetro de	
largura	. 92
Figura 6-11 – Valores RMS ao longo do ensaio 6: (a) RMS temporal e (b) RMS espectra	al.
	. 93
Figura 6-12 – Diagrama de caixa dos valores RMS das histórias de carregamento dos	
ensaios realizados	. 94
Figura 6-13 - (a) Valores RMS temporal ao longo do ensaio 5 e (b) dano por bloco de	
carregamento calculado pelo método espectral para o ensaio 5	. 95
Figura 6-14 – Taxa de acúmulo médio do dano acumulado (a) ensaios do grupo 1, (b)	
ensaios do grupo 2, e (c) ensaios do grupo 3	. 97
Figura 6-15 – Taxa de acúmulo médio do dano acumulado (a) ensaios do grupo 1, (b)	
ensaios do grupo 2, e (c) ensaios do grupo 3	. 98

LISTA DE TABELAS

55
51
64
64
78
79
82
83
89
l
00
01

LISTA DE ABREVIAÇÕES

ACAR	Cabos de Alumínio com Alma de Liga de Alumínio (<i>Aluminium Conductor Aluminium Reinforced</i>)
ADS	Aquisitor de dados modelo ADS2000
ASTM	American Society for Testing and Materials
BE	Banda Estreita
CA (AAC)	Cabos de alumínio (All aluminium conductor)
CAA (ACSR)	Cabos de Alumínio com Alma de Aço (Aluminium Conductor Steel Reinforced)
CAL (AAAC)	Cabos de Alumínio Liga (All Aluminium Alloy Conductor)
CDF	Função de distribuição cumulativa (Cumulative Distribution Dunction)
CIGRÉ	Conseil International des Grands Réseaux Électriques (International Council on Large Electric Systems)
DA	Dano Acumulado
EDS	<i>Every Day Stress</i> ou Carga diária média de tracionamento à qual o cabo é submetido ao longo da vida em serviço. É um percentual da tensão limite de ruptura à tração do condutor.
EPE	Empresa de Pesquisa Energética
EPRI	Electric Power Research Institute
IEEE	<i>Institute of Electrical and Electronics Engineers</i> (Instituto de Engenheiros Eletricistas e Eletrônicos)
PDE	Plano Decenal de Expansão de Energia
PDF	Probability Density Function (Função Densidade de Probabilidade)
PSD	Power spectral density (Densidade Espectral de Potência)
P-S	Poffenberger-Swart (expressão que correlaciona severidade de vibração e tensão)
PONTO 89	Local de monitoramento do sinal de resposta do conjunto cabo/grampo
RMS	Root Mean Square (Valor quadrático médio)
SIN	Sistema Interligado Nacional
S-N	Stress versus Number of cycles (Tensão versus Vida)
SQE	Soma dos Quadrados Explicados dos resíduos do modelo ajustado

- TFC Teste de Fadiga em Condutores
- TW Fios Trapezoidais (Trapezoidal Wires)
- UPC Último Ponto de Contato

LISTA DE SÍMBOLOS

Latinos

b	expoente de resistência à fadiga ou expoente de Basquin
C(f)	função característica de $x(t)$
$C_X(t_1,t_2)$	função de auto covariância para um processo estritamente estacionário $X(t)$
d	diâmetro dos fios de alumínio da camada externa do cabo
d_a	diâmetro individual dos fios de alumínio
d_s	diâmetro individual dos fios de aço
D	valor do dano
D_1	parâmetro de Dirlik
D_2	parâmetro de Dirlik
D_3	parâmetro de Dirlik
<i>E</i> []	valor esperado
$E[0^{+}]$	taxa esperada de cruzamento de zeros
E[P]	taxa esperada de cruzamento de picos
E[X(t)]	média de um processo aleatório $X(t)$ ou $\mu_x(t)$
$E[X^2(t)]$	valor quadrático médio (RMS) ou $R_X(\theta)$ ou ψ_x^2
E _a [MPa]	módulo de elasticidade (Módulo de Young)
E_a	módulo de elasticidade dos fios de alumínio
EI	rigidez a flexão do cabo
<i>e</i> _r	resíduos de uma regressão em y
E_s	módulo de elasticidade dos fios de aço
f(z)	função densidade de probabilidade normal padronizada
F(z)	função de distribuição correspondente
fs	frequência de excitação dos condutores

$(f_{Sa}(\underline{s}_a))$	função densidade de probabilidade de amplitude rainflow
$f_{X(t)}(x)$	função densidade da probabilidade de primeira ordem de um processo
$F_X(x)$	função distribuição de primeira ordem
$F_{X(t1) X(t2)}(x_{1,s2})$	função distribuição de segunda ordem
g	unidade de aceleração, definida como 9,806 65m/s ² , igual a aceleração devida à gravidade na superfície da Terra
g(x)	função contínua com valor único verdadeiro
$G_{XX}(f)$	funções de densidade espectral unilateral
k	parâmetros da curva S-N
Κ	constante de Poffenberger
1	distância entre os sensores a laser
$L_1 e L_2$	deslocamentos da barra de referência dos sensores a laser
т	parâmetros da curva S-N
$M_X(s)$	função geradora de momentos
Ν	número de ciclos
na	número dos fios de alumínio
\overline{N}_{α}	número esperado de cruzamentos de α por unidade de tempo
nb	número de blocos de carregamento de duração de gravação de 10 minutos extrapolados para 30 minutos
N_{f}	número de ciclos até a falha por fadiga em um dado nível de tensão σ_a
n _i	quantidades de ciclos para níveis de tensão obtidos em campo
N _{f,i}	quantidades de ciclos na curva S-N correspondente a σ_1 , σ_2 , σ_3 σ_i
\overline{N}_0	dobro da "frequência aparente" do registro de ruído
n_s	número dos fios de aço
$\mathbf{p}(\alpha,\beta)$	representante do conjunto da função de densidade de probabilidade de $X(t)$
Р	probabilidade
pk-pk	pico a pico

Q	parâmetro de Dirlik
r	número de observações.
R	razão de carregamento
R	parâmetro de Dirlik
Re	número de Reynolds
$R_X(t_1,t_2)$	função de autocorrelação de um processo $X(t)$
$R'_X(au)$	função de autocorrelação derivada da ordem 1
$R_X''(au)$	função de autocorrelação derivada da ordem 2
$R_{XY}(\tau), R_{YX}(\tau)$	funções de correlação cruzada
S	tensão
S_a	amplitude de tensão
$S_{\rm B}{}^2$	estimadores da variância (dispersão entre os grupos)
St	número de Strouhal
$S_{\rm W}^2$	estimadores da variância (dispersão dentro dos grupos)
$S_X(f)$	densidade espectral de um processo aleatório $X(t)$
$S_{XY}(f), S_{YX}(f)$	densidades espectrais cruzadas do par $R_{XY}(\tau)$ e $R_{YX}(\tau)$
Т	período total de tempo
T [N]	carga diária média de esticamento (EDS)
t_{β}	tempo de cruzamento
U	velocidade do escoamento
u_t	média do vetor de resíduos padronizados
V	duração da vida do condutor
Vr	passeio aleatório
x	distância ao longo do cabo entre o UPC e o ponto de medição
X(t)	processo estocástico
$X(t_1),, X(t_k)$	variáveis aleatórias do processo aleatório X(t)

xvi

$\dot{X}(t)$	processo derivado de $X(t)$
$\{X(t,\omega)\}$	variável aleatória
$[X(t), t \in \mathbf{T}]$	série de tempo ou família de variáveis aleatórias
X_m	parâmetro de Dirlik
Y_B	deslocamento vertical medido pico a pico no ponto 89
Y_{Eq}	amplitude de deslocamento pico a pico equivalente
Z.	variável normalizada
Ζ	parâmetros de Dirlik
Z.1, Z2,, Zn,	variáveis aleatórias independentes
Ζα	ponto percentual 100α da distribuição normal

Gregos

α	parâmetro de escala (vida característica)
α	ângulo de rotação
β	parâmetro de forma da distribuição de Weibull
Г	função gama
γ	fator de irregularidade
$\delta(x)$	função delta
λ	parâmetro de largura espectral
$\mu_x(t)$	média de um processo aleatório $X(t)$ ou $E[X(t)]$
ν	coeficiente de viscosidade cinemática do fluido
ξ	variável binária de modo que $f(\xi = x) = f(x)$.
$\sigma_1, \sigma_2, \ldots \sigma_i$	valores dos diferentes níveis de tensão dinâmica em campo
σ_a	tensão nominal (zero a pico)
σ_{Eq}	tensão equivalente (zero a pico)

σ'_{f}	limite de resistência à fadiga do material
σ _x	desvio padrão
σ_x^2	variância
$\hat{\sigma}_{arepsilon}^2$	estimador para a variância dos erros
τ	período de tempo, diferença dos instantes t_1 e t_2
v_a^+	taxa esperada de cruzamentos por unidade de tempo
χ_n^2	variável do chi-quadrado
$\chi^2_{n;a}$	ponto percentual 100 α da distribuição χ^2
Ω	espaço amostral

1 INTRODUÇÃO

1.1 ENQUADRAMENTO E MOTIVAÇÃO

As linhas de transmissão são caracterizadas em sua maioria por suas grandes estruturas e grandes vãos e por isso estão altamente expostas à influência exercida pelo meio ambiente, como ventos, chuvas, calor, pressão, etc., os quais provocam vibrações aleatórias nos cabos condutores aéreos. O cabo condutor é o componente mais importante em uma linha de transmissão, visto que sustenta cargas de origem mecânica, elétrica e ambiental ao longo de sua vida operacional e pode contribuir com até 40% do custo em investimento de capital na rede (FRONTIN et al., 2010).

Já é conhecido que as falhas em condutores aéreos causam prejuízos imensuráveis, seja para a empresa, para a população ou para o meio ambiente, e uma das causas mais frequentes das falhas em cabos é a fadiga causada principalmente pelo movimento de flexão alternada do condutor devido à ação de ventos moderados (RAWLINS, 1979). Normalmente a falha nos condutores ocorre na região de desgaste no interior do grampo de suspensão onde a inspeção visual ou aplicação de sensores para medir as tensões e controlar a falha não é possível. Em relação aos procedimentos de inspeção disponíveis, de acordo com a EPRI (1979), os métodos mais adequados para essa detecção prévia ou ameaça de falhas em condutores são a atenção para os alertas precoces e uso de gravações de vibração. Na Figura 1-1(a) é apresentada um exemplo da montagem do cabo com o grampo de suspensão em uma torre de transmissão e na Figura 1-1(b) o esquema da montagem em laboratório.

Há ainda ocorrências de sucessões de falhas que levam ao rompimento das estruturas de sustentação como aconteceu em Johannesburg na África do Sul em 2012 (Figura 1-2 (a)), na qual duas torres racharam devido à quebra do condutor, causada por danos acarretados por relâmpagos e à fadiga contribuída devido as vibrações eólicas (IEEE PES POWER AFRICA, 2012). No Brasil houve um caso semelhante no Estado do Mato Grosso também em 2012, duas torres se romperam devido à quebra do condutor antecipadamente, na Figura 1-2 (b) é apresentada uma parte do condutor rompido (WATANABE; ALENCAR; VILELA, 2013).



Figura 1-1 – Montagem do cabo com o grampo de suspensão em condutores (a) em campo e (b) em laboratório (FADEL, 2012).



Figura 1-2 – (a) Torre de 110 kV rompida devido a falha do condutor (IEEE PES POWER AFRICA, 2012). (b) Foto do cabo rompido em Mato Grosso em 2012.

Assim, a capacidade de previsão da falha e o conhecimento de fatores que a aceleram são ferramentas fundamentais para o projeto e a manutenção de linhas de transmissão, sendo o fator importante em relação as falhas não é avaliar "se" a falha irá ocorrer, mas "quando" ela ocorrerá, sendo notório a necessidade de metodologias mais confiáveis para a determinação da vida de cabos condutores e também como medidas de precaução para situações imprevisíveis como no caso de desastres naturais.

A forma clássica de previsão de vida à fadiga em condutores sob carregamentos aleatórios é realizada usando contagem e identificação de ciclos pela técnica *rainflow* (MATSUISHI; ENDO, 1968) associada à regra de acúmulo de dano de Palmgren-Miner (PALMGREN, 1924 e MINER, 1945). No que se refere aos procedimentos de projetos de linhas usados

para a avaliação da vida à fadiga em cabos condutores, há critérios adotados que visam proteger os condutores em relação ao processo de fadiga. O Comitê de Estudos 22 do Grupo de Trabalho 04 – CIGRÉ (EPRI, 1979) recomenda uma metodologia para estimativa da vida útil do cabo considerando o efeito cumulativo dos ciclos de vibração adquiridos por leituras de campo (através de medidores de vibrações chamados vibrógrafos) com os valores de curvas de resistência à fadiga da montagem do conjunto cabo-grampo obtida em laboratórios (curva S-N ou Wöhler).

Esses medidores de vibração são instalados em campo no condutor como apresentado na Figura 1-3(a). Esse sinal captado é de natureza não estacionário e os medidores do tipo Pavica utilizados em campo para a aquisição do sinal possuem capacidade máxima de permanência em campo de apenas 3 meses, com previsão de vida baseada a partir desses dados gravados, o que já induz a uma dúvida se essa metodologia é realmente eficaz.

Os registros das vibrações eólicas geralmente possuem uma vibração padrão como a que está apresentado na Figura 1-3(b), essas leituras em campo possuem basicamente as características de um sinal banda estreita. Tipicamente, o procedimento clássico para a aquisição da história de tensões utilizada na previsão da vida de fadiga de condutores consiste na aquisição, por um período de até 3 meses, de componentes espectrais até 127 Hz, por no máximo 12 segundos, em intervalos que variam entre 1 e 60 minutos. Considerando que o equipamento faz a aquisição a uma taxa de 1,2 kHz (10 vezes a maior frequência contida o sinal amostrado) e que os dados são armazenados no formato de precisão simples (4 bytes), verifica-se que durante o processo de monitoração da vibração condutor são tratados entre 1 e 8 Gbytes. Esse volume de informação é relativamente grande e exige uma quantidade relativamente elevada de energia para o seu processamento, o que acaba limitando a autonomia dos equipamentos de medição. Ainda que o dano à fadiga seja tradicionalmente determinado a partir dos sinais de carregamento no tempo, Bishop e Lack (1996) apresentaram três cenários de projetos os quais uma forma de carregamento espectral é mais adequada, apresentando vantagens em se utilizar análise no domínio da frequência. Um desses cenários é a análise para carregamentos medidos diretamente de componentes em serviço, onde geralmente há problemas de armazenamentos de dados, e que ao utilizar uma descrição espectral para a resposta do sistema em questão, o requisito para recolher e armazenar grandes conjuntos de dados é evitado. Uma análise da função espectral pode ser caracterizada com a aquisição de apenas 1.000 pontos, enquanto que para uma análise no

domínio do tempo seriam necessários cerca de 100.000 pontos para a obtenção da mesma precisão para o cálculo de fadiga.

Assim, considerando esse comportamento típico das histórias de tensões observadas em condutores sob condições reais de uso e a necessidade de melhor capacidade de recolher e armazenar dados dos medidores de vibração, as metodologias espectrais poderiam, em tese, ser utilizadas para estimar o dano em fadiga em cabos condutores de uma forma mais eficiente. Metodologias as quais são muito utilizadas em análises de dano à fadiga em juntas soldadas submetidas a carregamentos aleatórios, como exemplo os trabalhos de Sarkani et al. (1991), Sarkani, Kihl e Beach (1992 e 1994), Sarkani, Michaelov e Kihl (2001), Agerskov e Pedersen (1992), Agerskov e Nielsen (1999), Agerskov (2000) e Costa et al. (2012).

Outro aspecto relevante que esse estudo pretende discutir está relacionado a forma como os ensaios de fadiga são realizados. Tipicamente os ensaios de caracterização da resistência a fadiga dos condutores são realizados considerando excitações senoidais. Considerando que o condutor experimenta uma condição de carregamento com características banda estreita, é razoável supor que ensaios de amostras de condutores quando excitados em uma banda de frequência com um espectro de um sinal banda estreita (Figura 1-3(b)) serão, em tese, bem mais representativos das situações reais dos condutores em campo do que os ensaios experimentais realizados com amplitudes constantes, os quais são a base das decisões de projetos.



Figura 1-3 – (a) Exemplo de uma montagem do vibrógrafo em campo. (b) Registro de vibrações eólicas naturais (EPRI, 2006). (c) Espectro de um sinal banda estreita.

A rede de transmissão de energia elétrica no Brasil, existente em 2012, constitui cerca de 104 mil km de extensão (PDE 2022), e de acordo com o Plano Decenal de Expansão de Energia, PDE 2022 apresentado pela Empresa de Pesquisa Energética – EPE, está previsto

em um horizonte decenal de 2012 a 2022, um acréscimo de 35% à malha existente no Brasil, com 169 novas linhas de transmissão de extensão igual ou superior a 10 km, perfazendo aproximadamente 40 mil km. Para as instalações de novas torres geralmente são necessárias mudanças do terreno e da vegetação, os quais provocam alterações na temperatura local e do regime de ventos, esses fatores nem sempre são considerados nas linhas de projetos e eles podem acelerar o processo de fadiga nos condutores.

Em conformidade com a situação abordada, é evidente a necessidade de maiores investimentos em pesquisa, melhorias e/ou desenvolvimento de metodologias nas quais aumentem a confiabilidade de projetos na determinação da vida de cabos condutores representando melhor a realidade em campo.

1.2 OBJETIVOS DO TRABALHO

O presente trabalho de pesquisa tem como objetivos principais validar a utilização de metodologias espectrais para o cálculo das previsões de vida à fadiga de cabos condutores de energia e realizar uma análise crítica da forma clássica de previsão de vida.

A fim de analisar a forma clássica de previsão de vida em cabos condutores foi realizado previsões de vida baseadas nas curvas de fadiga obtidas através de ensaios de amplitude constante (S-N e CSBL) e previsões de vida baseadas em uma curva de fadiga alternativa (σ_{Eq} -N) construída a partir de ensaios realizados com amplitudes variáveis com características banda estreita.

Com o objetivo de conseguir validar a utilização de metodologias espectrais foi necessário uma análise e tratamento estatístico temporal e espectral do comportamento de falha e dos resultados de previsão de vida dos condutores do tipo IBIS através de uma montagem/realização de ensaios de fadiga em cabos condutores de energia sob condições de carregamentos aleatórios com características banda estreita.

Os ensaios foram realizados em amostras de condutores do tipo CAA 397,5 MCM – IBIS, com critério de falha para a quebra do primeiro fio de alumínio em uma das bancadas de ensaios mecânicos à fadiga de cabos condutores de energia no laboratório de fadiga e

integridade estrutural de cabos condutores de energia, do Departamento de Engenharia Mecânica da Universidade de Brasília.

1.3 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

A fadiga produzida pela ação de ventos sobre os cabos condutores vem sendo estudada desde o início do século passado com os primeiros casos de danos reportados por Stockbridge (1925), Varney (1926) e Nefzger (1933). Devido à característica estocástica do carregamento eólico é aconselhável formular abordagens determinísticas para poder prever o dano e a vida à fadiga. Essas estruturas desenvolvidas e expressões matemáticas estocásticas consolidadas que permitem análises abrangentes foram estabelecidas por Miner (1945), Weibull (1961), Matsuishi e Endo (1968), Wirsching e Light (1980), Dirlik (1985), Sarkani (1990), Zhao e Baker(1992), dentre outros. Devido às variações entre as amostras individuais, dados de fadiga podem ser descritos por variáveis aleatórias para estudar a variabilidade de dano e a vida à fadiga e analisar suas tendências médias (WEIBULL 1961; FREUDENTHAL et al. 1966).

O princípio mais próximo relacionado com a fadiga do condutor é a deformação dinâmica de flexão medida na boca do grampo de suspensão através de extensômetros, a qual era realizada aplicando extensômetros o mais próximo possível aos pontos de máxima flexão, método o qual apesar de adequado para os testes de laboratório não é apropriado para a aplicação em campo (Steidel Jr. 1954; Hard 1958; Buckner et al. 1968 apud EPRI 2006).

Edwards e Boyd (1963) propuseram o uso de uma amplitude de vibração chamada "*amplitude de flexão*" como um parâmetro diretamente relacionado com a deformação de flexão na boca do grampo e mais acessível para medições, prática a qual foi utilizada com sucesso pela Ontario Hydro por cerca de 25 anos. Introduziram também o primeiro gravador de *live-line* instalado no grampo de suspensão e adequado para estas medições. Essa amplitude de flexão (Y_B) foi definida como o deslocamento total pico-a-pico do condutor, medido em relação ao grampo de suspensão, em um ponto distante 3,5" (89 mm) a partir do último ponto de contato entre o cabo e o grampo e foi verificada a existência de uma correlação linear entre a amplitude de flexão e a deformação medida sobre a superfície do condutor junto ao grampo.

Poffenberger e Swart (1965) formularam a deflexão dinâmica em campo do condutor, na proximidade de um grampo fixo e forneceram a relação para converter a amplitude de flexão em curvatura dinâmica e tensão de flexão nos fios da camada externa na boca do grampo de suspensão. Relação considerada válida apenas para condutores convencionais em grampos de suspensão metálicos sem hastes de armadura.

Em 1966, o IEEE (*Institute of Electrical & Electronic Engineers*) recomendou o método amplitude de flexão como um método prático para avaliar a severidade da exposição à fadiga do condutor aéreo em todos os grampos de suspensão convencional. Sugeriram uma equação simples de aproximação para converter a amplitude de flexão em deformação de flexão, baseada na Fórmula de Poffenberger-Swart (1965), e critérios de avaliação com base na deformação máxima admissível de flexão.

Metodologias de execução de testes em laboratório já foram desenvolvidas, com o esforço de reproduzir as condições de campo como Ramey e Silva (1981), Brunair, Ramey e Duncan (1988), Gopalan (1993), Zhou *et al* (1995), Henriques (2006) e Fadel (2012). Modelos analíticos ou numéricos na tentativa de retratar o problema dinâmico foram realizados, destacando-se os trabalhos de Papailiou (1995 e 1997), Dastous (2005) e Hong *et al* (2005). Langlois, Legeron e Lévesque (2014) apresentaram uma ferramenta numérica para previsão da forma da deformação dos condutores durante as vibrações eólicas.

Ramey e Silva (1981) buscou reproduzir mecanicamente vibrações eólicas em laboratório para avaliar os efeitos da redução da amplitude de vibração na vida à fadiga de condutores tipo ACSR (*aluminum conductors steel reinforced*). Os testes basicamente consistiam em iniciar o teste de fadiga com um nível de dano predeterminado e finalizá-los com uma amplitude reduzida, comprovando que a redução da amplitude após um mínimo dano já realizado, não impede o desenvolvimento de novas quebras.

Dando continuidade ao trabalho de Ramey e Silva (1981), Brunair, Ramey e Duncan (1988) utilizou a mesma linha de estudos para testes em um tipo específico de condutor ACSR chamado DRAKE, que possui o mesmo encordoamento porém em um tamanho maior que o IBIS, para gerar sua curva S-N, e validar a hipótese de dano acumulado de Miner. Afirmando a existência de uma grande variação estatística nos dados de teste para a curva S-N, que aumenta à medida que o nível de tensão diminui, e uma necessidade de uma

abordagem estatística/probabilística para fornecer meios mais racionais e eficazes da avaliação da confiabilidade de um condutor aéreo submetido a fadiga eólica.

Gopalan (1993) propôs experimentos alternativos para execução de testes de vibração em laboratório com controle de diversas variáveis, que diminuíam o custo e o tempo de ensaio, simulando o princípio de excitação de ventos laterais.

Heics e Havard (1994) realizaram um estudo para verificar a influência de quatro aparelhos de gravação de vibrações, que estavam disponíveis comercialmente em 1986. A maioria dos aparelhos induziam uma influência significativa sobre a vibração que mediam se as amplitudes dos antinós dos vãos adjacentes eram significativamente diferentes.

Zhou *et al* (1995) desenvolveram um aparato experimental para testes de fadiga por *fretting* dos fios que constituem os cabos condutores, observaram que maiores amplitudes de carga de fadiga provocavam um crescimento da zona de escorregamento e a redução na vida à fadiga do fio.

Henriques (2006) desenvolveu uma bancada de ensaios mecânicos à fadiga de cabos condutores na Universidade de Brasília, que possibilitou avanços nos estudos de condutores. Destacando-se a tese em 2010 de Fadel, que analisou o impacto da aplicação de cargas de esticamento mais elevadas para o condutor IBIS, uma validação experimental do uso da fórmula de Poffenberger-Swart, e levantou dados para gerar curvas S-N do condutor.

1.4 CONTRIBUIÇÃO

Em função da complexidade do problema se verifica a importância de estímulos em pesquisas nesta área, a qual permanece com muitas incertezas em relação à vida e o comportamento dos cabos condutores até hoje. Relatórios do CIGRÉ (2008) também ressalta a importância da realização de testes que garantam o controle de variáveis ao longo de ensaio para obtenção de resultados confiáveis. À vista desse cenário previamente apresentado, esse trabalho visa, de uma forma geral, contribuir na inserção de uma metodologia alternativa de execução de ensaios e previsão de vida dos condutores os quais representem melhor a realidade dos condutores em campo, a partir de uma análise crítica

do método clássico de previsão de vida em cabos; especificamente as contribuições são:

- Validação da utilização de metodologias espectrais para o cálculo da previsão de vida à fadiga em cabos condutores do tipo IBIS submetidos a carregamentos aleatórios com características banda estreita.
- Previsão de vida à fadiga em cabos condutores do tipo IBIS submetidos a carregamentos aleatórios com características banda estreita através da metodologia clássica de fadiga em condutores.
- Construção de uma curva de fadiga alternativa (σ_{Eq}-N) do condutor IBIS obtida a partir de ensaios de fadiga com carregamento de amplitude variável com características banda estreita.
- Comparação das previsões de vida à fadiga em cabos condutores do tipo IBIS realizadas através de curvas de fadiga construídas a partir de ensaios com amplitude constante (CSBL e S-N) com as previsões realizadas através da curva obtida com ensaios de amplitude variável (σ_{Eq}-N).
- Validação da utilização das curvas de fadiga S-N, σ_{Eq}-N e CSBL na previsão de vida de condutores, do tipo IBIS, submetidos a carregamentos banda estreita.
- Análise e tratamento estatístico temporal e espectral do comportamento de falha dos condutores do tipo IBIS.
- Montagem de um experimento em laboratório capaz de realizar carregamentos aleatórios banda estreita em cabos condutores de energia.
- Realização de ensaios de fadiga aleatória em condutores aéreos do tipo IBIS.

2 PROCESSOS ALEATÓRIOS

Para a realização dos testes de fadiga aleatória, primeiramente é necessário compreender essa excitação aleatória dos ensaios. Para isso, será apresentado uma base de estudos da teoria dos processos estocásticos.

2.1 CARACTERÍSTICAS TEMPORAIS

2.1.1 Conceito de processo aleatório

Um *processo aleatório ou estocástico* é um conjunto de funções reais (ou de valores complexos), que podem ser caracterizadas através das suas funções de probabilidades. (BENDAT; PIERSOL 1986). É uma família [X(t), $t \in T$] tal que para cada $t \in T$, X(t) é uma variável aleatória. O conjunto T é arbitrário e chamado de conjunto índice de processo. O conjunto dos valores que a variável aleatória X(t) pode assumir é chamado de espaço de estados do processo (PEREIRA; PAIS; SALES, 1986).

Uma variável aleatória é uma função definida em um espaço amostral Ω , assim, o processo estocástico $[X(t), t \in T]$ é uma função de dois argumentos $\{X(t,\omega), t \in T, \omega \in \Omega\}$. Para um $t = t_0$ fixo, $X(t_0, \omega) = X_{t_0} (\omega)$ (variável aleatória denotada por X_{t_0} visto que ω varia no espaço amostral Ω). Para um $\omega = \omega_o$ fixo, $X(t, \omega_o) = X_{\omega o} (t)$ (função que depende somente de t) chamada de realização do processo. Se $t \in \omega$ são fixos, t_0 , $X(t, \omega)$ é um número real. Afim de facilitar a notação X(t) será usado para denotar um processo estocástico e um exemplo de um processo aleatório está apresentada na Figura 2-1.

2.1.2 Processos estacionários

Processos estocásticos podem ser caracterizados como sendo estacionários ou não estacionários. Um processo é dito estacionário se dividido em intervalos de tempo, as várias seções do processo exibem essencialmente as mesmas propriedades estatísticas, ou seja, quando as estatísticas desse processo são independentes da origem dos tempos. Caso contrário, o processo é dito não estacionário (HAYKIN, 2001).



Figura 2-1 – Exemplo de processo aleatório contínuo (NEWLAND, 2005)

Mais precisamente, considere um processo aleatório X(t) inicializado em $t = -\infty$, seja $X(t_1)$, $X(t_2)$, ..., $X(t_k)$, as variáveis aleatórias obtidas pela observação do processo nos instantes t_1 , t_2 , ..., t_k , respectivamente, a função distribuição associada a este conjunto de variáveis, considerando a k-enésima função amostra do processo aleatório, é $F_{X(t1), X(t2), ..., X(tk)}(x_1, x_2,...,x_k)$, na qual a distribuição de probabilidade conjunta refere-se a função da distribuição de probabilidade de ocorrência simultânea de duas variáveis aleatórias. Supondo em seguida que se desloque todos os tempos de observação por uma quantidade fixa τ , obtendo assim um novo conjunto de variáveis será $F_{X(t1+\tau), X(t2+\tau), ..., X(tk+\tau)}(x_1, x_2...x_k)$. O processo aleatório X(t) é dito *estacionário no sentido estrito* ou *estritamente estacionário* para quaisquer que sejam τ , k e os instantes de observação $t_1, t_2, ..., t_k$, se:

$$F_{X(t_1+\tau),X(t_2+\tau)...X(t_k+\tau)}(x_1, x_2, ..., x_k) = F_{X(t_1),X(t_2)...X(t_k)}(x_1, x_2, ..., x_k)$$
2-1

Em outras palavras, um processo aleatório X(t), inicializado no tempo $t = -\infty$, é estritamente estacionário se a distribuição conjunta de qualquer conjunto de variáveis aleatórias obtida por meio da observação do processo aleatório é invariante no que diz respeito à localização da origem t = 0. As distribuições de dimensão finita dependem do tempo de separação relativa entre as variáveis aleatórias e não do seu tempo absoluto. Isto é, o processo aleatório possui o mesmo comportamento probabilístico por todo o tempo.

Há ainda duas situações especiais de bastante interesse:

1 - Para k = 1, tem-se:

$$F_{X(t)}(x) = F_{X(t+\tau)}(x) = F_{x}(x)$$
2-2

para todo t e todo τ , diz-se que o processo é *estacionário de primeira ordem*, ou seja, a *função distribuição de primeira ordem* de um processo estacionário independe do tempo (BENDAT; PIERSOL, 1986 e HAYKIN, 2001).

2 – Para $k = 2 e \tau = -t_1$, tem-se:

$$F_{X(t_1),X(t_2)}(x_1, x_2) = F_{X(0),X(t_2-t_1)}(x_1, x_2)$$
, para todo $t_1 \in t_2$ 2-3

isto é, a *função distribuição de segunda ordem* de um processo estacionário depende apenas da diferença entre os tempos de observação e não dos particulares instantes de observação (BENDAT; PIERSOL, 1986 e HAYKIN, 2001).

2.1.3 Estatísticas de um processo aleatório

Considerando-se um processo aleatório estritamente estacionário X(t), é definido *média* do processo aleatório X(t) como valor esperado da variável aleatória obtida pela observação do processo em um instante *t*:

$$\mu_X(t) = E[X(t)] = \int_{-\infty}^{\infty} x f_{X(t)}(x) dx$$
²⁻⁴

na qual *E* desempenha o operador da expectativa de estatística, $f_{X(t)}(x)$ é a função densidade da probabilidade de primeira ordem do processo. Da equação 2-2, deduz-se que para um processo estritamente estacionário, $f_{X(t)}(x)$ é independente do tempo *t*. Consequentemente, a média de um processo estritamente estacionário é uma constante (HAYKIN, 2001).

$$\mu_X(t) = \mu_X$$
 para todo t 2-5

Uma *função de autocorrelação* de um processo X(t) é definida como o valor esperado do produto de duas variáveis aleatórias $X(t_1)$ e $X(t_2)$, obtidas pela observação do processo X(t) nos instantes t_1 e t_2 , respectivamente, especificamente escrita da seguinte forma:

$$R_{X}(t_{1},t_{2}) = E[X(t_{1})X(t_{2})]$$

$$= \int_{-\infty-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x_{1}x_{2}f_{X(t_{1}),X(t_{2})}(x_{1},x_{2})dx_{1}dx_{2}$$
2-6

na qual $f_{X(t1),X(t2)}(x_1,x_2)$ é a função de densidade de probabilidade de segunda ordem do processo. Da equação 2-3, para um processo aleatório estritamente estacionário, deduz-se que $f_{X(t1),X(t2)}(x_1,x_2)$ depende somente da diferença entre os instantes t_1 e t_2 . O que implica que a função de autocorrelação para um processo estritamente estacionário depende somente da diferença de t_1 e t_2 :

$$R_{X}(t_{1},t_{2}) = R_{X}(t_{2}-t_{1})$$
 para todo t_{1} e t_{2} 2-7

Similarmente, a *função de auto covariância* para um processo estritamente estacionário X(t) é escrita da seguinte forma:

$$C_{X}(t_{1},t_{2}) = E[(X(t_{1}) - \mu_{X})(X(t_{2}) - \mu_{X})]$$

= $R_{X}(t_{2} - t_{1}) - \mu_{X}^{2}$ 2-8

mostrando que, igualmente a função de autocorrelação, a função de auto covariância para um processo estritamente estacionário X(t) depende somente da diferença dos instantes t_1 e t_2 , e que pode-se determinar a função de auto covariância se conhecer a média e a função de autocorrelação do processo, e que esses são, portanto, suficiente para descrever os dois primeiros momentos do processo aleatório. No entanto, dois pontos importantes devem ser cuidadosamente observados:

 1 - a média e a função de autocorrelação fornecem apenas uma descrição parcial da distribuição de um processo aleatório; 2 – as condições das equações 2-5 e 2-7, envolvendo a média e a função de autocorrelação, respectivamente, não são suficientes para garantir que o processo aleatório seja estritamente estacionário.

No entanto, na prática, a classe de processos aleatórios que satisfazem as equações 2-5 e 2-7 foram nomeadas como processos *estacionários de segunda ordem, estacionários no sentido amplo* ou *fracamente estacionários*, são os processos cuja média é constante para todo t e a função de autocorrelação é função apenas da diferença dos instantes t_1 e t_2 (HAYKIN, 2001).

2.1.3.1 Propriedades da função de autocorrelação

Por conveniência, adotando-se e $t_2 - t_1 = \tau$, a função de autocorrelação para um processo estacionário X(t) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$R_{X}(\tau) = E[X(t+\tau)X(t)] \text{ para todo } \tau$$
 2-9

esta função de autocorrelação possui propriedades importantes:

1 – O valor quadrático médio (RMS) do processo pode ser obtido da $R_X(\tau)$ se na equação 2-9 $\tau = 0$;

$$E[X^{2}(t)] = R_{X}(0) = \int_{-\infty}^{\infty} x^{2} f(x) dx = \psi_{x}^{2}$$
2-10

2 – A função de autocorrelação $R_X(\tau)$ é uma função par de τ , resultado da hipótese de estacionariedade:

$$R_X(\tau) = R_X(-\tau) \tag{2-11}$$

Esta propriedade decorre diretamente da definição da equação 2-9, permitindo definir a função de autocorrelação como:

$$R_{X}(\tau) = E[X(t)X(t-\tau)]$$
2-12

3 – A função de autocorrelação $R_X(\tau)$ possui sua máxima magnitude quando $\tau = 0$:

$$|R_{X}(\tau)| \le R_{X}(0) \tag{2-13}$$



Figura 2-2 – Ilustração da função de autocorrelação $R_X(\tau)$ de um processo aleatório estacionário X(t), (LEE et al., 2005).

2.1.3.2 Funções de correlação cruzada

Dados dois processos estacionários X(t) e Y(t) com funções de autocorrelação $R_{XX}(\tau)$ e $R_{YY}(\tau)$, é definido como suas funções de correlação cruzada da seguinte forma:

$$R_{XY}(\tau) = E[X(t)Y(t+\tau)]$$

$$R_{YX}(\tau) = E[Y(t)X(t+\tau)]$$
2-14

As propriedades de correlação de dois processos podem ser apresentadas convenientemente na forma de uma matriz como:

$$R(\tau) = \begin{bmatrix} R_{XX}(\tau) & R_{XY}(\tau) \\ R_{YX}(\tau) & R_{YY}(\tau) \end{bmatrix}$$
2-15

A função de correlação cruzada, geralmente não é uma função par de τ como ocorre na função de autocorrelação, nem possui um valor máximo na origem, no entanto ela obedece uma certa relação de simetria (HAYKIN, 2001).

$$R_{XY}(\tau) = R_{YX}(-\tau)$$

2.1.4 Processos ergódicos

Um processo será dito *ergódico*, se apenas uma observação de um processo X(t) contém toda informação estatística sobre o processo. Todo processo ergódico é estacionário, visto que uma observação de um processo não estacionário não poderia conter toda informação capaz de descrever estatisticamente o processo. Assim, algumas propriedades dos processos estacionários também são propriedades dos processos ergódicos: a média e a variância de um processo ergódico devem ser constantes, e a função de autocorrelação deve ser independente da origem dos tempos. (PEREIRA; PAIS; SALES, 1986).

As expectativas ou médias amostrais de um processo aleatório X(t) são as médias "através do processo". Por exemplo, a média do processo X(t) em um instante fixo t_k é o valor esperado da variável aleatória $X(t_k)$ que descreve todos os valores possíveis das funçõesamostras no instante $t = t_k$. Pode-se também definir as médias temporais que são médias "ao longo do processo". Por exemplo, a média temporal de uma função amostral x(t) em um intervalo de observação $-T \le t \le T$ é determinada por:

$$\mu_{x}(T) = \frac{1}{2T} \int_{-T}^{T} x(t) dt$$
 2-17

Visivelmente, a média temporal $\mu_x(T)$ é uma variável aleatória, conforme seu valor depende do intervalo de observação, uma vez que o processo X(t) é assumido como sendo estacionário, a média da média temporal $\mu_x(T)$ é constante:

$$E[\mu_x(T)] = \frac{1}{2T} \int_{-T}^{T} E[x(t)]dt$$

$$= \frac{1}{2T} \int_{-T}^{T} \mu_x dt$$

$$= \mu_x$$

$$2-18$$

na qual μ_x é a média do processo X(t). Assim, a média amostral representa uma estimativa imparcial da média do valor médio.

A variância de $\mu_x(T)$, tratada como uma variável aleatória, se aproxima de zero no limite em que o intervalo de observação *T* tende ao infinito, e pela equação 2-8, assumindo que o processo é estacionário, a variância do processo é constante:

$$\lim_{T \to \infty} \operatorname{var}[\mu_x(T)] = 0$$
 2-19

$$var(T(t)) = R_X(T) - \mu_X^2$$

= $R_X(0) - \mu_X^2$ 2-20

A função de autocorrelação $R_x(\tau,T)$ definida em termos de uma função amostral x(t), observada ao longo do intervalo $-T \le t \le T$, seguindo a equação 2-17, pode ser definida como *função de autocorrelação média no tempo* de uma função amostral x(t). Também pode ser vista como uma variável aleatória com sua própria média e variância, e assumindo que o processo é estacionário, a função de autocorrelação é independente da origem de tempo assim, tem-se:

$$R_{x}(\tau,T) = \frac{1}{2T} \int_{-T}^{T} x(t+\tau)x(t)dt$$
 2-21

$$\lim_{T \to \infty} = R_X(\tau, T) = R_X(\tau)$$
 2-22

$$\lim_{T \to \infty} = \operatorname{var}[R_X(\tau, T)] = 0$$
 2-23

Contudo, na prática da análise, processos aleatórios estacionários que satisfazem as equações 2-18 e 2-22 são definidos, analogamente à estacionariedade no sentido amplo, como *processos ergódicos no sentido amplo*, ou seja, se a média de um processo e sua função de autocorrelação podem ser obtidas de apenas uma observação (BENDAT; PIERSOL, 1986 e HAYKIN, 2001).
Adicionalmente, denominando a variância por σ_x^2 , substituindo $R_X(0)$ pela equação 2-10, encontra-se:

$$var(T(t)) = R_{X}(0) - \mu_{X}^{2}$$

$$\sigma_{X}^{2} = \psi_{X}^{2} - \mu_{X}^{2}$$
2-24

e por definição, o desvio padrão, denotado por σ_x , é medido nas mesmas unidades que o valor médio:

$$\sigma_x = \sqrt{\psi_x^2 - \mu_x^2}$$
 2-25

sendo que, para variáveis aleatórias de média zero $\mu_x = 0$, o valor quadrático médio será igual ao valor do desvio padrão.

2.2 ABORDAGEM ESPECTRAIS

Além da caracterização dos processos estacionários em sistema lineares no domínio do tempo, existe uma forma de caracterização de processos aleatórios usando ideias no domínio da frequência. Estudo através de uma decomposição da série temporal em partes associadas a frequências de ocorrências de alguns eventos em lugar de amplitudes dos eventos. A ferramenta natural para essa análise é o espectro, que é uma função que complementa o estudo feito no domínio do tempo através da função de autocorrelação. Assim será apresentado os conceitos mais importantes que se aplicam à essa caracterização.

2.2.1 Densidade espectral de potência e suas propriedades

As funções de densidade espectral (*power spectral density* – PSD) podem ser definidas em três formas equivalentes diferentes: a) via funções de auto correlações, b) via transformadas finitas de Fourier e c) via operações de filtragem quadrática média. Neste trabalho as funções de densidade espectral serão definidas via funções de auto correlações (BENDAT; PIERSOL, 1986).

A primeira maneira de definir a função de densidade espectral é descrita por um método matemático onde uma única transformada de Fourier da função de autocorrelação $R_x(\tau)$ é tomada. A densidade espectral de potência ou espectro de potência ($S_X(f)$) e a função de autocorrelação $R_x(\tau)$ de um processo estacionário X(t) formam um par de transformada de Fourier com as variáveis de interesse τ e *f* dada pelo par de relações:

$$S_{X}(f) = \int_{-\infty}^{\infty} R_{X}(\tau) \exp(-j2\pi f\tau) d\tau$$
 2-26

$$R_{X}(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} S_{X}(f) \exp(j2\pi f\tau) df$$
 2-27

Essas relações mostram que, se a densidade espectral de potência de um processo aleatório $S_X(f)$ é conhecida, então a função de autocorrelação $R_x(\tau)$ pode ser encontrada e vice e versa. Contudo, estas funções exibem aspectos diferentes de informações de correlação a respeito do processo, comumente aceito para fins práticos que a densidade espectral é o "parâmetro" mais útil. Algumas propriedades gerais importantes da densidade espectral de potência de um processo estacionário são derivadas desse par de relações (HAYKIN, 2001). Neste trabalho todas as características espectrais do processo são encontradas a partir da densidade espectral.

Propriedade 1

O valor da frequência zero da densidade espectral de potência de um processo estacionário é igual a área total sob o gráfico da função de autocorrelação, isto é:

$$S_X(0) = \int_{-\infty}^{\infty} R_X(\tau) d\tau$$
2-28

propriedade que decorre diretamente da equação 2-26, colocando f = 0.

Propriedade 2

O valor médio quadrático (RMS) de um processo estacionário é igual a área total sob o gráfico da densidade espectral de potência:

$$E[X^{2}(t)] = \int_{-\infty}^{\infty} S_{X}(f) df$$
2-29

esta propriedade decorre diretamente da equação 2-27, colocando $\tau = 0$ e notando que $R_x(0) = \mathbb{E}[X^2(t)]$.

Propriedade 3

A densidade espectral de potência de um processo estacionário é sempre não negativa:

$$S_x(f) \ge 0$$
 para todo f 2-30

uma vez que o valor médio quadrático de um processo na saída é não negativo.

Propriedade 4

A densidade espectral de potência de um processo aleatório de valor real é uma função para da frequência, ou seja:

$$S_{X}(-f) = S_{X}(f)$$
 2-31

esta propriedade é obtida substituindo-se -f por f na equação 2-26:

$$S_X(0) = \int_{-\infty}^{\infty} R_X(\tau) d\tau$$
2-32

em seguida, substituindo - τ por τ , e reconhecendo-se que $R_x(-\tau) = R_x(\tau)$, obtém-se o resultado desejado:

$$S_{X}(-f) = \int_{-\infty}^{\infty} R_{X}(\tau) \exp(-j2\pi f\tau) d\tau = S_{X}(f)$$
2-33

Propriedade 5

A densidade espectral de potência, normalizada adequadamente, possui as propriedades geralmente associadas com uma função de densidade de probabilidade. Essa normalização é em relação à área total sob o gráfico da densidade espectral de potência (ex: o valor médio quadrático do processo – RMS). Considerando-se a função:

$$p_X(f) = S_X(f) / \int_{-\infty}^{\infty} S_X(f) df$$
2-34

diante das propriedades 2 e 3, observa-se que $p_X(f) \ge 0$ para todo *f*. Além disso, a área total sob a função $p_X(f)$ é a unidade. Logo, a forma normalizada da densidade espectral de potência, como é definido na equação 2-34, comporta-se de maneira similar a uma função densidade de probabilidade.

2.2.2 Densidade espectral cruzada

Da mesma forma que a densidade espectral de potência fornece uma medida de distribuição de frequência de um processo aleatório, as densidades espectrais cruzadas fornecem uma medida da inter-relação de frequência entre dois processos aleatórios. Admitindo-se que X(t)e Y(t) sejam dois processos conjuntamente estacionários com suas respectivas funções de correlação cruzada $R_{XY}(\tau)$ e $R_{YX}(\tau)$, é definido então, as densidades espectrais cruzadas, $S_{XY}(f)$ e $S_{YX}(f)$, desse par de processos aleatórios como as transformadas de Fourier de suas respectivas funções de correlação cruzada como segue:

$$S_{XY}(f) = \int_{-\infty}^{\infty} R_{XY}(\tau) \exp(-j2\pi f\tau) d\tau$$
2-35

$$S_{YX}(f) = \int_{-\infty}^{\infty} R_{YX}(\tau) \exp(-j2\pi f\tau) d\tau$$
2-36

as funções de correlação cruzada e as densidades espectrais cruzadas formam, desse modo, pares de transformadas de Fourier, consequentemente, utilizando a fórmula de transformação de Fourier inversa é possível escrever:

$$R_{XY}(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} S_{XY}(f) \exp(-j2\pi f\tau) df$$
2-37

$$R_{YX}(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} S_{YX}(f) \exp(-j2\pi f\tau) df$$
2-38

as densidades espectrais cruzadas $S_{XY}(f)$ e $S_{YX}(f)$ não são necessariamente funções reais da frequência *f*, entretanto, se substituir a relação $R_{XY}(\tau) = R_{YX}(-\tau)$ na equação 2-35 e depois utilizar a equação 2-36, descobre-se que $S_{XY}(f)$ e $S_{YX}(f)$ estão relacionados pela equação 2-39 (HAYKIN, 2001).

$$S_{XY}(f) = S_{YX}(-f) = S_{XY}^{*}(f)$$
2-39

2.2.3 Densidade espectral de processos derivados

Processos derivados são aqueles os quais podem ser descritos através de outro processo por derivação deste. Para um processo aleatório estacionário X(t), uma condição necessária e suficiente para que $\dot{X}(t)$ exista no sentido da média quadrática, é que sua função de autocorrelação $R_X(\tau)$ deva ter derivadas da ordem de até 2, ou seja, $R_X(\tau)$ e $R_X(\tau)$ devem existir (BENDAT; PIERSOL, 1986).

2.2.3.1 Funções de Correlação

Considerando-se as seguintes funções derivadas, as quais são assumidas para que sejam bem definidas:

$$R'_{X}(\tau) = \frac{dR_{X}(\tau)}{d\tau} \quad R''_{X}(\tau) = \frac{d^{2}R_{X}(\tau)}{d\tau^{2}}$$
$$\dot{X}(t) = \frac{dX(t)}{dt} \qquad \ddot{X}(t) = \frac{d^{2}X(t)}{dt^{2}}$$
2-40

Por definição, para dados aleatórios estacionário tem-se:

$$R_{xx}(\tau) = E[X(t)X(t+\tau)] = E[X(t-\tau)X(t)]$$

$$R_{xx}(\tau) = E[X(t)\dot{X}(t+\tau)] = E[X(t-\tau)\dot{X}(t)]$$

$$R_{xx}(\tau) = E[\dot{X}(t)\dot{X}(t+\tau)] = E[\dot{X}(t-\tau)\dot{X}(t)]$$
2-41
$$2-41$$

e também, tem-se ainda que:

$$R_{XX}(0) = R_{XX}(0) = -R_{XX}(0) = 0$$
2-42

Uma vez que $R'_{XX}(0)$ iguala o positivo e o negativo da mesma grandeza. O correspondente $R_{XX}(0)$ é um valor máximo de $R_{XX}(\tau)$, provando que para os dados aleatórios estacionários tem-se que:

$$E[X(t)\dot{X}(t)] = 0$$
 2-43

em palavras, para qualquer *t*, a equação 2-43 indica que a derivada $\dot{x}(t)$ para processos aleatórios estacionários X(t) possui a mesma probabilidade de ser positivo ou negativo. Um valor máximo para a função de autocorrelação $R_{XX}(\tau)$ corresponde a um cruzamento de zero para a sua derivada $R'_{XX}(\tau)$, o qual torna-se um cruzamento de zero para a função de correlação cruzada entre X(t) e $\dot{x}(t)$. Este cruzamento de zero por $R'_{XX}(\tau)$ será com *inclinação negativa*, isto é:

$$R'_{xx}(0-) > 0 \ e \ R'_{xx}(0+) < 0$$
 2-44

Como pode ser visto a partir da imagem da Figura 2-3. Na prática, a determinação do local onde vai ocorrer cruzamentos de zeros é geralmente mais fácil do que a determinação da localização dos valores máximos.



Figura 2-3 – Ilustração de derivadas das funções de autocorrelação (a) Função original, (b) Primeira derivada, (c) Segunda derivada (BENDAT; PIERSOL, 1986).

A segunda derivada fornece:

$$R_{XX}^{\prime\prime}(\tau) = \frac{d}{d\tau} R_{XX}^{\prime}(\tau) = \frac{d}{d\tau} R_{X\dot{X}}(\tau)$$

$$R_{XX}^{\prime\prime}(\tau) = \frac{d}{d\tau} E \Big[X(t-\tau) \dot{X}(t) \Big] = -E \Big[\dot{X}(t-\tau) \dot{X}(t) \Big]$$

$$R_{XX}^{\prime\prime}(\tau) = -R_{\dot{X}\dot{X}}(\tau)$$

$$2-45$$

tem-se também que $R_{XX}^{"}(\tau)$ é uma função par de τ , ou seja,

$$R_{XX}^{"}(-\tau) = R_{XX}^{"}(\tau)$$
 2-46

e quando $\tau = 0$, obtém-se:

$$E[\dot{X}^{2}(t)] = R_{\dot{X}\dot{X}}(0) = -R_{X\ddot{X}}(0) = -R_{XX}''(0)$$
2-47

Figuras típicas para $R_{XX}(\tau)$, $R'_{XX}(\tau)$ e $R''_{XX}(\tau)$ estão apresentadas na Figura 2-3. Com base em um processo de onda senoidal onde:

$$R_{X\dot{X}}(\tau) = \frac{d}{d\tau} R_{XX}(\tau) = R'_{XX}(\tau)$$

$$R_{XX}(\tau) = X \cos 2\pi f_0 \tau$$

$$R'_{XX}(\tau) = -X (2\pi f_0) \sin 2\pi f_0 \tau$$

$$R''_{XX}(\tau) = -X (2\pi f_0)^2 \cos 2\pi f_0 \tau$$

$$2-48$$

os resultados indicados acima podem ser estendidos a derivadas de ordem superior, como por exemplo:

$$R_{\dot{X}\ddot{X}}(\tau) = \frac{d}{d\tau} R_{\dot{X}\dot{X}}(\tau) = -R_{XX}^{\prime\prime\prime}(\tau)$$

$$R_{\ddot{X}\ddot{X}}(\tau) = -\frac{d}{d\tau} R_{\dot{X}\ddot{X}}(\tau) = -R_{XX}^{\prime\prime\prime\prime}(\tau)$$
2-49

Em $\tau = 0$, obtém-se

1

$$E[\ddot{X}^{2}(t)] = R_{\ddot{X}\ddot{X}}(0) = R_{XX}^{\prime\prime\prime\prime}(0)$$
 2-50

Assim, o conhecimento de $R_{XX}(\tau)$ e suas sucessivas derivadas podem permitir que se formule propriedades para funções de autocorrelação e de correlação cruzada entre X(t) e suas sucessivas derivadas $\dot{X}(t)$, $\ddot{X}(t)$ e assim por diante.

2.2.3.2 Funções Densidade Espectrais

Para derivar as propriedades correspondentes das funções densidade espectral e espectral cruzada entre X(t) e suas sucessivas derivadas $\dot{X}(t)$ e $\ddot{X}(t)$, inicia-se a partir das relações da equação 2-27, obtendo:

$$R_{XX}(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} S_{XX}(f) \exp(j2\pi f\tau) df$$

$$R'_{XX}(\tau) = j \int_{-\infty}^{\infty} (2\pi f) S_{XX}(f) \exp(j2\pi f\tau) df$$

$$R''_{XX}(\tau) = -\int_{-\infty}^{\infty} (2\pi f)^2 S_{XX}(f) \exp(j2\pi f\tau) df$$

$$R'''_{XX}(\tau) = -j \int_{-\infty}^{\infty} (2\pi f)^3 S_{XX}(f) \exp(j2\pi f\tau) df$$

$$R''''_{XX}(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} (2\pi f)^4 S_{XX}(f) \exp(j2\pi f\tau) df$$

Estas relações juntamente com as vistas anteriormente no item 2.2.3.1, mostram que estas quatro expressões de derivadas são as mesmas que:

$$R'_{XX}(\tau) = R_{X\dot{X}}(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} S_{X\dot{X}}(f) \exp(j2\pi f\tau) df$$

$$R''_{XX}(\tau) = -R_{\dot{X}\dot{X}}(\tau) = -\int_{-\infty}^{\infty} S_{\dot{X}\dot{X}}(f) \exp(j2\pi f\tau) df$$

$$R'''_{XX}(\tau) = -R_{\dot{X}\ddot{X}}(\tau) = -\int_{-\infty}^{\infty} S_{\dot{X}\ddot{X}}(f) \exp(j2\pi f\tau) df$$

$$R''''_{XX}(\tau) = R_{\dot{X}\ddot{X}}(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} S_{\ddot{X}\ddot{X}}(f) \exp(j2\pi f\tau) df$$

$$2-52$$

2.2.3.3 Número Esperado de Cruzamentos de Zero

Considere um registro de ruído aleatório estacionário X(t) que possua uma derivada no tempo $\dot{X}(t)$. Seja $p(\alpha, \beta)$ um representante do conjunto da função de densidade de probabilidade de $X(t) = \dot{X}(t) = \alpha e \dot{X}(t) = \beta$. Por definição, para todo *t*,

$$\mathbf{p}(\alpha,\beta)\Delta\alpha\Delta\beta \cong \mathbf{P}[\alpha < X(t)] \le \alpha + \Delta\alpha \ \mathbf{e} \ \beta < \dot{X}(t) \le \beta + \Delta\beta$$
2-53

Em palavras, $\mathbf{p}(\alpha,\beta)\Delta\alpha\Delta\beta$ estima a probabilidade (**P**) durante todo o tempo que X(t) está no intervalo $[\alpha, \alpha+\Delta\alpha]$, quando sua derivada $\dot{X}(t)$ está entre $\beta \in \beta+\Delta\beta$. Para a unidade total de tempo, isto representa a quantidade de tempo que x(t) passa no intervalo $[\alpha, \alpha+\Delta\alpha]$ com um dado valor derivado entre $\beta \in \beta+\Delta\beta$. Quando $\Delta\beta$ é insignificante em comparação a β , isto significa que o valor derivado é essencialmente β .

Para encontrar o número esperado de cruzamentos de X(t) através do intervalo [α , $\alpha + \Delta \alpha$], a quantidade de tempo em que X(t) está dentro deste intervalo deve ser dividida pelo tempo necessário para atravessar o intervalo. Se t_{β} é o tempo de cruzamento para um valor derivado específico de β , tem-se:

$$t_{\beta} = \frac{\Delta \alpha}{|\beta|}$$
 2-54

Em que o valor absoluto de β é utilizado uma vez que o tempo de cruzamento deve ser uma grandeza positiva. Assim, o número esperado de cruzamentos por unidade de tempo de X(t) através do intervalo [α , $\alpha + \Delta \alpha$] para um dado valor de $\dot{X}(t) = \beta$ é:

$$\frac{\mathbf{p}(\alpha,\beta)\Delta\alpha\Delta\beta}{t_{\beta}} \cong |\beta|\mathbf{p}(\alpha,\beta)\Delta\beta$$
2-55

No limite enquanto $\Delta \beta \rightarrow 0$, o número esperado total de cruzamentos por unidade de tempo de *X*(*t*) através da linha *X*(*t*) = α para todos os valores possíveis de β é encontrado por:

$$\overline{N}_{\alpha} = \int_{-\infty}^{\infty} |\beta| \mathbf{p}(\alpha, \beta) \Delta\beta$$
 2-56

O qual representa o número esperado de cruzamentos de α por unidade de tempo, com tanto declives positivos e negativos. Assumindo que X(t) passa o valor de α metade do tempo com inclinação positiva e metade do tempo com declive negativo, então $\overline{N}_{\alpha}/2$ indica o número esperado de vezes por unidade de tempo que X(t) excede o valor de α , isto é, cruza a linha com $X(t) = \alpha$ com inclinação positiva (taxa esperada de cruzamentos por unidade de tempo, também conhecida como v_a^+)

O número esperado de zeros de X(t) por unidade de tempo é encontrado pelo número de cruzamentos da linha de X(t) = 0 com declives positivos e negativos. Isto é dado por \overline{N}_{α} quando $\alpha = 0$, a saber:

$$\overline{N}_{0} = \int_{-\infty}^{\infty} |\beta| \mathbf{p}(0,\beta) d\beta$$
 2-57

O valor de \overline{N}_0 pode ser interpretado como o dobro da "frequência aparente" do registro de ruído. Por exemplo, se o registro fosse uma onda senoidal pura de frequência f_0 Hz, então N_0 seria 2 f_0 zeros por segundo (por exemplo, uma onda senoidal de 60 Hz tem 120 zeros/seg). Para ruído, a situação é mais complicada, mas entretanto, o conhecimento de \overline{N}_0 em conjunto com outras grandezas ajudam a caracterizar um determinado ruído.

Para um registro arbitrário X(t) e sua derivada $\dot{X}(t)$ a partir de um processo aleatório estacionário de valor médio zero, resulta das equações 2-41 e 2-45:

$$\sigma_{x}^{2} = E[X^{2}(t)] = R_{XX}(0)$$

$$\sigma_{\dot{x}}^{2} = E[\dot{X}^{2}(t)] = R_{\dot{x}\dot{x}}(0) = R_{XX}''(0)$$

$$\sigma_{x\dot{x}} = E[X(t)\dot{X}(t)] = 0$$

2-58

E a partir da equação 2-51 segue-se também que:

$$\sigma_{x}^{2} = \int_{-\infty}^{\infty} S_{XX}(f) df = \int_{0}^{\infty} G_{XX}(f) df$$

$$\sigma_{x}^{2} = \int_{-\infty}^{\infty} (2\pi f)^{2} S_{XX}(f) df = \int_{0}^{\infty} (2\pi f)^{2} G_{XX}(f) df$$

2-59

Na qual $G_{XX}(f)$ representa as funções de densidade espectral unilateral na qual f varia apenas de 0 a ∞ . Supondo agora que X(t) e $\dot{X}(t)$ possuem os valores médios zeros e formam uma distribuição normal bidimensional com as variações acima e a covariância zero, então temse:

$$\mathbf{p}(\alpha,\beta) = \mathbf{p}(\alpha)\mathbf{p}(\beta)$$
 2-60

com:

$$\mathbf{p}(\alpha) = \frac{1}{\sigma_x \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{\alpha^2}{2\sigma_x^2}\right)$$

$$\mathbf{p}(\beta) = \frac{1}{\sigma_x \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{\beta^2}{2\sigma_x^2}\right)$$
2-61

e substituindo a equação 2-60 na 2-56 é mostrado que:

$$\overline{N}_{\alpha} = \frac{\exp\left(-\frac{\alpha^{2}}{2\sigma_{x}^{2}}\right)}{2\pi\sigma_{x}\sigma_{x}}\int_{-\infty}^{\infty} |\beta| \exp\left(-\frac{\beta^{2}}{2\sigma_{x}^{2}}\right) d\beta$$
$$= \frac{1}{\pi} \left(\frac{\sigma_{x}}{\sigma_{x}}\right) \exp\left(-\frac{\alpha^{2}}{2\sigma_{x}^{2}}\right)$$
2-62

em particular, para $\alpha = 0$, obtém-se

$$\overline{N}_{0} = \frac{1}{\pi} \left(\frac{\sigma_{x}}{\sigma_{x}} \right) = \frac{1}{\pi} \left[\frac{-R_{XX}^{\prime\prime}(0)}{R_{XX}(0)} \right]^{\frac{1}{2}}$$

$$= \frac{1}{\pi} \left[\frac{\int_{0}^{\infty} (2\pi f)^{2} G_{XX}(f) df}{\int_{0}^{\infty} G_{XX}(f) df} \right]^{\frac{1}{2}}$$
2-63

Em termos de \overline{N}_0 , pode-se expressar da seguinte forma:

$$\overline{N}_{\alpha} = \overline{N}_0 \exp\left(-\frac{\alpha^2}{2\sigma_x^2}\right)$$
 2-64

2.3 PROCESSOS GAUSSIANOS

Alguns processos aleatórios são tão importantes que a eles são dados nomes próprios, uma família importante de processos aleatórios será analisada nesse tópico, são os processos gaussianos.

De acordo com Bendat e Piersol (1986), considerando-se um processo aleatório como na Figura 2-1, e defina k variáveis aleatórias $X_1=X(t_1)$, $X_2=X(t_2)$, ..., $X_k=X(t_k)$ correspondentes a N instantes t_1 , t_2 , ..., t_k , se, para qualquer k = 1, 2, ... e instantes t_1 , ..., t_k estas variáveis aleatórias possuírem uma função densidade de probabilidade dada pela equação 2-65, o processo é chamado de gaussiano.

$$f(x) = \left(b\sqrt{2\pi}\right)^{-1} \exp\left[-\frac{(x-a)^2}{2b^2}\right]$$
 2-65

Em que *a* é qualquer constante real e *b* é qualquer constante positiva. É possível verificar que *a* e *b* constituem o valor médio e o desvio padrão das variáveis aleatórias x(t), respectivamente, desde que:

$$E[x(t)] = \int_{-\infty}^{\infty} xf(x)dx = a = \mu_x$$

$$E[(x(t) - a)^2] = \int_{-\infty}^{\infty} (x - a)^2 f(x)dx = b^2 = \sigma_x^2$$

2-66

assim, a função densidade de probabilidade normal, deve ser expresso por:

$$f(x) = \left(\sigma_x \sqrt{2\pi}\right)^{-1} \exp\left[-\frac{\left(x - \mu_x\right)^2}{2\sigma_x^2}\right]$$
 2-67

A função de distribuição de probabilidade normal, por definição é:

$$F(x) = \left(\sigma_x \sqrt{2\pi}\right)^{-1} \int_{-\infty}^{x} \exp\left[-\frac{\left(\xi - \mu_x\right)^2}{2\sigma_x^2}\right] d\xi$$
 2-68

em que ξ é uma variável binária escolhida de modo que $f(\xi = x) = f(x)$. Sem perda de generalidade, é assumido que todos os valores médios são zeros. Para uma variável x(t), a função densidade de probabilidade normal torna-se

$$f(x) = \left(\sigma_x \sqrt{2\pi}\right)^{-1} \exp\left[-\frac{x^2}{2\sigma_x^2}\right]$$
 2-69

A função de distribuição de probabilidade normal padrão associada, fica da seguinte forma:

$$F(x) = \left(\sigma_x \sqrt{2\pi}\right)^{-1} \int_{-\infty}^{x} \exp\left(\frac{\xi^2}{2\sigma_x^2}\right) d\xi$$

2.4 PROCESSOS ALEATÓRIOS DE BANDA LARGA E BANDA ESTREITA

2 - 70

De acordo com Lee et al. (2005) alguns aspectos importantes em um processo randômico estacionário são detectados quando se calcula a função densidade espectral $S_x(f)$. O processo é dito de banda estreita se a sua densidade espectral possuir apenas uma estreita faixa de frequências. Em contraste, um processo de banda larga é aquele cuja densidade espectral abrange uma banda larga de frequências, essa largura de faixa é chamada de parâmetro de largura explicada com maiores detalhes a seguir. Na Figura 2-4 está apresentada os exemplos de processos em gráficos de sinais temporais e suas funções densidade espectral reais.

Comparado a um processo de banda larga a um de banda estreita, esse possui propriedades, como possuir somente máximos positivos, um máximo para cada cruzamento positivo e se a frequência de cruzamentos positivos de um processo de banda estreita for a mesma de um processo de banda larga, este possuirá menos máximos.

O ruído branco é um tipo de processo de banda larga na qual a função densidade espectral é constante sobre uma banda muito mais larga de frequências, em relação a uma banda larga convencional. É dito ideal quando a banda de frequências é infinitamente larga, mas fisicamente isto não acontece, pois o valor médio quadrático seria infinito também, assim existe ruído branco com bandas limitadas de frequências (LEE et al., 2005).

2.4.1 Níveis de taxa de cruzamentos

Em um processo aleatório estacionário e diferenciável, X(t), o número esperado de cruzamentos positivos em um intervalo infinitesimal é apenas dependente de dt. O processo de banda estreita é suave e harmônico, devido a isso, para cada pico há uma taxa esperada de cruzamento de zero correspondente, ou seja, o sentido de $\overline{N}_0/2$ ou $E[0^+]$ é igual a E[P]. A razão esperada de picos de cruzamento, E[P], é encontrada a partir de uma análise

semelhante do processo da primeira derivada, $\dot{x}(t)$. Assim, tem-se que a partir da equação 2-63 a taxa esperada de cruzamento de zeros e a de picos, da seguinte forma:

$$E[0^+] = \frac{\overline{N}_0}{2} = \frac{1}{2\pi} \frac{\sigma_{\dot{x}}}{\sigma_x}$$
 2-71

$$E[P] = \frac{1}{2\pi} \frac{\sigma_{\ddot{x}}}{\sigma_{x}}$$
 2-72



Figura 2-4 – (a) Sinais temporais randômicos de banda estreita, banda larga e ruído branco.
(b) PSD's de processos de banda estreita, banda larga e ruído branco, (LEE et al., 2005).

Utilizando as relações vistas anteriormente no item 2.2.3.3 a taxa esperada de cruzamentos de picos fica da forma:

$$E[P] = \frac{1}{2\pi} \left[\int_{0}^{\infty} (2\pi f)^4 G_{xx}(f) df \\ \int_{0}^{\infty} (2\pi f)^4 G_{xx}(f) df \\ \end{bmatrix}^{\frac{1}{2}}$$
 2-73

onde os momentos espectrais de ordem s, M_s , são encontrados a partir da função densidade espectral unilateral do processo, G(f), como é apresentada na equação 2-74, a taxa de cruzamentos de zeros pela equação 2-75 e a taxa de picos pela equação 2-76, dadas pelos momentos espectrais.

$$M_s = \int_0^\infty f^s \cdot G_{xx}(f) df$$
 2-74

$$E[0^+] = \sqrt{\frac{M_2}{M_0}}$$
 2-75

$$E[P] = \sqrt{\frac{M_4}{M_2}}$$
 2-76

2.4.2 Fator de Irregularidade

Já no processo de banda larga teremos muito mais irregularidade, uma medida dessa irregularidade é a razão entre a taxa esperada de cruzamento zero e a taxa esperada de picos, essa proporção é conhecida como o fator de irregularidade, γ , definida na equação 2-77 abaixo.

$$\gamma = \frac{E[0^+]}{E[P]}$$
2-77

A Figura 2-5 apresenta um exemplo simples de como calcular o fator de irregularidade. Notese que quando $\gamma \rightarrow 0$, há um número infinito de picos para cada cruzamento de zero, o qual é considerado um processo aleatório de banda larga. O valor de $\gamma = 1$ corresponde a um pico para cada cruzamento de zero e representa um processo aleatório de banda estreita, ou seja, no processo de banda estreita, a razão esperada de cruzamentos de zero é igual a razão esperada de picos.

Em termos de momentos, o fator de irregularidade, γ , pode ser escrito da forma:

$$\gamma = \sqrt{\frac{M_2^2}{M_0 M_4}}$$
2-78
$$\gamma = \frac{E[0^+]}{E[P]} = \frac{4}{7}$$

Figura 2-5 – Cálculo do fator de irregularidade γ. (LEE et al., 2005)

2.4.3 Parâmetro de Largura

Alternativamente, um processo de banda estreita ou banda larga pode ser visto pela largura de seu espectro e pode-se notar pela equação que quando $\lambda \rightarrow 0$ representa um processo aleatório de banda estreita. O parâmetro de largura espectral, λ , é introduzido como:

$$\lambda = \sqrt{1 - \gamma^2}$$
 2-79

Na forma de momentos, tem-se:

$$\lambda = \sqrt{1 - \frac{M_2^2}{M_0 M_4}}$$
 2-80

Assim, processos banda estreita deverão possuir fator de irregularidade igual a 1 e parâmetro de largura igual a zero, enquanto que processos de banda larga deverão possuir fator de irregularidade tendendo a zero e parâmetro de largura espectral tendendo a 1.

3 FADIGA

Fadiga de um modo geral, é definida pela norma ASTM E1823 (1996), como um processo progressivo e localizado de alterações estruturais permanentes ocorridas em um material submetido a condições que produzam tensões e deformações cíclicas que podem culminar em trincas ou fraturas completas após um certo número de ciclos.

As primeiras metodologias formais de estudo do comportamento de materiais metálicos submetidos a esforços cíclicos devem-se a August Wöhler, que na década de 1850, através de estudos da ruptura de eixos ferroviários, realizou ensaios correlacionando dados de amplitudes de tensão versus número de ciclos até a falha de corpos de prova padronizados, cuja representação gráfica ficou conhecida como a "Curva de Wöhler". Desde então, este procedimento é largamente utilizado para a determinação da resistência à fadiga de materiais.

De um modo geral, para que a fadiga ocorra são necessários três fatores atuantes, solicitações cíclicas, solicitações de tração e deformação plástica localizada. A falha por fadiga ocorre devido a nucleação e propagação de defeitos em materiais devido a ciclos alternados de tensão/deformação. Inicialmente as tensões cisalhantes provocam um escoamento localizado gerando intrusões e extrusões na superfície, o que aumenta a concentração de tensões dando origem a uma descontinuidade inicial. À medida que esta descontinuidade aumenta pode se propagar gerando uma "trinca de fadiga" cujo tamanho amplifica-se progressivamente até a fratura do componente (LEE et al., 2005).

A classificação desses de ciclos de tensão de fadiga pode ser feita em dois grandes grupos: ciclos com amplitude de tensão constante (alternado, repetido e pulsante) como o exemplo na Figura 3-1(a), e ciclos com amplitudes de tensão variável (em blocos, irregular ou aleatório) como o exemplo na Figura 3-1(b).

3.1 PREVISÃO DE FADIGA

A fadiga representa a causa de 80 a 90% de todas as falhas estruturais e pode ser reduzida em 29% através de aplicação de tecnologia atual (Battelle, 1982; apud Halfpenny, 2010). Seu estudo é, então, de extrema importância para projetos de máquinas e estruturas. Normalmente utilizam-se critérios de projeto para evitar que a falha ocorra ou aqueles os quais permitem a operação em presença de falha dentro de limites de segurança (o componente é substituído bem antes da falha catastrófica).

Assim surgem métodos clássicos de previsão da vida de componente sob esforços cíclicos, como o projeto para vida segura (método S-N e \mathcal{E} –N), e sob esforços aleatórios, consiste em métodos de contagem de ciclos e utilização de teorias de processos estocásticos acoplados a teorias de acúmulo de dano de fadiga. Sendo a previsão final do dano extremamente complexa, não só pelas dificuldades na obtenção de dados e seleção de modelos, como por esta previsão ser influenciada por incertezas oriundas das estimativas dos parâmetros necessários para descrever os modelos.



Figura 3-1 – Exemplos de histórias em fadiga (a) com ciclos de amplitude constante (GARCIA et al 2000) e (b) com amplitudes de tensão variável (BRANCO et al, 1986).

3.1.1 Método baseado na tensão

Desde meados de 1800, um método padrão de análise de modelos de fadiga tem sido a abordagem baseada em tensão. August Wöhler determinou uma curva de tensão aplicada em função do número de ciclos necessários para que ocorra a ruptura do material e uma tensão limite de resistência à fadiga para aços. Esse método também é conhecido como abordagem S-N (S - *stress* e N - *number of cycles*), intitulada na literatura técnica como Curva S-N ou Curva de Wöhler.

3.1.1.1 Determinação da Curva S-N

Para a determinação da curva S-N, de uma forma geral, são realizados ensaios de corpos de prova do material submetidos à determinada amplitude de tensão alternada (*S*), constante durante todo o teste, até que a falha ocorra após um determinado número de ciclos (N). Sua forma básica, é obtida quando a tensão média é zero, ou seja, a tensão mínima é compressiva com $|\sigma_{min}| = |\sigma_{max}|$, e a razão de carregamento é R = -1.

Cada ponto da curva é obtido ao se submeter os corpos de provas às determinadas amplitudes de tensão alternada até a falha. A representação da curva S-N é traçada com o número de ciclos N (ou log N) nas abscissas e no eixo das ordenadas os níveis de tensão experimentados pelas amostras também utilizada em escala log.

Na Figura 3-2 são apresentas curvas S-N esquemáticas e comparativas para um aço baixo carbono e uma liga de alumínio sob ciclo de carregamento com tensão média nula.



Figura 3-2 – Curvas S-N para um aço maciço e uma liga de alumínio (BRANCO et al, 1986).

É visível pelas curvas, o comportamento distinto dos dois materiais. No caso do aço existe um patamar (N > 10⁷) que a curva S-N se torna horizontal a partir de uma determinada tensão limite. O nível de tensão deste patamar é denominado de limite de resistência à fadiga do material (σ'_f). Esse limite de fadiga representa o maior valor da amplitude de tensão alternada que não causará falha no material mesmo que seja infinito o número de ciclos (BANNANTINE et al, 1990). Já para o caso do alumínio esse fato não ocorre, devido ao fato de não apresentar um limite de resistência à fadiga bem definido como o do aço. Assim, os casos das falhas por fadiga ocorrerão em determinado número de ciclos dependendo da tensão aplicada. Nos materiais que não possuem o limite de fadiga definido, como o alumínio, pode-se definir uma tensão limite de fadiga para 10⁸ ciclos (BRANCO et al 1986).

É possível estabelecer uma correlação entre os níveis de tensão experimentados por um certo material e o número de ciclos que este resiste em fadiga, em função da tensão limite de resistência à fadiga do material por meio da relação de Basquin (Basquin, 1910), expressa por:

$$\sigma_a = \sigma'_f \left(2N_f \right)^b$$
 3-1

na qual N_f é o número de ciclos até a falha por fadiga do material em um dado nível de amplitude de tensão σ_a , *b* é o expoente de resistência à fadiga ou expoente de Basquin (obtido a partir de ensaios uniaxiais em corpos de provas não entalhados).

Por meio de dados experimentais de um ensaio de fadiga uniaxial, é possível gerar um gráfico S-N em escala log-linear, onde tipicamente adota-se a relação S-N representada por:

$$\sigma_a = \mathbf{k} (N_f)^m$$

na qual os parâmetros $\mathbf{k} \in m$, referem-se a constantes do material e são obtidos após o levantamento da curva experimental.

A curva S-N geralmente é traçada a partir dos resultados de ensaios realizados em corpos de prova em ambiente de laboratório, logo não representam fielmente a realidade em campo. Tem-se ainda que na determinação da curva de fadiga, é fundamental um número de corpos de prova elevado, devido as variações micro estruturais do material, variações de superfícies e condições de testes de fadiga. Uma vez que, o tempo e o custo são fatores decisivos no desenvolvimento de um projeto, limitando-se a quantidade de corpos de prova, são necessários estudos probabilísticos para garantir estatisticamente as informações de uma

curva de fadiga com um número menor de amostras (BRUNAIR; RAMEY; DUNCAN, 1988).

3.1.2 Teoria de acúmulo de dano linear

De acordo com Lee et al. (2005), o modelo de avaliação de dano linear universalmente utilizado foi primeiramente proposto por Palmgren (1924) para a aplicação na indústria de rolamentos de esferas. Langer (1937), trabalhando na área de geração de energia elétrica, propôs independentemente uma regra linear semelhante para os componentes dos vasos de pressão e tubulações de aço. Miner (1945) construiu sobre o trabalho de Langer e aplicou a regra de dano linear aos dados de fadiga axial tensão-tensão para um material de revestimento de uma aeronave. Miner demonstrou concordância entre as previsões da regra de dano linear e seus resultados experimentais. Este sucesso levou à forte associação entre Miner e a regra de dano linear, e por isso, a regra de dano linear é comumente referido como regra dano linear de Miner.

A Teoria de Miner define que a ruptura por fadiga do material é esperada quando o somatório das frações de $n_i/N_{f,i}$ for igual a 1. Esta teoria apresenta um modelo matemático no qual a função "*D*", que descreve a deterioração gradativa do material, é linear e, independe da sequência de aplicação dos diversos níveis de tensões, bem como, é válida para qualquer nível de tensão. A equação 3-3 apresenta a função "*D*", segundo Miner, e a Figura 3-3 o processo da contagem das frações.

$$D = \sum D_i = \frac{n_i}{N_{f,i}}$$
3-3

Na qual tem-se:

D é igual ao valor do dano.

 n_i são as quantidades de ciclos para os respectivos níveis de tensão obtidas em campo; $N_{f,i}$ são as quantidades de ciclos na curva S-N, correspondente a σ_1 , σ_2 , σ_3 ... σ_i ; σ_1 , σ_2 , σ_3 ... σ_i são os valores dos diferentes níveis de tensão dinâmica a que os condutores

estão sujeitos no campo.

Ensaios realizados para comprovar a Teoria de Miner têm mostrado que o valor de D (somatório dos danos), podem variar entre 0,5 e 2, de acordo com o material e a estrutura mecânica ensaiada (JUVINALL, 1967). No entanto, considera-se geralmente, com certa margem de erro que o fim da vida ocorre quando D é igual a 1, assim, a completa fadiga ou ruptura do cabo condutor ocorre conforme demonstrado matematicamente na equação 3-4.

$$D = \sum D_i = \sum \frac{n_i}{N_{f,i}} = 1$$
3-4

Se *D* for calculada considerando valores de n_i extrapolados para um ano de vida do condutor, a duração da vida *V* do condutor pode ser estimada pela equação 3-5.

$$V = \frac{1}{\sum D} (anos)$$
3-5

Segundo publicações da CIGRÉ (1979 e 1995), citadas por Oliveira (2003), a vida útil média do condutor considerada econômica e tecnicamente satisfatória é de cerca de trinta anos.



Figura 3-3 - Regra de Palmgren-Miner do dano acumulado linear (FADEL, 2012).

Segundo Henriques (2006), para aplicação da Teoria de Miner, duas premissas básicas são fundamentais: i) a curva de fadiga S-N para a montagem cabo/grampo, e caso não seja possível levantá-la em laboratório, utiliza-se a curva de segurança do CIGRÉ (*Safe Border Line*) e, ii) a distribuição n_i (σ_i) dos ciclos acumulados em cada um dos níveis de tensão experimentados no campo. Esses dados são obtidos por meio de vibrógrafos, sendo expressos por ciclos, por ano. Em campo é medida a amplitude de deslocamento (Y_B) a 89 mm do último ponto de contato entre o cabo e o grampo (ponto 89) e, em seguida, utilizando a fórmula Poffenberger-Swart transforma-se este valor em tensão.

A regra de dano linear despreza a interação entre carregamento e não leva em conta a contribuição do dano para tensões inferiores ao limite de fadiga por possuir um caráter independente dos níveis de tensão. Nessa teoria, se observa que não é relevante a ordem de aplicação dos ciclos de tensão, porém, já é demostrado a grande importância dessa ordem na resistência à fadiga. A aplicação inicial de ciclos de tensão com maior amplitude causa mais dano do que a aplicação inicial de ciclo com menor amplitude (LEE et al., 2005). No entanto, com sinais temporais mais complexos não sendo possível isolar ou definir os respectivos ciclos não seria possível aplicar a teoria de Palmgren-Miner (DOWLING 1999). Graças a métodos de contagem e identificação de ciclos, como o método *rainflow*, foi permitido a aplicação da regra de Miner também para os carregamentos aleatórios.

3.1.3 Métodos de contagem de ciclos Rainflow

Geralmente um registro da amplitude de tensão no tempo não se apresenta de forma harmônica, mas sim de forma aleatória. Devido a isso se torna difícil a obtenção da variação da tensão que ocorre em um determinado ponto de uma estrutura bem como o ciclo referente a esta tensão.

O chamado método *Rainflow* (RFC - *RainFlow Cycle Counting*) apresentado por Matsuishi e Endo (1968) é uma técnica de contagem de ciclos baseado na analogia do trajeto da queda dos pingos de chuva nos telhados japoneses, os quais não bloqueiam o trajeto da água apesar da pequena elevação de nível no seu ponto mais baixo.

Quando um material é submetido a um histórico de deformações complexas, pequenas reversões ocorrem, sem afetar as grandes reversões e a resposta do material. Por analogia, a

técnica *rainflow* trata da mesma maneira as curvas de tensão-deformação fechadas, nas quais as pequenas reversões de carga em um ciclo de fadiga com amplitude maior também não irão interferir no dano acumulado por fadiga. A Figura 3-4 apresenta um exemplo de um histórico de deformação-tempo com amplitude variável associada com a resposta do material através da curva tensão-deformação com os ciclos e meios ciclos contados pelo método *rainflow*.



Figura 3-4 – Histórico de deformação-tempo e resposta do material na curva tensãodeformação (DONALDSON, 1982).

Em sua forma original, constitui um algoritmo matemático, projetado para captar variações na amplitude do carregamento. Formando ciclos e comparando os pontos de máximo e mínimo, mesmo estes estando separados por extremos intermediários. Cada máximo local é utilizado como pico de um ciclo de histerese com uma amplitude calculada pelo algoritmo.

Segundo a norma ASTM E1049 – 85 (1997), para uma história de carregamento como apresentada na Figura 3-5, as regras para esse método são as seguintes:

A) Denota-se de X o intervalo em questão; Y, a faixa anterior adjacente a X, e S o ponto de partida na história.

- (1) Leia o próximo pico ou vale. Se estiver fora dos dados, vá para a etapa 6.
- (2) Se houver menos de três pontos, vá para a etapa 1. É necessário formar intervalos de X e Y usando os três picos e vales mais recentes que não tenham sido descartados.
- (3) Compare os valores absolutos dos intervalos de X e Y.
 - a. se X < Y, vá para a etapa 1.
 - b. se $X \ge Y$, vá para a etapa 4.

- (4) Se o intervalo Y contém o ponto de partida S, vá para o passo 5; caso contrário, conte o intervalo Y como um ciclo e descarte o pico e o vale de Y; vá para o passo 2.
- (5) Conte o intervalo Y como um meio ciclo, descarte o primeiro ponto (pico ou vale) no intervalo de Y; mova o ponto de partida para o segundo ponto no intervalo Y; e vá para a etapa 2
- (6) Conte cada intervalo que não tenha sido previamente considerado como metade de um ciclo.



Figura 3-5 - Esquema ilustrativo do método rainflow (ASTM, 1997).

B) A história de carregamento da Figura 3-5 é retraçado na Figura 3-6(a) e utilizada para ilustrar o processo. Os detalhes da contagem de ciclos são os seguintes:

- (1) S = A; Y = |A-B|; X = |B-C|; X > Y. Y contém S, que é o ponto A. Conta-se |A-B| como um meio ciclo e descarta-se o ponto A; S = B (Figura 3-6(b)).
- (2) Y = |B-C|; Z = |C-D|; X > Y. Y contém S, que é o ponto B. Conta-se |B-C| como um meio ciclo e descarta-se o ponto B; S = C (Figura 3-6(c)).
- (3) Y = |C-D|; X = |D-E|; X < Y.
- (4) Y = |D-E|; X = |E-F|; X < Y.
- (5) Y = |E-F|; X = |F-G|; X > Y. Conta-se |E-F| como um ciclo e descarta-se os pontos E e F (Figura 3-6(d)). Nota-se que o ciclo é formado pelo emparelhamento dos intervalos E-F e a porção do intervalo F-G.
- (6) Y = |C-D|; X = |D-G|; X > Y, Y contém S, que é o ponto C. Conta-se |C-D| como um meio ciclo e descarta-se o ponto C. S = D (Figura 3-6(e)).
- (7) Y = |D-G|; X = |G-H|; X < Y.
- (8) Y = |G-H|; X = |H-I|; X < Y. Fim dos dados.
- (9) Conta-se |D-G| como um meio ciclo, |G-H| como um meio ciclo, e |H-I| como um meio ciclo (Figura 3-6(f)).



Figura 3-6 - Esquema ilustrativo da contagem de ciclos (ASTM, 1997).

3.1.4 Modelo espectral banda estreita

No processo de banda estreita é empregada uma curva linear S-N em coordenadas logarítmicas e a regra linear de acúmulo de dano. Assume-se que todos os ciclos de tensão possuem o mesmo valor médio. Se uma tensão média existe, se for diferente de zero, pode-se ser explicada por modelos de correção de tensão média (LEE et al., 2005).

De acordo com a regra de Miner (equação 3-4) para um número total de ciclos, n_i , com uma amplitude de tensão constante $\sigma_{a,i}$, e com um número total de blocos, $N_{f,i}$, com falha acontecendo quando D \geq 1, o dano acumulado D fica definido como:

$$D = \sum_{i=1}^{k} \frac{n_i}{N_{f,i}}$$
3-6

em conformidade com a relação entre a amplitude de tensão constante $S_{a,i}$ e da vida em fadiga $N_{f,i}$ apresentada pela equação 3-1, tem-se a seguinte expressão:

$$S_{a,i} = S_{f}(N_{f,i})^{b}$$
 3-7

utilizando a forma inversa, tem-se:

$$N_{f,i} = \left(\frac{S_{a,i}}{S_f}\right)^{1/b}$$
3-8

admitindo m = 1/b e $\mathbf{k} = (S_f)^m$, uma forma alternativa da curva S-N é dada por:

$$N_{f,i} = \mathbf{k} S_{a,i}^{-m}$$

trata-se de uma fórmula muito conveniente para prescrever a vida à fadiga, $N_{f,i}$, para uma dada amplitude de tensão, $S_{a,i}$.

Suponha-se que o número total de picos contados no processo aleatório, S(t), é denotado por $\sum_{i=1}^{k} n_i$. A probabilidade f_i de uma amplitude de tensão S_a igual a $S_{a,i}$ ocorrer é dada por:

$$f_i = \frac{n_i}{\sum_{i=1}^k n_i}$$
3-10

A partir da equação 3-10 é encontrado a função densidade de probabilidade da variável aleatória S_a , na qual, através da equação do dano acumulado (equação 3-4), obtém-se o dano a fadiga total do processo:

$$D = \sum_{i=1}^{k} \frac{n_i}{N_{f,i}} = \sum_{i=1}^{k} \frac{f_i \sum_{i=1}^{k} n_i}{N_{f,i}}$$
3-11

utilizando a forma de cálculo da curva S-N linear, a expressão para dano por fadiga se torna:

$$D = \frac{\sum_{i=1}^{k} n_i}{\mathbf{k}} \sum_{i=1}^{k} f_i S_{a,i}^m$$
 3-12

ademais, o valor esperado de $S_{a,i}^m$ é definido pela equação 3-13

$$E[S_{a,i}^{m}] = \sum_{i=1}^{k} f_{i} S_{i}^{m}$$
3-13

Visto que o número total de ciclos $\sum_{i=1}^{k} n_i$ é igual à taxa de cruzamento multiplicado pelo período total de tempo, T, $(\sum_{i=1}^{k} n_i = E[0^+] \ge T)$, o dano resulta-se em:

$$D = \frac{\sum_{i=1}^{k} n_i}{\mathbf{k}} E[S_{a,i}^m]$$
3-14

assume-se que a função densidade de probabilidade da amplitude de tensão S_a pode ser tratada como uma variável aleatória contínua, como mostrado na Figura 3-7, assim, o valor esperado de S_a^m se torna conforme a equação 3-15.

$$E\left[S_a^m\right] = \int_0^\infty s_a^m f_{Sa}(s_a) ds_a$$
3-15

Embora qualquer modelo estatístico da amplitude de tensão, S_a , possa ser empregado, é comum utilizar a distribuição de Weibull com a seguinte função de distribuição acumulada, CDF, (*cumulative distribution function*):

$$F_{Sa}(s_a) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{s_a}{\alpha}\right)^{\beta}\right]$$
3-16

na qual α é um parâmetro de escala (vida característica) e β um parâmetro de forma da distribuição de Weibull (inclinação de Weibull). Para a distribuição de Weibull, tem-se:

$$E\left[S_a^m\right] = \alpha^m \Gamma\left(\frac{m}{\beta} + 1\right)$$
3-17

na qual $\Gamma(m/\beta + 1)$ é a função gama.



Figura 3-7 - Função PDF contínua de amplitude de tensão (LEE et al., 2005).

No caso especial em que $\beta = 2$, a distribuição de Weibull reduz-se a distribuição de Rayleigh. Este é um caso importante, porque Rayleigh é a distribuição de picos ou ranges ou amplitudes em um processo estacionário gaussiano de banda estreita que possui um valor quadrático médio (RMS) de σ_x (desvio padrão). Além disso, pode ser demonstrado que:

$$\alpha = \sqrt{2}\sigma_x \tag{3-18}$$

Portanto, se S(t) é um processo gaussiano estacionário de banda estreita e as amplitudes de tensão segue a distribuição de Rayleigh tem-se que:

$$E\left(S_{a}^{m}\right) = \left(\sqrt{2}\sigma_{x}\right)^{m}\Gamma\left(\frac{m}{2}+1\right)$$
3-19

na qual $\sigma_x = \sqrt{M_0}$, momento espectral de ordem zero.

Nesse caso, portanto, o dano de fadiga total esperado D_{NB} de um processo estacionário gaussiano de banda estreita de tensão de média zero durante um intervalo de tempo τ pode ser escrito como:

$$D_{NB} = \frac{\sum_{i=1}^{n} n_i}{\mathbf{k}} E[S_a^m] = \frac{E[0^+] \cdot T}{\mathbf{k}} \left(\sqrt{2}RMS\right)^m \Gamma\left(\frac{m}{2} + 1\right)$$
3-20

na qual $E[0^+]$ é a taxa esperada de cruzamentos de zeros (equação 2-75), *T* é o período total de tempo, **k** é o parâmetro da curva, RMS é o valor quadrático médio de $E[X^2(t)]$ definido na equação 2-29 e Γ a função gama.

3.1.5 Modelo de Dirlik (1985)

ŀ

Ao invés de utilizar o fator de correção de danos a partir de tensões banda estreita para as tensões de banda larga, Dirlik (1985) desenvolveu uma expressão empírica de forma fechada para a função densidade de probabilidade de amplitude *rainflow*, (f_{Sa} (\underline{s}_a)), com base em extensas simulações de Monte Carlo das amplitudes de tensão, e foram verificadas em teoria por Bishop e Sherratt (1986). Bishop e Lack (1996) apresentaram melhorias nos resultados do cálculo do dano à fadiga utilizando a solução de Dirlik quando comparando o tempo correspondente utilizado com cálculos no domínio no tempo.

O modelo de dano Dirlik para um período de tempo estudado T é demostrado pela equação:

$$D_{\text{WB,Dirlik}} = \frac{E[P] \cdot T}{\mathbf{k}} \int_{0}^{\infty} s_{a}^{m} f_{Sa}(S_{a}) dS_{a}$$
3-21

A função densidade de probabilidade é demostrada pela equação 3-22, encontrada a partir de uma série de parâmetros definidos por Dirlik:

$$f_{Sa}(s_a) = \frac{D_1}{2\sqrt{M_0}Q} e^{\frac{-Z}{Q} \times s_a} + \frac{D_2 \times Z}{2\sqrt{M_0}R^2} e^{\frac{-Z^2}{2R^2} \times s_a^2} + \frac{D_3 \times Z}{2\sqrt{M_0}} e^{\frac{-Z^2}{2} \times s_a^2}$$
3-22

na qual, M_0 , é o momento espectral de ordem zero, $M_1 M_2 M_4$, são os momentos espectrais de primeira, segunda e quarta ordem respectivamente, os parâmetros de Dirlik são definidos a seguir:

$$Z = \frac{1}{2\sqrt{M_0}} \qquad D_1 = \frac{2(X_m - \gamma^2)}{(1 + \gamma^2)} \qquad \mathbf{R} = \frac{\gamma - X_m - D_1^2}{1 - \gamma - D_1 + D_1^2}$$
$$\gamma = \frac{M_2}{\sqrt{M_0 M_4}} \qquad D_2 = \frac{1 - \gamma - D_1 + D_1^2}{1 - R} \qquad Q = \frac{1.25(\gamma - D_3 - D_2 \times R)}{D_1}$$
$$3-23$$
$$X_m = \frac{M_1}{M_0}\sqrt{\frac{M_2}{M_4}} \qquad D_3 = 1 - D_1 - D_2$$

3.2 FADIGA EM CABOS CONDUTORES

As ocorrências de ventos provocam vibrações aleatórias nos condutores, sendo estas vibrações a principal fonte de energia mecânica geradora de tensões aleatórias nos cabos de energia, e consequentemente, a fonte geradora do processo de fadiga, como já dito. Ainda que provocada por ventos suaves, se a frequência da vibração gerada for igual à frequência natural de vibração do cabo, haverá uma progressiva absorção da energia do movimento oscilatório que será responsável pelo aumento da amplitude de vibração. Assim, a ação do vento sobre as linhas de transmissão, quando não for devidamente amortecida, poderá atingir níveis críticos, levando o cabo à ruptura e em alguns casos pode afetar inclusive as estruturas de suporte da rede de transmissão elétrica.

3.2.1 Tipos de Vibrações em Linhas Aéreas de Transmissão

Uma linha aérea de transmissão de energia elétrica pode ser submetida a vários tipos de oscilações mecânicas devido à ação de ventos sobre os cabos condutores. Pode-se separá-los pelas diferentes trajetórias percorridas pelos condutores, pelas diferentes faixas de amplitudes e frequência do movimento ou mesmo pelo mecanismo físico de excitação causado pelo vento. Desta forma os movimentos mais relevantes são comumente

classificados na literatura como oscilações induzidas por esteira, galope do condutor e vibrações eólicas (CIGRÉ, 1989).

As oscilações induzidas por esteira (ou de sub-vão) ocorrem quando da presença de um condutor na esteira gerada por um outro condutor adjacente no sub-vão, causada por ventos laterais moderados a fortes, com velocidades de 4 a 18 m/s. Sua amplitude de oscilação pico-a-pico pode atingir até 20 vezes o diâmetro do condutor e sua frequência geralmente é baixa, na faixa de 0,15 a 10 Hz (CIGRÉ, 2007). São pouco comuns no Brasil devido ao regime de ventos brasileiros (Figura 3-8).

Durante tempestades de neve, sistemas de linhas de transmissão podem ser seriamente danificados devido a condutores que sofram oscilações do tipo galope, estas são sempre de baixa frequência (abaixo de 1 Hz) e grandes amplitudes de vibração (de 5 a 300 vezes o diâmetro do condutor). São causadas por ventos moderados a fortes, com velocidades na faixa de 7 a 18 m/s, tendo como causa as camadas de gelo ou neve que se acumulam sobre o condutor, formando um perfil aerodinamicamente instável (seção transversal não circular) (CIGRÉ, 2007). Em condutores brasileiros, em função da inexistência de acúmulo de gelo nas linhas esse tipo de excitação raramente é presente.

As vibrações eólicas ocorrem com muita frequência em praticamente todas as linhas de transmissão, sendo mais visíveis durante as primeiras horas da manhã ou no final da tarde, quando se apresentam normalmente ventos fracos ou moderados (velocidades na faixa de 1 a 7 m/s). Este tipo de oscilação restringe-se a uma faixa de frequência de 3 a 150 Hz, dependendo da velocidade do vento e amplitudes máximas de vibração quase sempre menores do que uma vez o diâmetro do condutor. Essas vibrações eólicas são as de maior incidência nos condutores brasileiros (Figura 3-8).

Conforme Amarante, Zack e Sá (2001), os regimes de vento sobre o Brasil é controlada pelos aspectos da circulação geral planetária da atmosfera, esse perfil de circulação atmosférica encontra variações significativas por diferenças em propriedades de superfícies, tais como geometria, altitude de terreno, vegetação e distribuição de superfícies de terra e água. No Brasil essas características são organizadas em sete regiões geográficas, nas quais as velocidades médias anuais variam entre 3 e 10 m/s dependendo da região (Figura 3-8).

A causa básica desse tipo de vibração é o desprendimento alternado de vórtices induzidos pelo vento, na parte superior e inferior do condutor. Esta ação cria um desbalanceamento das pressões, forçando o condutor a se mover para cima e para baixo em ângulo reto com a direção do vento, formando vórtices os quais se repetem em intervalos regulares conhecidos como esteiras de vórtices de von Karman. Esse movimento alternado é ainda alimentado com a continuidade do fluxo de ar (CIGRÉ, 1989). Este tipo de vibração pode vir a ser o fator fundamental do encurtamento da vida útil das linhas de transmissão.



Figura 3-8 – Regimes de vento sobre o Brasil. (AMARANTE, ZACK E SÁ 2001)

O parâmetro governante do escoamento incompressível ao redor de um corpo cilíndrico é o número de Reynolds, Re, definido pela razão:

$$Re = Ud/v$$
 3-24

Na qual U é a velocidade do escoamento, d é o diâmetro do condutor e v é o coeficiente de viscosidade cinemática do fluido, para o ar em condições normais, $v = 1,5.10^{-5} \text{ m}^2/\text{s}$. Com o

aumento de Re, o escoamento passa por sucessivas transições em diferentes regiões de escoamento perturbado, como é apresentada na Figura 3-9:

Na Figura 3-9 é apresentada comportamento do escoamento do ar em torno de um cilindro. Tem-se que, para um número de Reynolds baixo, menores que 5, o regime de escoamento segue o contorno do cilindro, sem separação (descolamento). De acordo que se aumenta o número de Reynolds, a camada limite se descola da parede do cilindro e um par de vórtices fixos é formado próximo ao corpo. Quando o valor do número de Reynolds se encontra na faixa de 15 a 40, ocorre uma bifurcação do sistema. As camadas cisalhantes dos lados opostos do cilindro começam a interagir e formar uma esteira de vórtices, conhecida como esteira de Von Karmann. Nessa condição, o escoamento apresenta uma frequência típica associada ao desprendimento alternado dos vórtices, a frequência de Strouhal, cuja relação adimensional é apresentada na equação 3-25. O número de Strouhal (*St*) está compreendido entre 0,185 e 0,2 para vibrações em condutores (VERMA, 2002).



300 < R < 3x10 Turbulência

Figura 3-9 – Relação entre Re e a formação de esteiras de vórtices. (MURÇA, 2011).

Na qual f_s é a frequência com que os vórtices são emitidos na saída do cilindro ou número
de ciclos completos da esteira de vórtices em Hz.

Assim sendo, reescrevendo a equação 3-25 com a finalidade de encontrar a frequência de excitação (f_s) dos condutores em função do número de Strouhal (St), velocidade do vento (U), e o diâmetro do condutor (d), tem-se:

$$f_s = \frac{USt}{d}$$
 3-26

3.2.2 Cabos Condutores

O cabo condutor é formado por um grupo de fios dispostos concentricamente em relação a um fio central, formando coroas compostas de fios torcidos, helicoidalmente, em direções opostas a cada camada. Na Figura 3-10 (a) é apresentada uma ilustração de um condutor do tipo ACSR, na qual possui camadas de fios de alumínio e de fios de aço. No interior do grampo, o cabo condutor estabelece uma série de regiões de contato, quer entre fios de alumínio internamente, quer entre os fios e as ferragens na camada mais externa do cabo como apresentada na Figura 3-10 (b). A Tabela 3-1 apresenta os principais tipos de cabos condutores e seus materiais.



Figura 3-10 - a) Figura de um cabo condutor ACSR em corte; b) Regiões de contato. (FADEL, 2012).

Tipo de Condutor	Descrição
CA (AAC)	Cabos de Alumínio (All Aluminium Conductor)
CAA (ACSR)	Cabos de Alumínio com Alma de Aço (<i>Aluminium Conductor Steel</i> <i>Reinforced</i>)
CAL (AAAC)	Cabos de Alumínio Liga (All Aluminium Alloy Conductor)
ACAR	Cabos de Alumínio com Alma de Liga de Alumínio (Aluminium Conductor Alloy Reinforced)
TW	Fios Trapezoidais (Trapezoidal Wires)

Tabela 3-1 Principais tipos de condutores

3.2.3 Fórmula de Poffenberger-Swart

Para o cálculo da tensão nominal é utilizado uma metodologia estabelecida pelo IEEE a partir de 1966 como padrão para as medições de vibrações senoidais de condutores, a qual estabelece uma relação entre o movimento do condutor e a severidade da fadiga. Esse padrão é baseado na fórmula de Poffenberger-Swart.

Devido a impossibilidade da medida exata da tensão mecânica na região de falha de um condutor, em consequência de um estado extremamente complexo de tensões, é necessário a utilização de considerações. Esse modelo teórico experimental considera a parcela do cabo na vizinhança do ponto de restrição como uma viga de Euler.

A fórmula de Poffenberger-Swart (P-S) é normalmente usada para correlacionar uma amplitude de deslocamento vertical, medido pico a pico, (Y_B), de um ponto do cabo, distante 89 mm (3,5") do último ponto de contato (UPC) entre o cabo e o grampo de suspensão, habitualmente chamado de ponto 89 (Figura 3-11). Essa equação está diretamente associada à tensão experimentada por um fio de alumínio da camada mais externa do cabo e na boca do grampo (POFFENBERGER; SWART, 1965).



Figura 3-11 – Ilustração esquemática da montagem cabo-grampo (FADEL, 2012, modificado).

Dessa forma o valor da tensão de flexão pode ser obtido pela equação apresentada:

$$\sigma_a = KY_B$$
 3-27

na qual σ_a é a tensão nominal (zero a pico), Y_B é a gama de amplitude de deslocamento (pico a pico), medida a partir do ponto 89, o valor de *K* [N/mm³] é a constante de Poffenberger, obtido pela equação 3-28. Para o condutor IBIS, *K* = 31,35 [N/mm³].

$$K = \frac{E_a dp^2}{4(e^{-px} - 1 + px)}$$
3-28

Na qual E_a [MPa] é o módulo de elasticidade (Módulo de Young), d [mm] é o diâmetro dos fios de alumínio da camada externa do cabo, x é a distância ao longo do cabo entre o UPC e o ponto de medição, usualmente 89 mm, e o valor de p é dado por:

$$p = \sqrt{\frac{\mathbf{T}}{EI}}$$
 3-29

na qual **T** [N] é a carga diária média de esticamento para a temperatura média durante a medição (EDS – *Every Day Stress*) e *EI* [N.mm²] é a rigidez a flexão do cabo, cujo valor mínimo é dado por:

$$EI_{\min} = n_a E_a \frac{\pi d_a^4}{64} + n_s E_s \frac{\pi d_s^4}{64}$$
 3-30

na qual n_a , E_a , e d_a são respectivamente, o número, o módulo de elasticidade e o diâmetro individual dos fios de alumínio, e n_s , E_s , d_s são o número, o módulo de elasticidade e o diâmetro individual dos fios de aço.

Por intermédio da identificação dos valores eficazes médio (RMS) de um carregamento banda estreita, pode-se encontrar uma amplitude de deslocamento pico a pico equivalente, Y_{Eq} :

$$Y_{Eq} = 2.\sqrt{2 \text{RMS}}$$
 3-31

e ajustando a equação de P-S (Equação 3-27) para amplitudes de tensão equivalente, σ_{Eq} , para os ensaios de fadiga com amplitudes variável, obtém-se a equação 3-32.

$$\sigma_{Eq} = KY_{Eq}$$
 3-32

O número de ciclos (*N*) para ensaios de fadiga com amplitude variável pode também ser calculado em função da taxa de cruzamentos de zeros média, $E[0^+]$ e a quantidade de blocos de carregamento (**nb**) até a falha:

$$N = E[0^+]T\mathbf{nb}$$
 3-33

na qual *T*, é o tempo em segundos. Para este trabalho será 1800 segundos, tempo representando os 30 minutos de extrapolação das gravações explicada na metodologia dos ensaios.

3.2.4 Critérios de projetos contra fadiga em condutores

No que concerne a projetos de uma linha de transmissão, há dois tipos de critérios adotados que visam proteger os condutores em relação ao processo de fadiga, a metodologia EPRI

(1979) e a IEEE (1978). Ambas estabelecem limites de vibração máximos que podem ser suportados pelos condutores de modo que eles trabalhem abaixo do limite de resistência à fadiga em uma região segura, e possuem o princípio da deformação ou tensão do cabo medida com base no ponto 89 mm a partir do último ponto de contato cabo/grampo.

No entanto uma linha em operação está sujeita a todo tipo de intempéries que de certa forma são eventos aleatórios, tornando as condições reais de campo às vezes extrapoladas as condições previstas em projetos, o que muito incentiva esse estudo da fadiga aleatória nos cabos condutores. A abordagem ainda mais utilizada são metodologias que dedicam na previsão da vida remanescente nos condutores, através do dano cumulativo proposto pelo CIGRÉ (1985), o qual possui como base a regra de acúmulo do dano linear como já vista no item 3.1.2.

3.2.4.1 Metodologia do EPRI (Electric Power Research Institute)

A metodologia do EPRI sugere valores máximos de amplitudes de flexão e de amplitude de tensão, definidos como limites de resistência, para vários tipos de condutores. Caso esses patamares de amplitude fossem ultrapassados, a integridade do cabo estaria condenada pelo critério de fadiga. Esses valores são válidos para condutores do tipo CAA (ACSR), condutor do presente estudo.

Segundo IEEE, (2007) quando se considera um cabo CAA com mais de uma camada de fios de alumínio, a amplitude máxima de flexão varia entre 0,2 e 0,3 mm podendo ser considerado um único valor de 0,23 mm, caso haja uma falta de precisão na estimativa do limite de resistência de Poffenberger-Swart baseando-se nos limites de resistência à fadiga, obtidos mediantes testes laboratoriais para diferentes tipos de cabos CAA e de diferentes tamanhos, dada pela equação 3-34, na qual o valor de *K* [N/mm³] é a constante de Poffenberger.

Condutores CAA com uma camada de fios de alumínio possuem limite de resistência à fadiga de 22,5 MPa, e condutores com duas ou mais camadas o limite é de 8,5 MPa.

$$Y_B = \left[\frac{e^{-px} - 1 + px}{\left(E_a p^2 d_a\right)/4}\right] \sigma_a = \frac{1}{K} \sigma_a$$
3-34

3.2.4.2 Metodologia do IEEE (Institute of Electric and Electronic Engineers)

A metodologia do EPRI utiliza como parâmetro de projeto apenas a máxima amplitude de tensão correspondente ao limite de fadiga (EPRI, 1979). Na prática esses limites podem ser ultrapassados por um número limitado de vezes sem efeitos práticos na integridade do cabo condutor.

A extrapolação do limite de resistência proposto pelo IEEE segue as regras de que a amplitude de flexão não pode ultrapassar o limite de fadiga do material em mais de 5% do total de ciclos e de que apenas 1% do total de ciclos poderá ultrapassar 1,5 vezes o limite de fadiga. Além disso, o IEEE considera que, em nenhum ciclo da história de carregamento a tensão poderá alcançar 2 vezes o limite de fadiga.

Os limites de segurança adotados pelo IEEE equivalem às deformações em torno de 150µstrain. É conhecido que esses valores são excessivamente conservadores. Dependendo do caso e das definições de projeto, costuma-se aplicar valores de 1 a 2 vezes maiores, segundo o relatório do CIGRÉ (2006) 51% das empresas adotam o limite de deformação de 300µstrain.

Esse valor adotado de 150 µstrain pico a pico seria o valor aproximado de deformação equivalente ao limite de resistência à fadiga de cabos condutores do tipo CAA.

3.2.4.3 Metodologia do CIGRÉ WG 22-04 (International Council on Large Electric System)

A metodologia do CIGRÉ WG 22-04 para avaliação do tempo de vida de cabos condutores considera o efeito cumulativo dos ciclos de vibração adquiridos pelo medidor de vibrações em campo com a resistência da montagem cabo/grampo obtida em laboratório (EPRI, 1979).

O medidor de vibrações é instalado na linha em campo e mede a amplitude de deslocamento e a frequência de cada ciclo de vibração no ponto distante 89 mm do último ponto de contato entre o cabo e grampo durante um período de três meses. Essas medições são realizadas utilizando-se de uma taxa de amostragem elevada para uma melhor visualização do sinal capturado, para possibilitar maior fidelidade do sinal encontrando seus picos e vales para a contagem de ciclos *rainflow*. Esses dados são armazenados na memória dos medidores em forma de matriz, extrapoladas para o período de um ano, sendo posteriormente convertidas em tensões de flexão com o auxílio de uma equação semiempírica proposta por Poffenberger-Swart. E por fim, com a utilização da regra de Miner, pode-se então quantificar a fração de dano provocada e estimar quanto tempo a estrutura será capaz de resistir antes da falha por fadiga (Figura 3-12).

A dificuldade em aplicar esse método do CIGRÉ é que, geralmente, as curvas S-N para a montagem cabo/grampo não são disponíveis. Para isso, o comitê de estudos WG 22-04 do CIGRÉ, propôs uma curva limite de segurança, obtida a partir de um banco de dados para cabos condutores, denominada de *Safe Border Line* (CIGRÉ WG 22-04) apresentada na Figura 3-13, e representada pela equação 3-35:

$$\sigma_a = AN^b$$
 3-35

na qual σ_a é a tensão nominal em MPa, N é a vida em ciclos; e *A* e *b* são as constantes da curva. Para um condutor do tipo CAA com um número de camadas de fio de alumínio maior que 1 (multicamadas) essas constantes são conforme a Tabela 3-2. A curva CSBL é bilinear, porém geralmente é utilizada apenas sua forma simplificada, denominada neste trabalho como CSBL linear simples, na qual é considerada apenas os parâmetros da curva para N<1,56.10⁷.

A vida útil é considerada como o número de ciclos necessários para a ruptura de 10% dos fios do condutor ou um número específico de fios, convencionalmente adota-se a falha de 3 fios, prevalecendo o menor valor (EPRI, 1979).

Essa curva padrão fornece valores extremamente conservativos, com vidas até 8 vezes menores que as obtidas em testes de laboratório. Justificando economicamente o

levantamento de curvas específicas, uma vez que nenhum dos parâmetros descritos é simples de relacionar com as tensões que levam ao processo de fadiga e resultados em um condutor/grampo não podem ser aplicados a outro.



Figura 3-12 – (a) Vibrógrafo tipo Pavica, (b) Esquema da montagem do vibrógrafo no condutor (FADEL, 2012).

Para N <	: 1,56.10 ⁷	Para N >	• 1,56.10 ⁷
A	b	A	b
450	-0,2	263	-0,17

Tabela 3-2 - Constantes da Curva Limite de Segurança (EPRI, 1979).



Figura 3-13 – Curva Safe Border Line (CIGRÉ 1979).

4 MATERIAIS

4.1 CONDUTOR

Os ensaios foram realizados no condutor tipo IBIS – CAA 397,5 MCM 26/7. Esse condutor possui três camadas concêntricas, sendo a mais interna formada por 7 fios de aço ("alma" de aço) e as outras duas, mais externas, formadas por 26 fios de alumínio, como apresenta a Figura 4-1(a). Cada camada, encordoada helicoidalmente, é disposta sempre em sentido oposto ao da camada vizinha, gerando a formação 26/7 que caracteriza o cabo IBIS 397,5 MCM (Figura 4-1(b)).

O núcleo formado pelos fios de aço é responsável pela sustentação mecânica, e as camadas de alumínio pela condutividade elétrica. Os cabos utilizados no Brasil atendem as especificações da norma ABNT NBR 7270/88 e as amostras ensaiadas, cujo fabricante é a Prysmian Cabos e Sistemas (antiga Pirelli Cabos), foram fornecidas pela CELG.



Figura 4-1 – (a) Desenho esquemático da seção do condutor IBIS e (b) amostra de um condutor IBIS (FADEL, 2012).

A Tabela 4-1 apresenta algumas propriedades básicas do material do condutor, fios de alumínio (1350-H19) enquanto que a

Tabela 4-2 apresenta as características estruturais e dimensionais do condutor IBIS.

Propriedades Físicas e Mecânicas	Unidade	Valor
Coeficiente de Poisson	-	0,33
Densidade	kg/m ³	2705
Dureza Brinell	-	50
Massa específica	g/cm ³	2,705
Elongação na Quebra (Min)	%	1,5
Limite de Escoamento	MPa	165
Limite de resistência à tração	kgf/mm ²	17,6
Módulo de elasticidade fio sólido	kgf/mm ²	7000
Resistência à Fadiga para 5x10 ⁸ Ciclos	MPa	48,3
Resistência ao Cisalhamento	MPa	103

Tabela 4-1 - Propriedades do alumínio (1350-H19) (NEXANS-modificado).

Tabela 4-2 - Características dimensionais e estruturais do cabo condutor (PRYSMIAN)

Condutor	Bitola	Seção	Nomina	l [mm ²]	Formaç fios x diâ	ão (nº metro)	Diâmetro Externo	Peso Líquido	Carga de
Condutor	MCM	Al	Aço	Equiv. Cobre	Al	Aço	Nominal [mm]	Nominal [kg/km]	Ruptura [kgf]
IBIS	397,5	201,4	32,73	126,7	26x3,14	7x2,44	19,88	814,3	7394

4.2 GRAMPO DE SUSPENSÃO

O grampo de suspensão é o instrumento de apoio dos cabos condutores. O grampo utilizado, adequado, para os ensaios do cabo IBIS, foi o monoarticulado fornecido pela fabricante Forjasul, com diâmetro mínimo de 17 mm e máximo de 29 mm, carga de ruptura de 7.000kg e peso total de 1,28 kg. Composto de liga de alumínio (SAE 305) de elevada resistência mecânica, não magnética e muito resistente a corrosão (FORJASUL, 2012).

O grampo ensaiado suporta 60% da carga de ruptura do cabo de maior bitola utilizado e apresenta resistência mínima de escorregamento de 25% da carga de ruptura do maior condutor. A peça possui superfície lisa e uniforme, não apresentando arestas cortantes e a "boca" de saída tem ângulo máximo de 20°, evitando assim danificar os cabos. A Figura 4-2 apresenta um desenho técnico da geometria do grampo monoarticulado e suas especificações, e a Figura 4-3 ilustra o conjunto cabo/grampo.

Referência Número EMB. ACOMODAÇÂO RUPTURA PESO Catálogo PKG. CLAMPING RANGE ULTIMATE STRENGHT A B C D E WT Catalogue un. mm² kgf mm mm mm mm kgg Number V <th>B^{±6}</th> <th></th>	B ^{±6}										
$ \begin{array}{c c c c c c c c c c c c c c c c c c c $	Referência										
Catalogo PRC. CLAMPING RANGE ULTIMATE STRENGHT A B C D E WT Catalogue un. mm ² kqf mm mm mm mm mm mm kq Number V S101/003 31	Número	EMB.	ACOMODAÇÂO	RUPTURA		4		C		-	PESO
Catalogue Number un. mm² kqf mm kq 55101/001 1 5 - 11 3,000 19 54 150 3/8" 5/8" 0.725 55101/003 34 67 200 1/2" 5/8" 1.280 55101/004 1 28 - 38 8.000 40 85 235 1/2" 5/8" 2.135 55101/005 1 35 - 45 7,500 53 90 260 5/8" 5/8" 2.830	Catalogo	PKG.	CLAMPING RANGE	ULTIMATE STRENGHT		А	В	C	D	E	W
Number V <th>Catalogue</th> <th>un.</th> <th>mm²</th> <th>kgf</th> <th>1</th> <th>nm</th> <th>mm</th> <th>mm</th> <th>mm</th> <th>mm</th> <th>kg</th>	Catalogue	un.	mm²	kgf	1	nm	mm	mm	mm	mm	kg
55101/001 1 5-11 3,000 19 54 150 3/8" 5/8" 0.725 55101/002 1 8-19 6.500 22 57 180 3/8" 5/8" 0.880 55101/003 1 17-29 7,000 34 67 200 1/2" 5/8" 1.280 55101/004 1 28-38 8.000 40 85 235 1/2" 5/8" 2.135 55101/005 1 35-45 7,500 53 90 260 5/8" 5/8" 2.830	Number		V			\mathbf{v}					
55101/002 1 8 - 19 6.500 22 57 180 3/8" 5/8" 0.880 55101/003 1 17 - 29 7,000 34 67 200 1/2" 5/8" 1.280 55101/004 1 28 - 38 8.000 40 85 235 1/2" 5/8" 2.135 55101/005 1 35 - 45 7,500 53 90 260 5/8" 5/8" 2.830	55101/001	1	5 - 11	3,000		19	54	150	3/8"	5/8"	0.725
55101/003 1 17-29 7,000 34 67 200 1/2" 5/8" 1.280 55101/004 1 28-38 8.000 40 85 235 1/2" 5/8" 2.135 55101/005 1 35-45 7,500 53 90 260 5/8" 5/8" 2.830	55101/002	1	8 - 19	6.500		22	57	180	3/8"	5/8"	0.880
55101/004 1 28 - 38 8.000 40 85 235 1/2" 5/8" 2.135 55101/005 1 35 - 45 7,500 53 90 260 5/8" 2.830	55101/003	1	17 - 29	7,000		34	67	200	1/2"	5/8"	1.280
<u>55101/005</u> 1 35-45 7,500 53 90 260 5/8" 5/8" 2.830	55101/004	1	28 - 38	8.000		40	85	235	1/2"	5/8"	2.135
	55101/005	1	35 - 45	7,500		53	90	260	5/8"	5/8"	2.830

Figura 4-2 – Grampo de suspensão modelo Forjasul55101/003 (FORJASUL, 2012).



Figura 4-3 - (a) Conjunto cabo/grampo e (b) vista em corte da montagem cabo/grampo (FADEL, 2012).

5 METODOLOGIA

5.1 PROGRAMA EXPERIMENTAL

O programa experimental deste trabalho consistiu na realização de ensaios de fadiga em condutores submetidos a carregamentos com amplitudes constante (senoidal) e variável (banda estreita), com carga de tracionamento equivalente à EDS de 20%, com critério de falha para a primeira quebra do fio de alumínio. O cabo condutor utilizado para o estudo foi o cabo CAA 397,5 MCM (IBIS).

Os ensaios de fadiga com amplitudes constantes foram necessários para uma melhoria na curva S-N existente do IBIS, uma vez que essa é a base do estudo. Assim, ensaios senoidais de diversas amplitudes de tensão foram realizados para a determinação de uma nova curva S-N para complementar dados já realizados e descritos por outros autores como Fadel (2010, 2012) e Murça (2011).

Para a realização da pesquisa foi utilizada a bancada de ensaios mecânicos à fadiga de cabos condutores de energia do Laboratório de Fadiga e Integridade Estrutural de Cabos Condutores de Energia – LABCABOS/UNB. A descrição detalhada da montagem e do funcionamento da bancada se encontra no APÊNDICE A deste trabalho.

A Figura 5-1 apresenta de forma esquemática o programa experimental proposto nessa tese. Primeiramente é instrumentada a amostra na bancada (1) para a realização do ensaio conforme explicado no APÊNDICE A. A amostra é então submetida a uma excitação espectral banda estreita através do *shaker* (2), até a primeira quebra do fio de alumínio, e é monitorada a resposta do sistema no ponto 89 (3). A partir dessa monitoração, feita através de gravações temporais de 10 minutos, são realizadas análises temporal (4) e espectral (5) de fadiga da resposta que o condutor possui devido a excitação banda estreita.

A análise temporal realizada (4) é a forma clássica de análise de fadiga em condutores. Neste trabalho essa análise será baseada em curvas de fadiga estimadas através de ensaios realizados sob condições de carregamento de amplitude constante e variável. Para então, realizar estimativas de dano e de vida previstas utilizando a regra de Palmgren-Miner

associada a técnica de identificação e contagem de ciclos rainflow.

A análise espectral de fadiga em condutores (5) é realizada através do estudo das características espectrais da resposta para a predição do dano acumulado através de modelos espectrais banda estreita e de Dirlik. Sendo que, para o estudo dos parâmetros espectrais, é necessário primeiramente garantir a estacionariedade e ergodicidade das histórias de carregamento, que podem ser realizadas através de testes de raiz unitária (APÊNDICE B) e para as previsões de dano através de modelos espectrais banda estreita serão consideradas estimativas dos valores RMS temporal e espectral.



Figura 5-1 – Esquema do programa experimental.

5.1.1 PREPARAÇÃO DA AMOSTRA

Cada amostra do condutor foi esticada com o vão ativo de 41,5 m, posicionada na bancada conforme está descrito no APÊNDICE A. Após ser esticada, a amostra também segue uma sequência de procedimentos que conduz da preparação à montagem, todos descritos a seguir.

Primeiramente foi fixada uma das extremidades no grampo de ancoragem do bloco fixo 3 (Figura 3 - APÊNDICE A).

O corpo de prova foi então colocado dentro do grampo de suspensão (montado sobre o bloco móvel), tomados os devidos cuidados de não danificar a região do cabo que se encontra em contato com o grampo (Figura 7 - APÊNDICE A). Os parafusos de fixação do grampo de suspensão são instalados, porém suas porcas de fixação não apertadas.

A outra extremidade da amostra foi fixada no grampo de ancoragem localizado no vão passivo junto ao bloco de ancoragem, o bloco fixo 1 (Figura 2 - APÊNDICE A).

O corpo de prova foi então tracionado utilizando-se a talha de alavanca, e com a adição de contra pesos ao braço de alavanca, o condutor é tracionado até que que fosse atingida a carga de tracionamento equivalente à EDS de 30%.

Foram então retiradas as polias auxiliares que estavam posicionadas ao longo do vão de teste, que davam sustentação ao condutor, e este ficou em período de acomodação por 24 horas. Após essa acomodação, os contra pesos foram retirados até que o valor da carga de tração atingisse os 20% da EDS.

As porcas do grampo de suspensão foram então apertadas utilizando um torquímetro, com um torque de 50 Nm.

O condutor foi então fixado ao excitador eletromecânico (*shaker*) através da mesa de fixação (Figura 9(b) – APÊNDICE A), essa dotada de um acelerômetro e posicionada em ângulo reto em relação ao condutor (Figura 5-2).



Figura 5-2 - Conjunto shaker-mesa-condutor centralizados.

O grampo de suspensão foi montado com a abraçadeira metálica juntamente com o acelerômetro e o sensor laser (Figura 7 - APÊNDICE A) e em seguida verificadas todas as ligações dos sensores aos equipamentos de monitoração.

5.1.2 OPERAÇÃO DA BANCADA

Nesse trabalho, todas operações na bancada são realizadas por meio de dois *softwares* de controle, um desenvolvido pela empresa *Lynx* Tecnologia para o laboratório, denominado Teste de Fadiga em Condutores (TFC) e o outro pela *SignalStar* chamado *Vector Shaker Controller*.

5.1.2.1 Sweep ou Varredura em Frequência

Para cada ensaio, primeiramente é feita uma varredura em frequência para detectar as frequências naturais da amostra ensaiada. Foi selecionada para todos os ensaios uma frequência próxima a frequência natural de 22 Hz. Obviamente para cada ensaio há uma flutuação desses valores, mas buscando o mesmo pico de ressonância para cada amostra.

O sistema é excitado, mantendo-se constante a amplitude de deslocamento no ponto distante 89 mm do UPC entre o cabo e o grampo, apenas para que seja possível a marcação no corpo de prova do nó mais próximo ao grampo de suspensão, local no qual é instalado o sistema de detecção de quebra de fios.

Ainda que as condições de ensaio apresentem características de excitação randômica, procurou-se definir uma banda de excitação suficientemente pequena de modo a gerar uma resposta vibratória a qual excitava um único modo natural de vibração do condutor. Como consequência, o condutor vibrava em uma frequência central bem definida, o que permitiu manter a estratégia de montagem do sistema de detecção de quebra de fios.

No ensaio estocástico, o nó oscila nessa banda de frequência, porém em relação ao deslocamento do nó é bastante tolerável, já que o próprio dispositivo de detecção de quebra de fios possui uma largura razoável, não afetando assim, os registros de rotação da amostra e permitindo a detecção da quebra do condutor.

Instrumentado o cabo, os ensaios foram realizados em uma banda de frequência de excitação de 0,9 Hz, sendo 0,45 Hz à direita e 0,45 Hz à esquerda do pico de ressonância de cada amostra. Essa faixa foi encontrada experimentalmente como uma faixa de frequência propícia ao ensaio aleatório nas amostras do condutor, o qual permitiu que a excitação percorresse pela banda de frequência, abrangendo quase todo o pico de ressonância, e mantendo uma estabilidade durante os ensaios mesmo com a variação da frequência ao longo do tempo (dia e noite).

Um exemplo da escolha da banda de frequência é apresentado na Figura 5-3. Escolhido o pico de ressonância próximo ao de 22 Hz, no caso 21,94 Hz, a banda usada será de 21,49 Hz a 22,39 Hz. É possível observar que a banda abrange quase todo o pico de ressonância.



Figura 5-3 – Escolha da frequência através de uma varredura em frequência.

A Figura 5-4 apresenta um exemplo de um ensaio com uma banda maior de frequência, abrangendo dois picos de ressonância, enquanto que a Figura 5-5 exibe um com a banda de

frequência menor. É possível observar através das figuras, a estabilidade do sinal com a banda menor. O que se deve à menor quantidade necessária de potência para excitar a amostra ao longo da banda de frequência.



Figura 5-4 – Teste com banda larga.



Figura 5-5 – Teste com banda estreita.

5.1.2.2 Teste Randômico

Definido a banda de frequência do ensaio, é possível realizar o ensaio de resistência à fadiga aleatória do condutor. O ensaio é controlado pelo *software SignalStar Vector Shaker Controller* através do acelerômetro que se encontra posicionado na mesa em cima do *shaker*. Assim, o controle do ensaio é no *shaker*, e não no ponto 89, feito através do controle da aceleração definida e redimensionada para valores RMS. A leitura do ponto 89 é medida através de outro acelerômetro, que capta a resposta da excitação, lembrando que essa acompanha a resposta que o condutor possui em relação a excitação.

Os passos para execução deste procedimento de ensaio são descritos a seguir:

i) Abrir o programa SignalStar Vector Shaker Controller na função de ensaio randômico;

ii) Definir no *script* do *menu reference* a faixa de frequência a qual o sinal será excitado. Selecionar para redimensionar em RMS e definir a aceleração de excitação em valores de g (~9,81m/s²) (Figura 5-6). Os ensaios foram realizados em três grupos diferentes de aceleração de excitação média (0,8 g, 1,0 g e 1,5 g). A Figura 5-7 apresenta um exemplo do espectro da banda de frequência o qual o condutor será excitado.

	efe	rence						<u>?</u> ×
[Me	thod		A	bort Lines:	16	Limits Spec:	dB
	0	l able Signal	Limits Spe Auto dB		arm Low A	Alarm High 3.00	Abort Low	Abort High
[~	Rescale RMS	Accel: 1.000	0 g	Veloc:	63.76628 mr	n/sec Disp	0.46081 mm
		Frea	Bef	Туре	Alarm Low	Alarm High	Abort Low	Abort High 🔶
	1	21.59	0.00100000	Level	-3.00	3.00	-6.00	6.00
	1	21.59 22.49	0.00100000	Level Level	-3.00 -3.00	3.00 3.00	-6.00 -6.00	6.00 6.00
	1	21.59 22.49	0.00100000	Level Level	-3.00 -3.00	3.00	-6.00 -6.00	6.00 6.00

Figura 5-6 – Menu reference do SignalStar Vector Shaker Controller.



Figura 5-7 – Carregamento banda estreita.

iii) Definir no *script* do *menu run schedule* o tipo de entrada *level* e a duração do ensaio (Figura 5-8).

Run Schedule	?×
Level 1.000 36:00:00 E	Imable Entry Type Entry Detail Image: Constraint of the stress of the s
Add Delete	OK Cancel Help

Figura 5-8 – Menu run schedule do SignalStar Vector Shaker Controller.

iv) No ensaio randômico, o condutor é excitado em uma faixa de frequência determinada e a análise é feita no ponto 89, sendo assim, nesse ensaio, o controle é feito no shaker e a leitura no ponto 89, exemplos de dados definidos no *menu input channels* são apresentados na Figura 5-9. Vale ressaltar que apesar de existir um controle definido no sinal de excitação do shaker, o condutor não se comporta da mesma forma, dificultando a análise do ponto 89, o qual é o local de interesse e de menos informações definidas.

Control	C	Average	C Extremal	⊖ Minimal	۲	Single	
Chan	Name	Input	m¥/EU	EU	Scale	WghtCoef	Coupling
1	ShakerB	Control	99.7000	g	1.0000	1.0000	ICP4ma
2	89mm	Measure	99.7000	g	1.0000	1.0000	ICP4ma
3	Channel 3	Off	100.0000	9	1.0000	1.0000	AC
		•					

Figura 5-9 – Menu input channels do SignalStar Vector Shaker Controller.

v) Definido os parâmetros de ensaio, salvar o programa, ligar o amplificador "zerando" o ganho antes de posicionar o botão em cerca de 75% do ganho máximo e iniciar o programa.

v) Ligar o ADS para permitir a aquisição dos sinais dos sensores que não entram diretamente do controlador.

vi) Ligar o programa TFC, desenvolvido pela *Lynx*, o qual faz a aquisição dos dados coletados pelo ADS. Selecionar os sinais do laser do 89 e dos sensores de rotação para a aquisição dos dados e controle de quebra de fios. Em sua configuração foram definidos uma frequência de amostragem de 250 Hz, o tempo de gravação de 600 segundos tanto para os arquivos periódico quanto para os arquivos *rainflow* com intervalo de início de gravação a cada 30 minutos. (Figura 5-10).

vii) Selecionar os canais de leitura do ponto 89 mm para a contagem *rainflow*, colocando o número máximo do número de banda (128), e intervalo de leitura de 20 mm (de acordo com a posição do *laser*), e porcentagem de histerese de 0,58% calculada a partir dos dados de frequência de amostragem, número de banda e intervalo de leitura, geralmente equivale à metade da largura de banda (Figura 5-11).

Arquivo C	ontrole de Gravacã	io Controle do	Ensaio È Ba	inflow]		
Tidania		1.00111.010-00	Europio I una			
Freqüên	cia de Amostragem	250,00		Hz		
Séries	Temporais					
Int	ervalo entre grava	ções periódicas:	30 min	-		
	Pré-trigger para o	quebra de cabo:	10		s	
	Duraçã	io da gravação:	600		s	
Rainfl	ow					
Int	ervalo entre grava	ções periódicas:	30 min	•		
	Duração	da amostragem:	600		s	

Figura 5-10 – Parâmetros do ensaio do programa TFC.

Parâmetros do Ensaio											
Arquivo Controle de Gravação Controle do Ensaio Rainflow											
Marcar <u>T</u>	Marcar <u>T</u> odos <u>D</u> esmarcar Todos <u>L</u> imites do A/D Nº Sinais: 2										
Canal	Nome do Sinal	Unidade	Nº Bandas	Lim. Inferior	Lim. Superior	Histerese (%) L					
0	Temperatura	Celsius	64	-10	10	5					
✓ 1	Laser89_B	mm	128	6,9	9,9	0,58					
<u> </u>	Ângulo 1	graus	64	-100	100	5					
3	Ângulo 2	graus	64	-100	100	5					
▼ 4	Laser2_89_B	mm	128	8,7	11,7	0,58					

Figura 5-11 – Parâmetros do rainflow do SignalStar Vector Shaker Controller.

viii) O teste é monitorado a partir da coleta dos dados fornecidos pelo TFC, pelos *lasers* de rotação e cada teste é finalizado após o registro da 1ª quebra do condutor. A quebra é localizada a partir de gráficos realizados com os dados coletados.

5.1.2.3 Detecção de Quebras

Por intermédio do dispositivo de detecção de quebra de fios dos condutores (Figura 10 - APÊNDICE A) é possível identificar o instante (número de ciclos ou número de blocos de carregamento) onde ocorreu a quebra do fio de alumínio através da rotação causada.

As leituras dos sensores a laser do dispositivo de detecção de quebra propiciam a constituição de gráficos os quais permitem visualizar os ângulos do dispositivo ao longo do ensaio e suas alterações quando ocorre a falha do fio, podendo então realizar a parada do ensaio. Na Figura 5-12 é apresentada um exemplo de um gráfico construído de um dos ensaios randômicos realizados, sendo bem visível a variação de angulação o qual sinaliza a quebra do fio.



Figura 5-12 - Gráfico da rotação do cabo e localização da quebra do fio de alumínio

5.1.3 REMOÇÃO DO CORPO DE PROVA NA BANCADA

Após detectada a 1ª quebra do condutor o ensaio é parado e é feito a retirada da amostra, os procedimentos para tal seguem:

 i) Retirar os sensores do ponto 89, da mesa de fixação do *shaker* e o dispositivo de detecção de quebra dos fios e guardá-los;

 ii) Marcar no cabo a "boca" do grampo usando fita isolante preta, identificar na amostra e no grampo de suspensão referências a vão passivo e ativo e direita e esquerda. Permitindo análise depois da retirada da amostra;

 iii) Fixar braçadeiras a uma distância de cerca de 5 cm de cada extremidade do cabo na saída do grampo de suspensão (vão ativo / vão passivo), para prevenir que a região de falha seja perturbada durante o corte;

iv) Reposicionar as polias auxiliares ao longo do vão do teste e prender a gaiola do contrapeso à talha manual elevando-a para aliviar a carga aplicada sobre a amostra;

v) Aliviar a carga aplicada pela talha de alavanca fixada na extremidade do vão;

vi) Cortar a amostra na região do grampo de ancoragem preservando a porção limitada pelas braçadeiras e remover os parafusos de fixação do grampo de suspensão, retirando do suporte a amostra cortada com o grampo e sua tampa para análise posterior;

vii) Recolher as sobras da amostra, enrolando-as e fixando o rolo para armazenagem e posterior descarte.

viii) Abrir a amostra verificando a quantidade e local das quebras (externa ou interna, topo ou base, e distância da quebra a "boca" do grampo).

6 APRESENTAÇÃO E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

6.1 ENSAIOS DE FADIGA COM AMPLITUDES CONSTANTES

A análise do nível de dano previsto pela regra de Miner para os ensaios realizados sob condições de carregamento com amplitude variável será realizada com base em duas curvas de fadiga: i) CIGRÉ Safe Border Line (CSBL), cujos parâmetros foram apresentados na Tabela 3-2 e ii) uma curva S-N estimada através de ensaios realizados sob condições de carregamento de amplitude constante.

Os ensaios foram realizados utilizando-se uma carga de esticamento de 20% da carga de ruptura do condutor. Na Figura 6-1 são apresentados todos os resultados experimentais, a curva de tendência que melhor representa o comportamento médio dos dados experimentais e as respectivas fronteiras que definem a faixa de variação das previsões individuais da curva de tendência. Ainda na Figura 6-1 foi traçada a curva CSBL, que representa uma curva S-N derivada a partir de vários testes de fadiga em condições de laboratório em fios e cabos de alumínio. Ressalta-se que a CSBL representa um limite inferior para o número de ciclos que um condutor multicamadas suportaria sem que se observasse falhas em 3 fios ou 10% do total de fios de alumínio. Os parâmetros da curva S-N e seus respectivos erros padrão estão localizados na Tabela 6-1.

Analisando os resultados encontrados apresentados na Figura 6-1 é possível verificar que para um mesmo nível de amplitude de tensão a curva S-N prevê uma vida maior do que a curva CSBL. Assim, considerando que o dano é inversamente proporcional a vida, é muito provável que os resultados previstos com base nessa curva S-N apresentarão níveis de dano inferiores aos obtidos pela CSBL. Porém, extrapolando a curva S-N para níveis de amplitudes de tensão maiores e menores, verifica-se que as curvas tendem a se aproximarem quando N cresce e se afastarem quando N decresce. Vale ressaltar que devido ao tempo e custo elevados, geralmente os ensaios de fadiga em cabos condutores são realizados em uma faixa de amplitudes de tensão relativamente elevada (entre 28 e 45 MPa 0-pk ou 0,9 e 1,39 mm pk-pk), situações que em *condições reais* ocorrem com pouca frequência. Com consequência dessa limitação experimental é comum a extrapolação da curva S-N para além dos dados experimentais. Na Figura 6-1 é apresentada uma extrapolação para uma vida elevada para uma melhor visualização e comparação posterior.



Figura 6-1 – Curva S-N experimental do condutor IBIS – Estimada com base nos resultados dos ensaios de amplitude constante.

Tabela 6-1 – Parâmetros da curva S-N do condutor IBIS estimados com base nos resultados dos ensaios de amplitude constante.

Parâmetro	Coeficientes N	ão Padronizados
	Estimativa	Erro Padrão
Log(k)	2,718	0,130
m	-,193	0,021

6.2 ENSAIOS DE FADIGA BANDA ESTREITA

Para a análise de fadiga aleatória em condutores foram realizados testes de fadiga banda estreita em 13 amostras de condutores do tipo IBIS com uma carga de esticamento de 20% da carga de ruptura para diferentes níveis médios de aceleração de excitação no *shaker* em valores de g: 0,8 g, 1,0 g e 1,5 g.

Na Tabela 6-2 são apresentados os ensaios realizados em ordem cronológica de execução com suas respectivas vidas experimentais em números de blocos e ciclos até a falha (calculado através da equação 3-33). Também são apresentadas nessa tabela as estimativas de dano e de vida previstas ao se utilizar a regra de dano de Palmgren-Miner acoplada a técnica *rainflow* de identificação e contagem de ciclos. Tais previsões foram obtidas considerando as curvas de fadiga S-N, CSBL linear simples e CSBL bilinear.

		V (Até a 1	⁷ ida ^a Quebra)		Dano Acumula	ado	Previsão) de Vida (Cic	los) (x10 ⁶)
Ensaios	Excitação shaker (g)	N°	Nº Ciclos	Curva	Curva	CSBL	Curva	Curva	CSBL
		Blocos	(x10⁶)	S-N	Linear Simples	Bilinear	S-N	Linear Simples	Bilinear
1	1,0	75	3,06	0,48	1,389	1,390	6,33	2,20	2,20
2	1,0	75	3,07	0,47	1,209	1,210	6,47	2,54	2,54
3	1,0	112	4,55	0,75	1,988	1,989	6,08	2,29	2,29
4	0,8	160	6,51	0,79	1,874	1,876	8,22	3,47	3,47
5	0,8	241	9,76	0,93	2,176	2,180	10,45	4,48	4,48
6	0,8	261	10,48	0,63	1,130	1,134	16,62	9,27	9,24
7	0,8	137	5,49	0,53	1,112	1,114	10,43	4,93	4,92
8	1,0	86	3,44	0,44	0,959	0,961	7,74	3,58	3,58
9	1,0	107	4,25	0,72	2,099	2,100	5,90	2,02	2,02
10	1,5	44	1,74	0,45	1,742	1,742	3,88	1,00	1,00
11	1,5	32	1,27	0,51	2,016	2,017	2,48	0,63	0,63
12	1,5	70	2,79	0,89	3,198	3,198	3,12	0,87	0,87
13	1,5	53	2,13	0,66	2,227	2,227	3,22	0,96	0,96
Dano Mé	édio			0,64	1,78	1,78			
Desvio P	adrão			0,17	0,62	0,62			
Coeficier	te de Variân	icia		26,8%	34,8%	34,8%			

Tabela 6-2 – Dados dos ensaios de fadiga banda estreita do condutor IBIS.

Analisando primariamente os resultados apresentados na Tabela 6-2 é possível realizar os seguintes comentários: i) as estimativas de dano realizadas com base nas curvas CSBL tiveram variações na terceira casa decimal, implicando que os resultados podem ser considerados iguais, ii) as previsões médias de dano estão relativamente *distantes* de 1, que é o valor tipicamente utilizado para definir a falha por fadiga segundo a regra de Palmgren-Miner (uma análise mais rigorosa dos resultados será realizada a seguir).

Na Figura 6-2 é apresentada uma comparação das vidas observadas pelas vidas estimadas pela curva S-N e pela curva CSBL linear simples. Nesse gráfico, a linha diagonal central representa a condição de ajuste perfeito entre a vida registrada e a estimada, enquanto que as linhas tracejadas representam uma faixa de variação da ordem de quatro vezes a vida registrada.



Figura 6-2 – Comparação das vidas estimadas e observadas calculadas pelas curvas S-N e CSBL linear simples.

Ainda analisando a Tabela 6-2 e a Figura 6-2 verifica-se que a curva S-N obtida pelos ensaios de amplitudes constantes realmente é não conservativa, uma vez que seus resultados localizaram-se acima da diagonal central, o valor do dano acumulado calculado utilizando essa curva foi menor que 1 e as previsões de vida foram todas maiores que as experimentais para todos os ensaios realizados, sendo que em alguns ensaios essa ordem de grandeza foi maior de dois.

Analogamente, tem-se que a curva CSBL é conservativa, com resultados abaixo da diagonal central, dano acumulado maior que 1 e vidas previstas menores que as experimentais, com exceção de apenas um ensaio (ensaio 8). No entanto as previsões utilizando a curva CSBL resultaram no aparecimento de pontos abaixo da linha tracejada inferior, ou seja, previu vidas menores que a metade da vida experimental, o que pode induzir ao desenvolvimento de projetos conservativos - no que pese o fato de ser muito razoável admitir fatores da ordem de 2 ou superiores em projetos de linhas de transmissão.

Ainda que os resultados se encontrem, em sua maioria, dentro da faixa admissível de

incerteza, as previsões de vida utilizando essas curvas não foram muito eficazes. Em vista disso, será apresentada uma proposição alternativa para o cálculo da previsão de vida baseando-se em uma curva de fadiga que possa ser extraída a partir de ensaios de amplitudes variáveis com características de banda estreita.

Para a construção dessa curva será definida uma função senoidal cuja amplitude de tensão de Poffenberger (ou de deslocamento no ponto 89) possua a mesma quantidade de energia espectral disponível na história de carregamentos nas condições de amplitude variável com características de banda estreita. Em termos espectrais, essa quantidade de energia é representada por meio do valor RMS da história – que pode ser quantificado estimando o desvio padrão da história ou a integral da função de densidade espectral de potências. Nesse sentido, a obtenção da amplitude de deslocamento equivalente (pk-pk), Y_{Eq} , pode ser obtida utilizando-se a equação 3-31. Já a amplitude de tensão equivalente (0-pk), σ_{Eq} , será calculada multiplicando-se o valor RMS por $\sqrt{2}$.

Uma vez definida a amplitude de tensão equivalente constrói-se o diagrama S-N considerando os pares ordenados que relacionam σ_{Eq} com o número de ciclos necessários para a ocorrência da falha do condutor por um critério especifico (no caso particular a quebra do 1º fio).

Na Figura 6-3 é apresentado o diagrama σ_{Eq} -N obtido a partir dos ensaios de fadiga banda estreita. Nessa figura, ainda são traçadas i) a curva de tendência representativa do comportamento de falha do condutor, cujos parâmetros estão apresentados na Tabela 6-3, ii) os respectivos limites que definem a faixa de variação das previsões individuais da curva de tendência σ_{Eq} -N, e iii) a curva CSBL.

Analisando somente o comportamento dos pontos experimentais apresentados na Figura 6-3, observa-se que para um mesmo nível de amplitude de tensão, na maior parte dos ensaios, as vidas medidas foram menores do que as previstas pela curva CSBL. Analogamente ao estudo realizado no item 6.1 (análise dos ensaios sob condições de amplitude constante), observa-se que os resultados previstos com base na curva σ_{Eq} -N apresentarão níveis de danos maiores aos obtidos pela CSBL. Porém, extrapolando a curva para níveis de amplitudes de tensão maiores e menores, verifica-se que quando N cresce as curvas tendem a se afastarem

e quando N decresce a curva σ_{Eq} -N cruza a CSBL.



 $\label{eq:Figura} Figura~6-3-Curva~\sigma_{Eq}-N~experimental~do~condutor~IBIS~estimada~com~base~nos~resultados~dos~ensaios~de~amplitude~variável.$

resultados dos e	nsaios de amplit	ude variável.				
	Coeficientes Não					
Parâmetro	Padronizados					
	Estimativa	Erro Padrão				
$Log(\mathbf{k})$	2,849	0,208				
m	-,237	0,032				

Tabela 6-3 – Parâmetros da curva σ_{Eq} -N do condutor IBIS estimada com base nos resultados dos ensaios de amplitude variável.

Uma observação interessante é que os ensaios de fadiga banda estreita foram realizados em uma faixa de amplitudes de tensão equivalente menor (14 - 24 MPa) que a dos ensaios de amplitudes constantes (28 – 43 MPa).

De modo distinto ao comportamento da curva de fadiga obtida a partir de ensaios sob

condições de amplitude constante, a curva σ_{Eq} -N apresenta a característica de cruzar a curva CSBL em uma amplitude tensão próxima a 37,5 MPa. Tal situação induz que as previsões de vida realizadas utilizando a curva σ_{Eq} -N sejam menores para amplitudes de tensão maior que 37,5 MPa e vidas maiores para amplitude de tensão menores que 37,5 MPa, o que tornaria a curva proposta mais conservativa do que a CSBL – Entretanto, acredita-se que tal comportamento é resultante do processo de extrapolação dos dados experimentais e que se existissem pontos experimentais nessa região a curva apresentaria um comportamento mais representativo do processo de fadiga.

Dando continuidade à análise de validação do uso da curva σ_{Eq} -N na previsão de vida de cabos condutores, realizou-se cálculo do dano acumulado de forma semelhante à descrita no início desse item, mas agora utilizando-se essa nova curva. Os resultados obtidos são apresentados na Tabela 6-4 e na Figura 6-4 e na Figura 6-5.

Ensaios	Excitação shaker (g)	Vi (Até a 1ª	da Quebra)]	Dano Acumula	ıdo	Previsão de Vida (Ciclos) (x10 ⁶)				
		Nº Blocos	Nº Ciclos (x10 ⁶)	Curva S-N	Curva CSBL	Curva σ _{Eq} -N	Curva S-N	Curva CSBL	Curva σ _{Eq} -N		
1	1,0	75	3,06	0,48	1,389	1,20	6,33	2,20	2,56		
2	1,0	75	3,07	0,47	1,209	1,17	6,47	2,54	2,62		
3	1,0	112	4,55	0,75	1,988	1,85	6,08	2,29	2,46		
4	0,8	160	6,51	0,79	1,874	1,95	8,22	3,47	3,34		
5	0,8	241	9,76	0,93	2,176	2,30	10,45	4,48	4,25		
6	0,8	261	10,48	0,63	1,130	1,54	16,62	9,27	6,80		
7	0,8	137	5,49	0,53	1,112	1,29	10,43	4,93	4,25		
8	1,0	86	3,44	0,44	0,959	1,09	7,74	3,58	3,15		
9	1,0	107	4,25	0,72	2,099	1,78	5,90	2,02	2,38		
10	1,5	44	1,74	0,45	1,742	1,31	3,88	1,00	1,33		
11	1,5	32	1,27	0,51	2,016	1,28	2,48	0,63	0,99		
12	1,5	70	2,79	0,89	3,198	2,23	3,12	0,87	1,25		
13	1,5	53	2,13	0,66	2,227	1,64	3,22	0,96	1,30		
Dano Médio				0,64	1,78	1,59					
Desvio P	adrão			0,17	0,62	0,41					
Coeficier	te de Variar	ncia		26,8%	34,8%	25,7%					

Tabela 6-4 – Resultados da utilização da curva σ_{Eq} -N na previsão de vida.



Figura 6-4 – Comparação entre as vidas observadas e estimadas pelas curvas S-N, CSBL e σ_{Eq} -N.



Figura 6-5 - Comparação das curvas do condutor IBIS.

Avaliando os resultados apresentados Tabela 6-4 e na Figura 6-4 e na Figura 6-5, algumas observações importantes são descritas a seguir.

Comparando os resultados obtidos a partir do uso da curva σ_{Eq} -N com os da S-N, pode-se afirmar que as previsões de vida utilizando a curva σ_{Eq} -N são mais conservativas. Em razão das previsões realizadas com base nessa curva indicarem a falha antes da falha ocorrer.

Quando a mesma comparação é realizada considerando os resultados obtidos pela curva CSBL, verifica-se que o dano calculado pela curva σ_{Eq} -N foi menor que o calculado pela CSBL. Em princípio parece ser contraditório, visto que conforme discutido anteriormente, uma ampla faixa da curva σ_{Eq} -N localiza-se abaixo da curva CSBL – o que induziria uma expectativa de que o dano calculado pela curva proposta fosse maior. Uma hipótese que permite justificar esses resultados relaciona-se ao fato de poder haver um percentual significativo de amplitudes de tensão superiores a 37,5 MPa. Analisando as histórias de carregamento de todos os ensaios foi possível construir os gráficos apresentados na Figura 6-6.



Figura 6-6 - (a) Curvas de fadiga, (b) diagrama de distribuição de frequências de amplitudes de tensão, (c) diagrama do percentual de dano das amplitudes de tensão.

Na Figura 6-6 são apresentados na mesma escala de amplitude de tensão gráficos representativos: (a) das três curvas de fadiga, (b) da distribuição da frequência de ocorrência

das amplitudes de tensão em função do nível médio de excitação do condutor (0,8, 1 e 1,5 g), e (c) da contribuição percentual acumulada de dano das amplitudes de tensão em função do nível médio de excitação do condutor. Analisando qualitativamente o gráfico (b) da Figura 6-6 observa-se que, quanto maior o nível excitação, maior é a quantidade de eventos com amplitudes de tensão superiores a 37,5MPa. Como consequência também é possível observar um aumento na contribuição percentual do dano acumulado a medida que o nível de excitação do condutor aumenta (ver Figura 6-6 (c)). Dos dados tabulados calculou-se as seguintes probabilidades de ocorrência de amplitudes de tensão superiores a 37,5 MPa: 0,32, 1,27 e 7,38 %, referentes aos níveis de excitação do condutor, com contribuições percertuais de dano da ordem de 8,6, 20 e 54,33 %, respectivamente. Nota-se que apesar dessa região conter poucos eventos em termo de amplitude tensão, a contribuição para o dano é significativa – o que acaba explicando os resultados menos conservativos para as previsões de vida.

6.3 PREVISÃO DE VIDA BASEADA EM MODELOS ESPECTRAIS

A forma clássica de previsão de vida à fadiga de condutores é baseada no método *rainflow* conforme apresentando anteriormente. Entretanto, considerando o comportamento típico das histórias de tensão observadas em condutores de energia sob condições reais de uso, inferese ser muito provável que a utilização de metodologias de previsão de vida baseada em parâmetros espectrais também possa ser utilizada para estimar de forma mais eficiente o dano de fadiga dos condutores. Entretanto, para que a previsão de vida por meio de métodos espectrais possa ser satisfatória, algumas condições devem ser satisfeitas. Assim, a primeira etapa dessa análise consistirá em estudar o comportamento de parâmetros espectrais que garantam as propriedades de estacionariedade e ergodicidade das histórias de carregamento e também as características estatísticas dos parâmetros utilizados nos modelos espectrais. Assim, neste capítulo serão apresentados e discutidos de uma forma geral o comportamento dos parâmetros espectrais (para um estudo mais detalhado ver APÊNDICE C).

Na Tabela 6-5 são reapresentados os ensaios realizados separados por grupos de excitação no *shaker* e discutidos nos próximos itens. Os grupos são: i) grupo 1, ensaios realizados com excitação média de 0,8 g, ii) grupo 2, ensaios realizados com excitação média de 1,0 g, e iii) grupo 3, ensaios realizados com excitação média de 1,5 g. São reapresentadas na mesma tabela as respectivas vidas dos ensaios até a 1ª quebra do fio de alumínio, vida em número de blocos de carregamento e em número de ciclos até a falha. Bem como são apresentados os valores quadráticos médios (RMS) calculados juntamente com os coeficientes de variância (CV), os parâmetros de banda (fator de irregularidade, FI e parâmetro de largura, PL), taxas de cruzamentos de zeros e a classificação dos ensaios.

6.3.1 Comportamento das histórias de carregamento

Conforme discutido anteriormente, para que os modelos espectrais possam ser utilizados de forma eficaz é necessário que o processo seja considerado, pelo menos, estacionário fraco (estacionário no sentido amplo). Para que o processo seja considerado estacionário fraco tanto a média quanto a função de autocorrelação precisam ser consideradas invariantes. A seguir será realizado um estudo sobre a evolução desses parâmetros de modo a garantir, pelo menos, a condição de estacionariedade fraca das histórias deslocamentos no ponto 89 (ou das tensões no último ponto de contato) seja satisfeita.

O sistema de leitura e aquisição do sinal no conjunto cabo-grampo, foi realizado através de um sensor laser que possui uma faixa de leitura de -5 a 5 mm. Além de ser uma faixa restrita, o sensor é posicionado manualmente para cada ensaio (ou reposicionado quando há parada de ensaio). Dessa forma, a posição do sensor em relação ao ponto de medição do deslocamento do cabo é sempre modificada e não há garantias que ao longo de um mesmo ensaio a posição não mude. Assim, durante o processo de aquisição do sinal é muito provável uma observação de um deslocamento médio que está relacionado ao processo de medição e não ao comportamento vibratório do condutor. Com base na análise dinâmica do condutor é possível assumir que o mesmo sempre vibrará em torno da sua posição de equilíbrio estático. Além disso, medida de deformação realizada nos fios na região do último ponto de contato, mostram também que as histórias de tensões atuantes nesses fios possuem média nula. Dessa forma, pode-se assumir que a amplitude média da resposta vibratória do condutor no ponto 89 é igual a zero para todos os ensaios. Essa característica particular relacionada a condição vibratória do condutor (que é válida mesmo em condições reais de uso, para intervalos de tempo reduzidos) garante que o primeiro requisito para admitir que as histórias de carregamento são fracamente estacionárias (estacionárias no sentido amplo). Dessa forma, para eliminar do registro os valores espúrios de média amostral, procedeu-se a uma translação do sinal subtraindo-se de todos os pontos amostrais o valor médio amostral da história, para que pudesse ser analisado de forma contínua ao longo de todo o sinal. Ver Figura 6-7.



Figura 6-7 – Ilustração de uma história típica de carregamento e do tratamento para a eliminação da componente média

6.3.1.1 Distribuições Amostrais

Com base em procedimentos heurísticos de comparação, a distribuição de frequência da amplitude de deslocamento dos ensaios 10, 11, 12 e 13 foram os que apresentaram maiores *semelhanças* a uma distribuição normal (Figura 6-8(a)). Utilizando os mesmos procedimentos para a análise da distribuição de frequências acumuladas, verificou-se que todos os ensaios geraram histórias de carregamento com a forma da função de distribuição de frequências acumuladas gaussiana (Figura 6-8(b)). Em relação ao desvio padrão da frequência relativa dos ensaios, nota-se que a variação estatística aumenta à medida que o nível da amplitude de tensão diminui, esse comportamento foi bem visível ao se analisar o ensaio 9 (Figura 6-8(c)) e mostra que a maior variabilidade de ocorrência das amplitudes se dá em níveis de amplitudes próximas de zero. Já em relação a distribuição pela amplitude pico a pico a que mais se assemelhou à distribuição de Rayleigh foi a do ensaio 5 (Figura 6-8(d)).

Grupos	Excitação shaker (g)	Vida (Até a 1ª Quebra)		Valores RMS Médio						Afastamento do Parâmetro de Banda		Taxa de Cruzamentos de Zeros			
		Nº Blocos	N° Ciclos (x10 ⁶)	Temporal	CV	Espectral (Trapézio)	CV	Espectral (Simpson)	CV	FI	PL	Média	Desvio Padrão	CV	Classificação dos Ensaios
1	0,8	160	6,51	0,202	8,4%	0,202	8,4%	0,189	8,2%	0,76	0,65	22,60	0,07	0,3%	Ergódico
		241	9,76	0,192	12,1%	0,192	12,1%	0,194	12,1%	0,99	0,16	22,49	0,06	0,3%	Ergódico
		261	10,48	0,163	11,0%	0,163	11,0%	0,165	11,9%	0,95	0,33	22,30	0,21	0,9%	Não Estacionário
		137	5,49	0,192	11,6%	0,193	11,6%	0,192	12,4%	0,95	0,31	22,25	0,03	0,1%	Ergódico
2	1,0	75	3,06	0,221	20,6%	0,221	20,6%	0,214	21,1%	0,63	0,74	22,66	1,48	6,5%	Ergódico
		75	3,07	0,221	7,4%	0,221	7,4%	0,208	7,5%	0,81	0,59	22,73	0,04	0,2%	Ergódico
		112	4,55	0,220	10,0%	0,220	10,0%	0,208	9,6%	0,83	0,53	22,55	0,05	0,2%	Ergódico
		86	3,44	0,214	9,1%	0,214	9,1%	0,223	8,4%	0,94	0,12	22,20	0,07	0,3%	Ergódico
		107	4,25	0,228	6,7%	0,227	6,7%	0,232	7,3%	0,98	0,18	22,06	0,13	0,6%	Ergódico
3	1,5	44	1,74	0,264	6,4%	0,264	6,4%	0,256	7,2%	1,00	0,10	22,01	0,16	0,7%	Ergódico
		32	1,27	0,289	8,3%	0,289	8,3%	0,284	7,9%	0,99	0,11	22,06	0,14	0,6%	Ergódico
		70	2,79	0,268	11,1%	0,268	11,1%	0,269	11,8%	0,99	0,11	22,14	0,11	0,5%	Ergódico
		53	2,13	0,270	8,6%	0,270	8,6%	0,275	8,6%	1,00	0,10	22,32	0,08	0,4%	Ergódico

Tabela 6-5 – Resultados e propriedades dos ensaios de fadiga banda estreita.


Figura 6-8 – Exemplos de: (a) distribuição de frequência das amplitudes de deslocamento,
(b) frequência acumulada das amplitudes de deslocamento, (c) desvio padrão da frequência relativa e (d) distribuição de frequência das amplitudes pico a pico.

6.3.1.2 Função Densidade Espectral de Potência

As funções de densidade espectral dos ensaios ficaram bem definidas, com apenas um pico de ressonância, com a exceção do ensaio 1, o qual é possível verificar na Figura 6-9 a existência de dois picos de ressonância. Essa foi a primeira análise a qual constatou que no ensaio 1 a excitação do condutor foi realizada em duas faixas de frequências diferentes, encontrando-se dois picos diferentes de ressonância.

6.3.1.3 Parâmetros de Largura de Banda

Dos resultados obtidos, para todos os ensaios realizados, as taxas de cruzamentos de zeros ficaram próximas a 22 Hz. Apenas o ensaio 1 apresentou alguns valores discrepantes no início

do ensaio, o qual é possível verificar que este fato refletiu-se na taxa esperada de picos. Observando-se o parâmetro de largura e o fator de irregularidade pôde-se identificar que nesse ensaio específico foram utilizados duas faixas de larguras de banda, conforme ilustrado na Figura 6-10. Ressalta-se que nesse ensaio em particular houve uma certa dificuldade em ajustar as condições de excitação, pois a resposta vibratória no início do ensaio estava muito instável.



Figura 6-9 – Função densidade espectral de potência do ensaio 1.

6.3.1.4 Valores quadráticos médios (RMS)

Conforme discutido anteriormente, os valores RMS podem ser calculados utilizando o sinal no tempo ou no espectro. Uma vez que todos os ensaios foram considerados estacionários quanto a média, é válido afirmar que: i) a estimativa do valor RMS temporal (equação 2-10) se torna igual à estimativa do desvio padrão, e ii) o RMS espectral é calculado através da integração da função densidade espectral de potências, ver equação 2-29. Numericamente essa integral pode ser calculada utilizando-se alguma técnica de integração, tal como as regras dos trapézios, de Simpson, quadratura de Gauss.

Para a verificação da condição de estacionariedade e ergodicidade fracas (estacionariedade e ergodicidade no sentido amplo) é necessário utilizar alguma técnica estatística que permita quantificar a existência de variações temporais significativas da função $R_{XX}(\tau)$, neste trabalho foi utilizado o teste ANOVA. Isso será realizado basicamente observando o comportamento das medidas do valor RMS, $R_{XX}(\tau=0)$, com base na aplicação do teste de homocedasticidade. Nesse teste é verificado se a variância é *estatisticamente* constante para observações diferentes, aceitando assim que são independentes da origem de tempo. Desta forma, para as

situações em que os testes da homocedasticidade são aceitos, pode assegurar que a condição de ergodicidade e estacionariedade fracas são admissíveis.



Figura 6-10 – Parâmetros de largura de banda do ensaio 1. (a) taxa de cruzamentos de zeros, (b) taxa de cruzamentos de picos, (c) fator de irregularidade e (d) parâmetro de largura.

Dos resultados obtidos, apenas o ensaio 6 não satisfez a condição de representar um sinal com características de ergodicidade/estacionariedade. Nesse ensaio 6, o valor RMS médio calculado foi o menor encontrado dentre todos os ensaios. Observando a Figura 6-11 é possível verificar a existência de uma oscilação expressiva dos valores RMS ao longo do ensaio, indicando uma dificuldade de controle dos valores, e devido a essa variação do sinal, nesse ensaio houve a rejeição do teste da homocedasticidade e consequentemente a ergodicidade.



Figura 6-11 – Valores RMS ao longo do ensaio 6: (a) RMS temporal e (b) RMS espectral.

Nesse trabalho, a fim de avaliar a influência da técnica de integração sobre a estimativa do RMS por meio da integração da função densidade de espectral de potência, PDF, foram realizadas estimativas desse parâmetro utilizando-se a regra do trapézio e a regra de 1/3 Simpson para a integrações da PDF (RMS espectral). Os resultados obtidos a partir dessas técnicas foram então comparados aos estimados a partir do conceito de desvio-padrão (RMS temporal). Na Tabela 6-5 são apresentados, para cada caso, as respectivas estimativas para os valores RMS. Pode-se observar nessa tabela a existência de variações nos valores estimados por cada um dos métodos. A fim de avaliar se tais variações são estatisticamente significativas foi realizado uma análise de variância entre os estimadores para verificar se os valores RMS calculados por técnicas diferentes foram estatisticamente iguais. Com base na análise de variância pôde-se constatar que, a um nível de significância de 95%, as estimativas dos valores RMS são estatisticamente iguais, ver APÊNDICE D. A fim de minimizar a quantidade de análises, o valor RMS temporal será adotado como referência de medida desse parâmetro.

6.3.2 Avaliação dos ensaios por níveis de valores RMS

Considerando a proposta inicial de realizar ensaios em três condições de excitação diferentes e analisando os dados da Tabela 6-5 foi possível verificar que, aparentemente, ensaios com as mesmas condições de excitação resultaram em respostas diferentes. Por esse motivo, foram realizados testes para verificar se essas diferenças são significativas. Em uma primeira análise construiu-se um diagrama de caixa para avaliar visualmente a distribuição das medidas de RMS tomadas a cada bloco de amostragem. Essa ferramenta possibilita localizar e analisar a variação de um conjunto de dados dentre diferentes grupos de dados (Figura 6-12).



Figura 6-12 – Diagrama de caixa dos valores RMS das histórias de carregamento dos ensaios realizados.

Visualizando-se o diagrama, é possível identificar os três grupos de histórias de carregamento dos ensaios: i) valores RMS mediano entre 0,15 e 0,21, ii) valores RMS mediano entre 0,21 e 0,25 e iii) valores RMS mediano entre 0,25 e 0,3. Tais grupos de resposta assemelharam-se às condições planejadas, refletindo assim os três níveis de excitação de aceleração média dos ensaios (0,8 g, 1,0 g, e 1,5 g).

À vista disso, testes de análise de variância, foram realizados para verificar se os ensaios realizados com a mesma excitação de aceleração possuem respostas de excitação estatisticamente iguais, verificando se há uma diferença significativa ou não entre as médias e se os fatores exercem influência ou não. As tabelas com os resultados dos testes estão apresentadas no APÊNDICE D.

Dos resultados encontrados, obteve-se que para o grupo de excitação 0,8 g apenas os ensaios 5 e 7 possuíram médias estatisticamente iguais. Os ensaios 4 e 6 não se enquadraram nesse grupo. Para o grupo de excitação 1,0 g, todos os ensaios pertenceram a esse grupo. Já para o grupo de excitação 1,5 g, apenas o ensaio 11 não foi aceito como estatisticamente igual aos demais. Isso, de certa forma demonstra a complexidade de garantir uma determinada resposta dinâmica a partir de um determinado nível de excitação sistema.

6.4 DANO ACUMULADO – PREVISÃO DE VIDA

Analisando-se os dados monitorados nos ensaios, fez-se uma análise do dano induzido a cada bloco de monitoração. Para todos os ensaios realizados, o comportamento do incremento de dano por bloco foi aparentemente análogo ao comportamento da distribuição dos valores RMS. Na Figura 6-13 é apresentada, como exemplo, a evolução ao longo do ensaio 5 das medidas de RMS e dos, respectivos, incrementos de dano calculados segundo o método *rainflow*. Apesar de se observar uma variação significativa nesses incrementos de dano, ao se processar a quantificação do dano acumulado, verifica-se que o mesmo possui uma evolução linear, conforme está apresentado na Figura 6-14. Verifica-se ainda que quanto mais próximos são os valores RMS, mais semelhantes são os comportamentos das taxas e mais próximas são as inclinações das taxas de acúmulo de dano. As figuras não estão padronizadas nas abscissas para melhor visualização.



Figura 6-13 - (a) Valores RMS temporal ao longo do ensaio 5 e (b) dano por bloco de carregamento calculado pelo método espectral para o ensaio 5.

Outro aspecto relevante associado a implementação dos procedimentos para previsão da vida remanescente do condutor relaciona-se a possibilidade do uso de dois enfoques distintos: i) acúmulo continuo do dano bloco a bloco (procedimento adotado para a construção dos gráficos apresentados na Figura 6-14), ou ii) considerar o conceito de ergodicidade, que garante que "uma única realização de um processo estocástico é suficiente para obter todas as suas estatísticas" – *independente das suas flutuações estatísticas*.

O primeiro enfoque é comumente usado, pois nem sempre se pode garantir as condições de estacionariedade (consequentemente nem a de ergodicidade). Nessas situações o acúmulo

contínuo do dano resultará em uma previsão mais realista. Quanto ao segundo enfoque, há de se questionar que mesmo constatando a ergodicidade do processo, como ocorreu nessa pesquisa, seria possível prever de forma consistente a vida remanescente a partir da análise de um bloco amostral (realização). Na tentativa de responder esse questionamento escolheuse a história 5 para avaliar as relações entre as os valores RMS observados em cada bloco amostral e suas respectivas estimativas de dano por bloco e da vida remanescente prevista considerando o dano de cada bloco. Na Figura 6-15 são apresentados os histogramas relacionados às distribuições dos valores RMS (Figura 6-15(a)), dano por bloco (Figura 6-15(b)) e vida remanescente (Figura 6-15(c)). Comparando tais resultados, percebe-se claramente a variação na forma das distribuições - A distribuição dos valores RMS sugere uma simetria (com comportamento próximo a distribuição gaussiana) enquanto que as distribuições de dano e de vida remanescente sugerem uma forte assimetria a direita. Além disso, comparando as vidas estimadas utilizando o 2º enfoque verifica-se que a relação entre as vidas extremas é da ordem de 30 para uma relação entre os valores RMS extremos igual a 2. Como consequências, constata-se que para a análise da vida de cabos condutores a aplicação dessa forma de cálculo não é recomendada.

Após avaliar que a metodologia mais adequada de cálculo do dano acumulado e da vida remanescente dos condutores é baseada no princípio de acúmulo de dano bloco a bloco, os modelos espectrais de estimativa de dano foram aplicados seguindo esse princípio. Nas próximas tabelas serão apresentadas todas as estimativas de dano e de vida previstas utilizando as seguintes metodologias: i) a regra de Palmgren-Miner acoplada à técnica *rainflow* de identificação e contagem de ciclos, ii) metodologia espectral baseada nos valores RMS estimados a partir do conceito de desvio-padrão, iii) metodologia espectral banda estreita baseada nos valores RMS estimados por meio da integração da PDF utilizando a regra do trapézio, iv) metodologia espectral banda estreita baseada nos valores RMS estimados por meio da integração da PDF utilizando a regra de 1/3 Simpson, e v) metodologia espectral baseada no modelo de Dirlik. Estas previsões foram ainda realizadas baseadas nas curvas de fadiga σ_{Eq} -N, S-N e CSBL. Na Tabela 6-6 são apresentadas as estimativas de vida.



Figura 6-14 – Taxa de acúmulo médio do dano acumulado (a) ensaios do grupo 1, (b) ensaios do grupo 2, e (c) ensaios do grupo 3.



Figura 6-15 – Taxa de acúmulo médio do dano acumulado (a) ensaios do grupo 1, (b) ensaios do grupo 2, e (c) ensaios do grupo 3.

Dois procedimentos de avaliação da eficácia da previsão do dano (ou da vida) realizadas com base nos modelos espectrais podem ser utilizados: i) analisar os resultados previstos com base em cada uma das curvas de fadiga e comparar o comportamento dos resultados para cada curva (*comparação dentro dos grupos*), ou ii) analisar os resultados previstos desconsiderando a curva utilizada e comparar o comportamento dos resultados (comparação entre os grupos). Entretanto, conforme discutido no item 6.2 existe uma influência das curvas S-N utilizadas nesse trabalho sobre a previsão do dano. Assim, somente será avaliada a eficácia dos modelos espectrais considerando os resultados obtidos a partir da mesma curva de fadiga. Como resultado dessa comparação, constatou-se que as estimativas dos danos de todos os métodos utilizando como base a curva σ_{Eq} -N, foram estatisticamente iguais. A mesma situação ocorreu para as estimativas dos danos de todos os métodos utilizando como base a curva CSBL. (Ver testes estatísticos no APÊNDICE D).

Uma vez que, para a mesma curva de fadiga, as previsões dos modelos espectrais são estatisticamente iguais às obtidas pelo uso da técnica de contagem de *rainflow*, como discutidas no item 6.2, de forma resumida pôde-se constatar que: i) previsões não conservativas com o uso da S-N, ii) previsões muito conservativas com o uso da CSBL com

critério para o uso da quebra do terceiro fio de alumínio e iii) previsões conservativas utilizando a curva σ_{Eq} -N.

No que concerne à escolha dos métodos, vale lembrar que no método clássico (*rainflow*), são necessárias medições de amplitude de deslocamento utilizando taxas de amostragem elevadas para que a identificação dos picos e vales seja realizada de forma correta para que a contagem dos ciclos seja consistente, armazenamento desses dados em forma de matriz, para depois quantificar a fração de dano provocada e estimar a vida remanescente do condutor. Enquanto que nos métodos espectrais, o cálculo é baseado praticamente nos valores RMS e na taxa de cruzamentos de zero, o que leva a uma redução de esforços computacional e uma otimização na forma de armazenamento dos dados, permitindo assim uma melhoria na técnica experimental de aquisição de histórias de tensão em cabos condutores submetidos a condições reais de funcionamento e garantido uma maior previsibilidade da vida de fadiga residual desses condutores, uma vez que possibilitaria que os sensores usados no campo tivessem uma maior autonomia de tempo.

Grupo	Ensaio	Previsão de DA Usando Curva σ _{Eq} -N					I	Previsão de l	Previsão de DA Usando Curva CSBL							
		Rainflow	Espectral (D.P)	Espectral 1 BE	Espectral 2 BE	Dirlik	Rainflow	Espectral (D.P)	Espectral 1 BE	Espectral 2 BE	Dirlik	Rainflow	Espectral (D.P)	Espectral 1 BE	Espectral 2 BE	Dirlik
1	4	1,95	2,13	2,13	1,68	2,12	0,79	0,86	0,86	0,68	0,86	1,87	2,31	2,31	1,65	2,27
	5	2,30	2,74	2,74	2,85	2,73	0,93	1,11	1,11	1,16	1,11	2,18	2,87	2,86	3,03	2,85
	6	1,54	1,65	1,65	1,74	1,65	0,63	0,67	0,67	0,71	0,67	1,13	1,34	1,34	1,45	1,34
	7	1,29	1,56	1,56	1,57	1,56	0,53	0,63	0,63	0,64	0,63	1,11	1,62	1,63	1,65	1,62
2	1	1,20	1,58	1,58	1,44	1,59	0,48	0,63	0,64	0,58	0,64	1,39	2,45	2,47	2,21	2,47
	2	1,17	1,37	1,37	1,10	1,36	0,47	0,55	0,55	0,45	0,55	1,21	1,67	1,67	1,23	1,65
	3	1,85	2,04	2,04	1,67	2,02	0,75	0,82	0,82	0,67	0,81	1,99	2,53	2,53	1,90	2,50
	8	1,09	1,38	1,38	1,61	1,38	0,44	0,56	0,56	0,65	0,56	0,96	1,64	1,64	2,02	1,64
	9	1,78	1,93	1,92	2,02	1,90	0,72	0,78	0,77	0,82	0,77	2,10	2,40	2,39	2,59	2,36
3	10	1,31	1,49	1,49	1,34	1,49	0,45	0,39	0,39	0,34	0,39	1,74	2,31	2,31	1,98	2,31
	11	1,28	1,46	1,46	1,37	1,45	0,51	0,58	0,58	0,55	0,58	2,02	2,67	2,66	2,43	2,65
	12	2,23	2,52	2,52	2,57	2,51	0,89	1,01	1,01	1,03	1,01	3,20	4,18	4,18	4,32	4,17
	13	1,64	1,94	1,94	2,07	1,94	0,66	0,78	0,78	0,83	0,78	2,23	3,24	3,23	3,55	3,23
Valor médio		1,59	1,83	1,83	1,77	1,82	0,64	0,72	0,72	0,70	0,72	1,78	2,40	2,40	2,31	2,39
Valor mediano		1,54	1,65	1,65	1,67	1,65	0,63	0,67	0,67	0,67	0,67	1,87	2,40	2,39	2,02	2,36
Desvio padrão		0,41	0,44	0,44	0,50	0,43	0,17	0,20	0,20	0,22	0,20	0,62	0,77	0,76	0,88	0,76
Coeficiente de variação		25,7%	23,9%	23,8%	28,0%	23,8%	26,8%	27,5%	27,4%	31,5%	27,4%	34,8%	31,9%	31,8%	38,2%	32,0%

Tabela 6-6 – Previsões de dano acumulado para cabos submetidos a carregamentos banda estreita baseado nas curvas σ_{Eq} -N, S-N e CSBL.

Grupo	Ensaio	Vida N° Ciclos (x 10 ⁶)	Previsão de Vida Usando Curva σ _{Eq} -N					Previsão de Vida Usando Curva S-N					Previsão de Vida Usando Curva CSBL					
			Rainflow	Espectral (D.P)	Espectral 1 BE	Espectral 2 BE	Dirlik	Rainflow	Espectral (D.P)	Espectral 1 BE	Espectral 2 BE	Dirlik	Rainflow	Espectral (D.P)	Espectral 1 BE	Espectral 2 BE	Dirlik	
1	4	6,51	3,34	3,05	3,05	3,87	3,08	8,22	7,54	7,54	9,53	7,60	3,474	2,81	2,82	3,94	2,86	
	5	9,76	4,25	3,56	3,56	3,42	3,57	10,45	8,78	8,79	8,44	8,82	4,484	3,40	3,41	3,22	3,42	
	6	10,48	6,80	6,33	6,34	6,02	6,36	16,62	15,53	15,53	14,76	15,58	9,270	7,82	7,82	7,24	7,85	
	7	5,49	4,25	3,52	3,52	3,49	3,53	10,43	8,68	8,68	8,62	8,71	4,932	3,38	3,38	3,33	3,39	
2	1	3,06	2,56	1,94	1,93	2,12	1,92	6,33	4,84	4,81	5,27	4,78	2,202	1,25	1,24	1,39	1,24	
	2	3,07	2,62	2,25	2,25	2,79	2,26	6,47	5,57	5,57	6,89	5,61	2,538	1,83	1,83	2,49	1,85	
	3	4,55	2,46	2,23	2,23	2,73	2,25	6,08	5,54	5,54	6,75	5,58	2,287	1,80	1,80	2,39	1,82	
	8	3,44	3,15	2,48	2,48	2,14	2,49	7,74	6,15	6,15	5,30	6,16	3,582	2,10	2,10	1,70	2,10	
	9	4,25	2,38	2,21	2,22	2,10	2,23	5,90	5,47	5,50	5,21	5,54	2,024	1,77	1,78	1,64	1,80	
3	10	1,74	1,33	1,17	1,17	1,30	1,17	3,88	4,46	4,46	5,08	4,46	1,001	0,75	0,75	0,88	0,76	
	11	1,27	0,99	0,87	0,87	0,93	0,87	2,48	2,17	2,18	2,32	2,19	0,630	0,48	0,48	0,52	0,48	
	12	2,79	1,25	1,11	1,11	1,08	1,11	3,12	2,77	2,77	2,71	2,77	0,872	0,67	0,67	0,65	0,67	
	13	2,13	1,30	1,10	1,10	1,03	1,10	3,22	2,74	2,74	2,57	2,74	0,956	0,66	0,66	0,60	0,66	

Tabela 6-7 – Previsões de vida de condutores submetidos a carregamentos banda estreita baseado nas curvas σ_{Eq} -N, S-N e CSBL.

7 CONCLUSÕES

O presente trabalho procurou estudar o comportamento à fadiga de cabos condutores de energia submetidos a condições de carregamento dinâmico similares as observadas em reais condições de uso de um condutor comumente utilizado nas linhas de transmissão aérea e também em linhas de distribuição primárias e secundárias. Nesse sentido foi desenvolvido um programa experimental que compreendeu na inclusão de uma metodologia alternativa de previsão de vida e de execução de ensaios, a partir do desenvolvimento de testes vibratórios sob condições de carregamento com amplitude varíavel banda estreita. Com base nos dados apresentados concluiu-se que:

- Metodologias espectrais (banda estreita e modelo de Dirlik) podem ser utilizadas para o cálculo de previsões de vida em cabos condutores do tipo IBIS de forma mais eficiente que as metodologias clássicas.
- As previsões de vida em cabos condutores do tipo IBIS quando estimadas com base na curva alternativa (σ_{Eq}-N) obtida através de ensaios de fadiga banda estreita obtiveram menos variação quando comparadas com as previsões de vida baseadas pelas curvas S-N e CSBL.
- A curva alternativa σ_{Eq}-N estimada com base nos resultados dos ensaios de amplitude variável possuiu menor dispersão dos resultados experimentais e foi mais conservativa do que a curva S-N estimada com base nos resultados dos ensaios de amplitude constante.
- Ensaios experimentais de fadiga em cabos condutores submetidos a carregamento banda estreita com as mesmas condições de excitação podem gerar respostas dinâmicas do sistema estatisticamente diferentes. Porém, ainda assim, representam melhor a realidade em campo quando comparados aos ensaios realizado com amplitudes constantes.
- A curva limite de segurança do CIGRÉ (CSBL), comumente adotada como referência para projetos e manutenção de linhas de transmissão fornece valores extremamente conservativos, no entanto se considerá-la para a primeira quebra do fio de alumínio, ela se torna bem mais efetiva quando comparada com os resultados experimentais obtidos.
- Previsões de vida calculadas através de uma única análise de um bloco amostral não são recomendadas mesmo constatando a ergodicidade do processo, uma vez que a relação entre os valores RMS e a estimativa de vida não é linear. A relação entre as vidas

extremas pode ser da ordem de 30 para uma relação entre os valores RMS extremos de ordem 2.

- Independentemente da forma que as estimativas dos valores RMS do sinal forem calculados, se esses forem estatisticamente iguais, os danos acumulados calculados para cabos condutores também serão estatisticamente iguais, possibilitando assim, para esses ensaios, valores RMS calculados tanto na forma temporal quanto espectral.
- Para os ensaios de fadiga realizados em condutores do tipo IBIS submetidos a carregamentos banda estreita o comportamento do incremento de dano por bloco foi análogo ao comportamento dos valores RMS (resposta do sistema); e quanto mais próximos os valores RMS, mais semelhantes foram as taxas de acúmulo de dano.

8 PROPOSTAS DE TRABALHOS FUTUROS

O desenvolvimento deste trabalho abriu novos caminhos para pesquisas futuras que incluem:

- Realizar ensaios de fadiga para menores valores de amplitudes de tensão, tanto para ensaios com amplitudes variáveis, quanto para amplitudes constantes. Esses testes permitiriam uma melhor avaliação das curvas σ_{Eq} -N e S-N para vidas maiores, representando melhor as situações em campo, podendo até descartar a utilização da curva S-N para previsão de vida de cabos condutores IBIS.
- Uma alternativa dessa proposta seria a realização de ensaios de fadiga com amplitudes constante para diversos outros condutores. Para que possa verificar o cálculo do dano acumulado, se também são não conservativos ou não.
- Explorar previsão de vida de cabos condutores baseados em valores RMS x Vida, através de modelos espectrais, não sendo necessário a contagem de ciclos e armazenamento de extensas matrizes como é realizado nos medidores de vibração.
- Análise de confiabilidade de falha dos resultados.
- Estudo da previsão de vida a partir de um sinal não estacionário.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABNT. **Projeto de Linhas Aéreas de Transmissão de Energia Elétrica.** Rio de Janeiro, 1985. 57 p.

AMARANTE, Odilon A. Camargo do; ZACK, Michael Brower e John; SÁ, Antonio Leite de. **Atlas do Potencial Eólico Brasileiro.** Brasília: Cresesb - Cepel, 2001.

AGERSKOV, Henning; PEDERSEN, Niels Thougard. Fatigue Life Of Offshore Steel Structures Under Stochastic Loading. **Journal Of Structural Engineering** (ASCE). p. 2101-2117. ago. 1992.

AGERSKOV, Henning; NIELSEN, Jette Andkjær. Fatigue In Steel Highway Bridges Under Random Loading. **Journal Of Structural Engineering (ASCE).** p. 152-162. fev. 1999.

AGERSKOV, Henning. Fatigue in steel structures under random loading. Journal Of Constructional Steel Research. p. 283-305. mar. 2000.

ASTM. E 1049 - 85 Standard Practices for Cycle Counting in Fatigue Analysis. West Conshohocken, 1997.

ASTM STP E1823 (1996), **Standard Terminology Relating to Fatigue and Fracture Testing Definitions of Terms Relating to Fatigue**, Annual Book of Standards, ASTM, Philadelphia, PA, v. 3.01, p. 740–49.

AZEVEDO, C. R. F.; CESCON, T. Failure analysis of aluminum cable steel reinforced (ACSR) conductor of the transmission line crossing the Paraná river. **Engineering Failure Analysis.** p. 645-664. dez. 2002.

AZEVEDO, João J. R. T. de. Vibrações Aleatórias: Dinâmica Estocástica. 1996.
64 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Engenharia de Estruturas, Instituto Superior Técnico, Lisboa, 1996.

BASQUIN, O. H. (1910), The exponential law of endurance tests, **Proceedings of ASTM,** v. 10(II), p. 625–630.

BANNANTINE, Julie A.; COMER, Jess J.; HANDROCK, James L.. Fundamentals of Metal Fatigue Analysis. Prentice Hall, 1990. 273 p.

BENDAT, Julius S.; PIERSOL, Allan G.. **RANDOM DATA:** ANALYSIS AND MEASUREMENT PROCEDURES. 2. ed. New York - Chichester - Brisbane -Toronto - Singapore: Wiley-Interscience Publication, 1986. 566 p.

BISHOP, N. W. M; SHERRATT, Frank. Fatigue Damage Assessment of Structures Subject to Random Loading and the Contribution to the Fatigue Damage by Discrete Frequency Intervals Within the Power Spectral Density Plot: Control Theory Centre Report n. 136. 1986. Disponível em: <https://www.academia.edu/8156024/First_Use_of_Dirlik_for_Rainflow_Cycle _Counting_From_PSDs>. Acesso em: 1 set. 2014.

BISHOP, Neil; LACK, Lewis. **PSD's and Fatigue.** 1996. Disponível em: http://www.caefatigue.com/wp-content/uploads/EIS_article_1996.pdf>.

BISHOP, Dr. N. et al. Vibration fatigue analysis in the finite element environment approach. **XVI Encuentro Del Grupo Español De Fractura**, 1999a, Torremolinos, Espanha **Anais:** Torremolinos, 1999 16 p. BRANCO, Carlos A. G. de Moura; FERNANDES, A. Augusto; CASTRO, PauloM. S. Tavares de. Fadiga de estruturas soldadas. 2. ed. Lisboa: FundaçãoCalouste Gulbenkian, 1999. 901 p.

BREUSCH, Trevor S.; PAGAN, Adrian. A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. **Econometrica: Journal of the econometric society.** New Jersey, p. 1287-1294. set. 1979.

BRUNAIR, Robert M.; RAMEY, G. Ed; DUNCAN, Roy R.. An experimental evaluation of S-N curves and validity of Miner's cumulative damage hypothesis for an ACSR conductro. **IEEE Transactions On Power Delivery.** New York, p. 1131-1140. jul. 1988.

CEPEL, Centro de Estudos de Produção de Energia Elétrica (2010), Atlas de Potêncial Eólico Brasileiro, Disponível em: <http://www.cresesb.cepel.br/atlas_eolico_brasil/mapas_1a.pdf>. CIGRÉ, SC22, WG04 (1985), **Guide for Endurance Tests of Conductors Inside Clamps**, Electra, n. 100, p. 77-86, May.

CIGRÉ SC22 WG04, Endurance capability of conductors, Final Report Paris, July, 1988, 19 p.

CIGRÉ SC22 WG22-11, **Guide to vibration measurements on overhead lines.** Electra n. 100, p. 125-137, 1995.

CIGRÉ TFB2.11.06, **State of the Art of Conductor Galloping.** Electra, n. 232, p 21-25, 2007.

CIGRÉ WG01 SC22, Report an Aeolian Vibration. Electra, n. 124, p 41-77, 1989.

CIGRÉ WG04 SC22, **Recommendations for the Evaluation of the Lifetime of Transmission Line Conductors.** Electra, n. 63, p. 102-145, 1979.

CIGRÉ WGB2.30 Engineering Guidelines Relating to Fatigue Endurance Capability of Conductor/Clamp Systems. 2008.

COSTA, J.d. et al. Fatigue Behaviour Of AA6082 Friction Stir Welds Under Variable Loadings.**International Journal Of Fatigue.** p. 8-16. abr. 2012.

DASTOUS, J. B. Nonlinear finite element analysis of stranded conductors with variable bending stiffness using the tangent stiffness method. **IEEE Transactions On Power Delivery,** New York, p. 328-338. 2005.

DIRLIK, T. Application of Computers in Fatigue Analysis. Ph.D. Thesis, University of Warwick, Coventry, England, 1985.

DONALDSON, K. H.. Field Data Classification and Analysis Techniques. USA: SAE Technical Paper 820685, 1982.

DOWLING, Norman E. Mechanical Behavior of Materials: Engineering Methods for Deformation, Fracture, and Fatigue. 2. ed. New Jersey: Prentice Hall, 1999. 936 p.

EDWARDS, A. T., BOYD, J. M. Ontario Hydro Live-Line Vibration Recorder For Transmission Line Conductors. **IEEE Transactions.** v. 82, jun. 1963.

EPRI. Industry Standard Reference on Transmission Line Vibration - the "Orange Book". Califórnia, 1979.

EPRI. Transmission Line Reference Book - Wind-Induced Conductor

Motion. Califórnia, 2006.

FADEL, Aida Alves. Avaliação do efeito de tracionamento em elevados níveis
de EDS sobre a resistência em fadiga do condutor IBIS (CAA 397,5 MCM).
2010. 243 f. Tese (Doutor) - Universidade de Brasília, Brasília, 2012.

FADEL, Aida Alves et al. Effect of high mean tensile stress on the fretting fatigue life of an IBIS steel reinforced aluminium conductor. **International Journal of Fatigue.** p. 24-34. set. 2012.

FORJASUL. Grampo de suspensão monoarticulado single rotation suspension clamp. Disponível em: http://www.forjasul.com.br/arquivos/2009-03-13_09-33.pdf>. Acesso em: 15 dez. 2012.

FREUDENTHAL, A. M.; GARRELTS, J. M.; SHINOZUKA, M.. The analysis of structural safety. **Journal of The Structural Division,** ASCE, p. 267-325. fev. 1966.

FRONTIN, Sérgio de Oliveira et al. **Prospecção e hierarquização de inovações tecnológicas aplicadas a linhas de transmissão.** Brasília: Teixeira Gráfica e Editora, 2010.

GARCIA, A.; SPIM, J. A.; SANTOS, C. A.. Ensaios dos Materiais. Rio de Janeiro: Ltc - Livros Técnicos e Científicos Editora S.A, 2000. 247 p.

GOPALAN, T. V.. New excitation system for indoor testing of overhead conductors. **Journal of Energy Engineering,** ASCE, p. 159-167. abr. 1993.

HAYKIN, Simon. **Communication Systems.** New York, Chichester, Brisbane, Toronto, Singapore: John Wiley & Sons, Inc, 2001.

HEICS, R. C.; HAVARD, D. G.. Influence of vibration recorders on conductor vibration. **IEEE Transactions On Power Delivery.** New York, p. 919-938. abr. 1994.

HENRIQUES, Antonio Manoel Dias. **Bancada de Ensaios Mecânicos à Fadiga de Cabos Condutores de Energia.** 2006. 162 f. Tese (Doutorado) - Universidade de Brasília, Brasília, 2006.

HONG, K. J.; KIUREGHIAN, A. Der; SACKMAN, J. L. Bending Behavior of Helically Wrapped Cables. Journal of Mechanics of Materials and Structures, ASCE, p. 500-511. maio 2005.

IEEE. Guide for aeolian vibration field measurements of overhead conductors. 2007.

IEEE PES POWER AFRICA 2012, 2012, Johannesburg. **Transmission line tower collapse investigation: A case study.** Johannesburg: IEEE, 2012. 8 p.

JUVINAL, R. C.. Engineering Considerations of Stress, Strain, and Strength. New York, McGraw-Hill, 1967.

KWIATKOWSKI, Denis et al. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics.** p. 159-179. dez. 1992.

LANGER, B. F., Fatigue failure from stress cycles of varying amplitude, **Journal** of Applied Mechanics, v. 59, p. A160–A162, 1937.

LANGLOIS, Sébastien; LEGERON, Fréderic; LÉVESQUE, Frédéric. Time history modeling of vibrations on overhead conductors with variable bending stiffness. **IEEE Transactions On Power Delivery.** New York, p. 607-614. abr.

2014.

LEE, Yung-li et al. **Fatigue Testing and Analysis.** Amsterdam. Boston. Heidelberg. London. New York Oxford. Paris. San Diego. San Francisco. Singapore. Sydney. Tokyo: Elsevier Inc, 2005. 402 p.

MATSUISHI M.; ENDO T.. Fatigue of metals subjected to varying stress – Fatigue lives under random loading. Preliminary Proc. Of the Kyushu District Meeting. **The Japan Society of Mechanical Engineers,** Fukuoka. p. 37-40. mar. 1968.

MILONE, Giuseppe. Estatística Geral e Aplicada. São Paulo: Cengage Learning, 2004. 498 p.

MINER M. A.. Cumulative Damage in Fatigue. Journal of Applied Mechanics, New York, p. A159-A164. set. 1945.

NEFZGER. J.. Dérangements occasionnés par les oscillations mécaniques des conducteurs aériens et leur remède. New York: Rapport CIGRÉ, 1933.

NEWLAND, David Edward. An Introduction to Random Vibrations, Spectral & Wavelet Analysis. 3. ed. Mineola, New York: Dover Publications, Inc, 1993.
477 p.

OLIVEIRA, Agamenon de, CIGRÉ – Curso de Introdução às Vibrações em Linhas de Transmissão – Vibração Eólicas, Tipos de Condutores e Amortecedores e Espaçadores, CEPEL, Rio de Janeiro, dez, 2003.

PALMGREN, A., Die Lebensdauer von Kugellagern, Zeitschrift des Vereines Deutscher Ingenierure, v.68, n.14, p. 339–341, 1924.

PAPAILIOU, K. O.. Die Seilbiegung mit einer durch die innere Reibung, die Zugkraft und die Seilkruemmung veraenderliche Biegesteifigkeit. 1995. Tese (Doutor) - Eth Zurich, 1995.

PAPAILIOU, K. O.. On the Bending Stiffness of Transmission Line Conductors. **IEEE Transactions On Power Delivery.** New York, p. 1576-1588. out. 1997.

PEREIRA, Basilio de Bragança; PAIS, Maria Bernadette Zanusso; SALES, Paulo Roberto de Holanda. **Análise Espectral de Séries Temporais.** Rio de Janeiro: Arte Final Leasing Editorial Ltda, 1986.

PLANO DECENAL DE EXPANSÃO DE ENERGIA 2022. Brasília, 2013. Disponível em: http://www.epe.gov.br/PDEE/20140124_1.pdf
Acesso em: 02
setembro 2014.

POFFENBERGER, J. C.; SWART, R. L.. Differential Displacement and Dynamic Conductor Strain. **IEEE Transactions: Power Apparatus and Systems.** New York, v. 84, n.4, p.281-289, ago. 1965.

RAMEY, G. E.; SILVA, J. M.. An experimental evaluation of conductor aeolian fatigue damage mitigation by amplitude reduction. **IEEE Transactions On Power Apparatus And Systems.** New York, p. 4935-4940. dez. 1981.

RAWLINS, C.B., 1979. "Chapter 2: Fatigue of overhead conductors," in Transmission Line Reference Book – Wind – Induced Conductor Motion. Palo Alto, CA: EPRI.

SARKANI, S.. Influence of high- frequency components on fatigue of welded joints. **International Journal of Fatigue,** London, p. 115-120. mar. 1990.

112

SARKANI, Shahram et al. Sequence Effects On Stochastic Fatigue Of Welded Joints. Journal Of Structural Engineering (ASCE). p. 1852-1867. jun. 1991.

SARKANI, S.; KIHL, D. P.; BEACH, J. E., Fatigue Of Welded Cruciforms Subjected To Narrow-Band Loadings. Journal Of Engineering Mechanics (ASCE). p. 296-311. fev. 1992.

SARKANI, S.; KIHL, D. P.; BEACH, J. E.. Fatigue of welded joints under narrowband non-Gaussian loadings. **Probabilistic Engineering Mechanics.** p. 179-190. 1994.

SARKANI, Shahram; MICHAELOV, George; KIHL, David P.. Stochastic fatigue damage accumulation in a T-welded joint accounting for the residual stress fields. International Journal Of Fatigue: Fatigue damage of structural materials. p. S71-S78. 2001.

STEIDEL Jr., R. F. 1954. Strains Induced in Transmission Line Cable by Aeolian Vibration.

STOCKBRIDGE, G. H.. Overcoming vibration in transmission cables. **Electrical World,** p. 1334-1335. dez. 1925.

WATANABE, Larissa; ALENCAR, Rafael; VILELA, Thamise. **Determinação** da Curva de Wöhler (S-N) do Cabo Condutor de Alumínio Liga 6201 do Tipo CAL 900 MCM. Brasília: Relatório UnB, 2013.

USP, (2010). Laboratório de Caracterização Microestrutural. Prêmios Cezar Azevedo. Menção IPT 2003 de Inovação em Ciência e Tecnologia. Disponível em: http://www.pmt.usp.br/LCMHC/servicos.htm, em 13 de maio de 2010.

113

VARNEY, Theodore. Notes on the Vibration of Transmission-Line Conductors. Associate, A. I. E. E., p. 791-795. maio 1926.

WEIBULL, Waloddi. **Fatigue testing and analysis of results.** Oxford, New York: Advisory Group For Aeronautical Research And Development, North Atlantic Treaty Organization, By Pergamon Press, 1961.

WIRSCHING, P. H.; LIGHT, M. C.. Fatigue Under Wide Band Random Stresses. Journal of The Structural Division, ASCE, p. 1593-1607. jul. 1980.

ZHAO, Wangwen; BAKER, Michael J.. On the probability density function of rainflow stress range for stationary gaussian processes. **International Journal of Fatigue,** London, p. 121-135. mar. 1992.

ZHOU, Z. R.; GOUDREAU, S.; CARDOU, A.. Single wire fretting fatigue test for electrical conductor bending fatigue evaluation. **Wear**, Boston, p. 181-183. abr. 1995.

APÊNDICES

APÊNDICE A - BANCADA DE ENSAIOS

O Laboratório de Fadiga e Integridade Estrutural de Cabos Condutores de Energia conta com uma rede elétrica reinstalada, estabilizada e aterrada por meio de um transformador isolador para prevenir as falhas nos excitadores. Constitui ainda revestimento isolante (poliuretano expansível) aplicado em todo laboratório, e dois condicionadores de ar nas extremidades do ambiente para reduzir a transferência de calor afim de se obter um isolamento térmico no local e consequentemente uma melhor estabilidade nos ensaios.

A Figura 1 apresenta um desenho esquemático da bancada de ensaios. O comprimento total do vão é de 46,8 m, podendo ser subdividido em dois subvãos: o ativo e o passivo. O vão ativo define o comprimento do cabo ensaiado e está delimitado pelo centro da roldana do bloco fixo 3 e o centro do grampo de suspensão, posicionado no bloco móvel, podendo variar de 31 a 41 m, segundo o posicionamento escolhido para o bloco móvel. O vão passivo é utilizado apenas para a fixação do cabo.

Para garantir rigidez da montagem, os blocos foram feitos de concreto armado maciço, a amostra do cabo é disposta sobre os dois pontos de apoio, que funcionam como pontos de articulação, o grampo de suspensão e a roldana, e então é fixada nas extremidades por meio de grampos de ancoragem para aplicação da carga.



Figura 1 - Desenho esquemático da bancada de ensaio. (FADEL, 2012, modificado)

Todos os corpos de prova devem ser retirados de bobinas do cabo condutor evitando torções e desdobramentos com raios de curvaturas menores aos mínimos admissíveis, tendo como referência o raio da bobina. Cuidados devem ser tomados para que as superfícies com as quais os cabos em lançamento obtiverem contato não sejam de material metálico e que não possuem objetos cortantes, tais como pregos, parafusos, ou outros que possam danificá-lo ou contaminá-lo.

O grampo de ancoragem na extremidade esquerda do diagrama (Figura 1) é preso ao bloco fixo 1 por meio de uma talha de alavanca ou tifor, sendo assim possível esticar o cabo para impedir que o braço de alavanca na outra extremidade fique muito baixo. (Figura 2).



Figura 2 – Talha de alavanca ancorada ao bloco fixo 1.

No bloco fixo 3, localizado no outro extremo é o local onde se aplica a carga por meio de um braço de alavanca. A célula de carga localizada entre o cabo e o grampo de ancoragem monitora a carga de esticamento, controlando o valor da EDS (Figura 3).



Figura 3 - (a) Fixação do cabo no bloco fixo 3, (b) Grampo de ancoragem passante e célula de carga.

O bloco móvel se encontra sobre uma espessa chapa de aço fixada a dois eixos dotados de

rolamentos nas extremidades, para que possa permitir a movimentação sobre os trilhos de aço (perfil I) fixados no piso do laboratório e possibilitar a variação do comprimento do vão ativo, conforme mostra a Figura 4.



Figura 4 - Grampo de ancoragem montado em uma base de concreto com rolamentos e os trilhos (FADEL, 2012).

O bloco fixo 2, mostrado na Figura 5, serve de suporte para o *shaker* eletromecânico, no qual é possível ajustar a posição do excitador, movendo-o sobre os trilhos de aço (perfil C), para poder melhorar o posicionamento do excitador em relação ao nó ou antinó de acordo com a frequência de excitação, melhorando a estabilidade do ensaio.



Figura 5 - Bloco fixo com trilho para deslocamento do *shaker*.

Mecanismo de Tracionamento do Cabo

Após fixar as extremidades na montagem, é possível aplicar a carga de esticamento, mantendo o controle através do sinal da célula de carga. O primeiro passo é elevar, com o uso da talha, o braço de alavanca para o ângulo final desejado (normalmente 90° em relação ao bloco de ancoragem), aliviando a carga aplicada sobre a amostra. O tifor, localizado na extremidade oposta da bancada é então acionado para esticar o cabo até que seja registrada cerca de 90% da carga final desejada. A talha é então liberada para que os pesos colocados na balança possam atuar mantendo a carga desejada, com o braço na posição pré-definida (Figura 6).

A amostra é esticada com uma carga de acomodação, 150% da EDS (*Every Day Stress*) o qual é associada à tensão média mecânica na qual o cabo é solicitado ao longo de sua vida, por 24 horas, de modo a acelerar o efeito de fluência (*creep*), evitando variações na EDS durante a execução do ensaio; Depois dessa acomodação é colocado a carga de esticamento, a qual nos ensaios realizados foi adotada a carga de esticamento igual a 20% da carga de ruptura do cabo IBIS, o que correspondem a 14,79 kN.



Figura 6 - Bloco fixo 3 que contém os equipamentos para controle de tração do cabo (FADEL, 2012).

Montagem do Grampo de Suspensão

A montagem do grampo de suspensão monoarticulado, fornecido pela Forjasul, é feita através de um dispositivo de fixação montado sobre o bloco móvel, com dimensões 1,0 x 0,92 x 1,0 m, ancorado a um carrinho fabricado em aço que corre sobre um trilho, também em aço, com 12,8 m de comprimento, podendo assim variar o comprimento do vão ativo do condutor de 37 a 44 m, como apresentada na Figura 4.

A fixação do grampo de suspensão é feita através de um torque de aperto, o qual é aplicado nas porcas que fixam os parafusos ao grampo de suspensão, esse insere uma carga compressiva à montagem cabo/grampo, cuja função é evitar o escorregamento do cabo sobre o grampo de suspensão. O valor desta carga de aperto é indicado pelo fabricante do grampo, para cada tipo de grampo. Para esse trabalho foi utilizado o grampo de suspensão monoarticulado que possibilita a montagem de cabos de diâmetros entre 17 a 29 mm, e foi utilizado uma carga de aperto pré-definida de 50 Nm.

Para fixação do grampo de suspensão é utilizado um dispositivo metálico na face superior do bloco móvel, que permite reproduzir o ângulo de saída do condutor que é tipicamente de 10° para grampos de suspensão. A boca do grampo de suspensão monoarticulado, montado na bancada, fica localizada a 68,5 mm do ponto de referência, o chamado de "ponto 89". Portanto, a distância entre o último ponto de contato (do cabo com a base do grampo) e a

boca do grampo é de 20,5 mm, a Figura 7 mostra a montagem cabo/grampo.



Figura 7 – Montagem cabo/grampo (a) Vista de frente e, (b) vista de topo.

Com um auxílio de uma braçadeira de alumínio, é fixado um acelerômetro, no ponto 89mm a partir do último ponto de contato entre cabo e grampo de suspensão, para que possa obter os valores de deslocamento pico a pico (Y_B) do condutor nos ensaios (Figura 8).



Figura 8 - Montagem do grampo de suspensão sobre o bloco móvel e posição padrão do ponto 89 (FADEL, 2012).

Mecanismo Excitador (Shaker)

A vibração do condutor é realizada através de um excitador eletrodinâmico (*shaker*). É um dispositivo que aplica vibração de maneira controlada, podendo ser amplitude, frequência, velocidade e aceleração. (Figura 9(a)).

O Laboratório dispõe de duas bancadas similares de testes, equipadas com excitadores com a potência necessária para conduzir os ensaios com confiabilidade, dentro dos parâmetros e requisitos necessários.

A forma de conexão do *shaker* ao cabo para aplicação da carga de excitação estabelecida é feita através de uma mesa, o qual foi construída de tal forma que possibilite o alinhamento desse dispositivo junto ao cabo condutor para que não haja cargas laterais, durante os ensaios (Figura 9(b)).



Figura 9 – (a) Shaker eletromecânico e (b) mesa de conexão do shaker ao cabo.

Dispositivo de Detecção de Quebra de Fios

O dispositivo para a detecção de quebra dos fios, é instalado no local de ocorrência do nó mais próximo ao grampo de suspensão da amostra ensaiada. Este dispositivo é composto por duas hastes de alumínio presas ao cabo por uma braçadeira, dois sensores de deslocamento a laser, com faixas de medição de 16 a 120 mm e resolução de 2 a 100 µm acoplados a um

sistema de aquisição de dados modular. A Figura 10 apresenta esquematicamente o dispositivo.



Figura 10 - Desenho esquemático ilustrando a forma de medição do ângulo de rotação (FADEL, 2012).

O projeto do dispositivo de quebra dos fios é baseado no processo de fabricação do condutor, a partir da observação de que esse é formado através do encordoamento de fios metálicos.

O processo de fabricação do condutor faz com que a força axial no fio de um condutor tracionado produza componentes de força tangencial e longitudinal no mesmo. Assim, quando ocorre a quebra de um fio, a carga por ele suportada deve ser distribuída entre os fios remanescentes para que o equilíbrio se mantenha. Como resultado desta acomodação, o condutor gira ou distorce em relação ao seu eixo longitudinal.

A rotação é causada pelo momento resultante do produto da componente tangencial da força no fio pela distância do mesmo ao eixo longitudinal do condutor. Consequentemente, a falha de um fio localizado em uma camada externa do condutor gera maior rotação do que a falha de um fio interno, e como cada camada é enrolada no sentido oposto, uma em relação à outra, o sentido de rotação do condutor depende da camada em que o fio quebrado se localiza.

O dispositivo de detecção de quebras se utiliza do fato do condutor girar ou distorcer quando o fio quebra, isto é, quando ocorre a quebra de um fio, o cabo gira de um ângulo de rotação (α), obtido por:

$$\boldsymbol{\alpha} = \tan^{-1} \left(\frac{\frac{L_1 - L_2}{2}}{\mathbf{l}} \right)$$
 1

Os sensores a laser são posicionados de maneira a medir os deslocamentos L_1 e L_2 da barra de referência em relação ao plano horizontal, na qual **l** é a distância entre os sensores lasers. Através deles, é possível isolar o movimento de rotação com o movimento de translação do cabo, eliminando a possibilidade do sistema registrar um deslocamento de corpo rígido do cabo como se fosse apenas rotação do mesmo.

Sistema de Aquisição de Dados

Para a aquisição dos dados de todo o sistema de instrumentação utilizado na bancada de testes, foi utilizado um sistema fabricado pela *Lynx Tecnlogia*, modelo ADS2000, juntamente com um software de aquisição de dados e um software de controle da bancada acoplado a um microcomputador.

O ADS-2000 consiste de dois módulos de aquisição de 16 canais cada e opera ligado ao computador de controle através de interface *internet* para captar sinais digitais e analógicos para controle e monitoramento, (Figura 11). Possui capacidade de coleta simultânea dos canais através da rede (AC2122 usando hubs) e os condicionadores de sinais podem ser configurados para entrada de termopares, transdutores em ponte, *strain gages*, tensão, corrente e sensores de platina (Pt100), os quais as configurações são feitas por meio de *dip switches* (chave).

O ganho pode ser selecionado em faixas na entrada (1,10,100) por chave e posteriormente amplificado até 50 vezes (neste caso, controlado por *software*).

O conversor A/D possui 16 bits de resolução (14 de linearidade). A entrada é multiplexada e tem capacidade de coleta de até 80.000 amostras/segundo (função da quantidade e tipo da entrada) no total com gravação contínua em arquivo.



Figura 11 - Sistema de Aquisição de Dados (FADEL, 2012).

O ADS 2000 é capaz de aquisitar sinais de: i) temperatura; ii) extensômetros; iii) células de carga planas ou arruelas instrumentadas, *load washers*; iv) sensores de deslocamento ópticos (*laser*) tanto para medida da rotação do cabo (mecanismo de detecção da falha) quanto para a medição da amplitude de vibração no ponto 89; v) acelerômetro (medição da amplitude de vibração no ponto 89).

Além da aquisição de sinal via ADS os controladores recebem sinais de outros sensores: dois acelerômetros, um para o controle da frequência de excitação do shaker e outro para o monitoramento das amplitudes no ponto 89. Há ainda uma célula de carga que é usada para medição da força de tração do cabo.

Sistema de Controle das Bancadas

É possível submeter a amostra a ensaios senoidais, a blocos de carregamentos senoidais, a ensaios randômicos ou de choque com o *software* de controle do excitador, fornecido pelo fabricante. Para o presente trabalho o *software* de controle do *shaker* é programado para manter uma excitação em uma banda de frequência determinada, medindo os deslocamentos ocorridos no ponto 89 (Y_B), como já dito, é o ponto no qual dista 89 mm do último ponto de contato entre o cabo e o grampo de suspensão. (Figura 8).

Esse software pode ser programado para cessar a excitação da amostra do cabo ensaiado
quando o dispositivo de detecção de quebra de fios indicasse a quantidade de quebra requerida, mas esse tipo de programação não foi utilizado nesse trabalho, e sim um monitoramento durante todo o decorrer do ensaio analisando a rotação dos *lasers*. Nessa pesquisa as variáveis monitoradas foram: i) controle da excitação, em uma determinada banda de frequência, no *shaker*; ii) monitoramento das amplitudes de deslocamento no ponto 89 através do laser de deslocamento e de um acelerômetro ligado a um osciloscópio (apenas para uma verificação da existência de cargas laterais); iii) registro do dispositivo de detecção de rotação do cabo.

APÊNDICE B – TESTES ESTATÍSTICOS

Teste de Estacionariedade KPSS

Teste criado por Denis Kwiatkowski, Peter C. B. Phillips, Peter Schmidt e Yongcheol Shin (KWIATKOWSKI et al., 1992), denominado teste KPSS, que possui a finalidade de determinar estacionariedade de uma série temporal, originalmente desenvolvido para o estudo de séries temporais relacionadas às ciências econômicas. As hipóteses do teste são:

 H_0 = "A série é estacionária" H_1 = "A série apresenta raiz unitária"

Um processo estocástico linear possui uma raiz unitária se 1 é a raiz da equação característica do processo, quando uma variável apresenta raiz unitária, os pressupostos estatísticos de que a média e a variância devem ser constantes ao longo do tempo são violados, comprometendo, dessa forma os resultados obtidos. Tal processo é não-estacionário.

Seja X_r , r = 1,2,...,N as observações de uma série temporal a qual queremos testar sua estacionariedade. Suponha que pode-se decompor a série em componentes de tendência, passeio aleatório e erro da seguinte forma:

$$X_r = \xi r + v_r + \varepsilon_r \tag{1}$$

Na qual v_r é o passeio aleatório $v_r = v_{r-1} + \mu_r \operatorname{com} \mu_r$ i.i.d (independentes e identicamente distribuídos) com média zero e variância σ_{μ}^2 .

Considerando, e_r , r = 1,2,...,N os resíduos de uma regressão em y explicado pelos componentes de tendência, passeio aleatório e intercepto. Denominando-se $\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2$ um estimador para a variância dos erros nesta regressão, isto é, $\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 = SQE/N$. Define-se a soma parcial dos resíduos por:

$$S_r = \sum_{i=1}^r e_r$$
 $r = 1, 2, ..., R$ 2

Assim, a estatística do teste é dada por:

$$E[KPSS] = \sum_{r=1}^{N} \frac{S_r^2}{N^2 \hat{\sigma}_{\varepsilon}^2}$$
³

Neste trabalho foi utilizado um nível de significância de 5% para o cálculo dos resultados.

Teste de Breusch – Pagan (1979)

Para a verificação da existência da homocedasticidade do sinal (termo utilizado para designar variância constante dos erros para observações diferentes), uma análise estatística foi realizada por meio do teste de Breusch-Pagan, o qual testa a hipótese nula de que as variâncias dos erros são iguais contra a hipótese alternativa de que as variâncias dos erros são uma função multiplicativa de uma ou mais variáveis, sendo que estas variáveis podem pertencer ou não ao modelo. Neste trabalho foi utilizado um nível de significância de 5% para os resultados.

Essa estatística de teste, inicialmente ajusta-se o modelo de regressão linear ($Y_t = \beta_0 + \beta_I x + u_t$) e encontra-se os resíduos $e = (e_1, ..., e_n)$ e os valores ajustados $\hat{y} = (\hat{y}_1, ..., \hat{y}_n)$. Em seguida, considera-se os resíduos ao quadrado e padroniza-se de modo que a média do vetor de resíduos padronizados, (u_t), seja 1. Esta padronização é feita dividindo cada resíduo ao quadrado pela *SQE/t*, *SQE* é a soma de quadrados explicados dos resíduos do modelo ajustado e *t* é o número de observações. Resultando-se que cada resíduo padronizado é dado por:

$$u_{i} = \frac{e_{i}^{2}}{SQE/t}, \quad i = 1,...,t$$

$$SQE = \sum_{i=1}^{t} e_{i}^{2}$$
em que
$$i = 1,...,t$$

Por fim, faz-se a regressão entre $u_t = (u_1, ..., u_n)$ (variável resposta) e o vetor \hat{y} (variável explicativa) e obtém-se a estatística do teste chi-quadrado (χ^2_{BP}) calculando a soma de quadrados da regressão de *u* sobre \hat{y} e dividindo o valor encontrado por 2. Se não existir heterocedasticidade, é de se esperar que os resíduos ao quadrado não aumentem ou diminuam com o aumento do valor predito, \hat{y} .

Análise de Variância (ANOVA)

Em conformidade com Milone (2004), a análise de variância é uma técnica estatística que permite avaliar afirmações sobre as médias de populações. Visa, fundamentalmente, verificar se há uma diferença significativa entre as médias e se os fatores exercem influência em alguma variável dependente. Através da comparação das médias de diferentes populações é possível verificar se essas populações possuem médias iguais ou não, permitindo que vários grupos sejam comparados ao mesmo tempo. É geralmente utilizada quando se quer decidir se as diferenças amostrais observadas são reais (causadas por diferenças significativas nas populações observadas) ou casuais (decorrentes da mera variabilidade amostral). Portanto, essa análise parte do pressuposto que o acaso só produz pequenos desvios, sendo as grandes diferenças geradas por causas reais.

As hipóteses nula e alternativa a serem testadas na análise de variância são:

- Hipótese nula (H_0): As médias populacionais são iguais.

- Hipótese alternativa (H_1): As médias populacionais são diferentes, ou seja, pelo menos uma das médias é diferente das demais.

O teste é aplicado considerando uma variável de interesse com média μ_x e variância σ_x^2 , tendo dois estimadores da variância S_B^2 (dispersão entre os grupos) e S_W^2 (dispersão dentro dos grupos) com:

$$F = S_B^2 / S_W^2$$

com C-1 graus de liberdade no numerador e D-C no denominador. Sendo C o número de

fatores ou grupos e D o número de observações e D-1=(C-1)+(D-C). Assim se esse F calculado for maior que o F tabelado, rejeita-se a hipótese de nulidade H_0 , ou seja, existem evidências de diferença significativa entre pelo menos um par de médias de tratamentos. Caso contrário, não se rejeita a hipótese de nulidade H_0 , ou seja, não há evidências de diferença significativa entre os tratamentos.

APÊNDICE C - DESCRIÇÃO DAS ANÁLISES DOS ENSAIOS

ENSAIO 1

• Análise Temporal

Na Figura 12 é apresentada a simulação das amplitudes de deslocamento de todo sinal gravado até a primeira quebra do fio de alumínio, reajustando seus valores em escala para uma média zero. O qual apresentou um valor de gama máximo de 2,101 mm, com um máximo absoluto de 0,986 mm e um mínimo de -1.115 mm e um desvio padrão do sinal de 0,213 mm. E o sinal aceitou a hipótese de que a série é estacionária.



Figura 12 – História completa dos ciclos de carregamento do ensaio.

Na Figura 13 são traçados a distribuição de frequências por amplitude de deslocamento, a construção da frequência acumulada do ensaio pela amplitude de deslocamento e o desvio padrão da frequência relativa do ensaio.

Na Figura 14 são expostos os valores RMS ao longo do ensaio e a direita sua distribuição amostral. O valor RMS médio do ensaio foi de 0,221 mm, com um desvio padrão de 0,045mm. Nesse ensaio, o teste apresentou uma raiz unitária, rejeitando a hipótese de estacionariedade e aceitou o teste de homocedasticidade.



Figura 13 – (a) Distribuição de frequência, (b) Frequência acumulada e (c) Desvio padrão da frequência relativa.



Figura 14 – (a) Valores RMS do ensaio (b) Distribuição amostral dos valores RMS.

Na Figura 15(a) são apresentadas as evoluções dos valores de picos e de vales, e do lado direito das amplitudes máximas pico a pico, ambas ao longo de todo ensaio. Todas rejeitaram a hipótese nula da estacionariedade por apresentarem raiz unitária e aceitaram a hipótese nula da homocedasticidade.



Figura 15 – (a) Evolução dos valores extremos ao longo do ensaio, e (b) Evolução das máximas amplitudes pico a pico.

Na Figura 16 são apresentadas as distribuições de frequências e de frequências acumuladas pelas amplitudes pico a pico. Nesse último, foi traçado a média amostral pela contagem *rainflow*, juntamente com as curvas de tendência da distribuição de Rayleigh.



Figura 16- (a) Distribuição de frequências e (b) Distribuição de frequências acumuladas.

• Análise Espectral

Na análise espectral dos dados, primeiramente tem-se a função densidade espectral de potência do ensaio apresentada na Figura 17. No qual foi utilizado uma taxa de aquisição de 500 Hz.

Na Figura 18 têm-se os valores RMS da amostra espectral ao longo do ensaio a esquerda, e sua distribuição amostral a direita. O valor RMS médio foi de 0,214 mm com desvio padrão de 0,0451 mm. Esses valores rejeitaram o teste de estacionariedade a favor da raiz unitária, porém aceitaram o teste de homocedasticidade.



Figura 17- Função densidade espectral de potência.



Figura 18- (a) Valores RMS e (b) Distribuição dos valores RMS amostral.

Em relação a taxa de cruzamentos de zeros, o valor médio calculado do ensaio foi de 22,662Hz, com desvio padrão de 1,476 Hz, se encontram na Figura 19. Já a razão esperada de picos média foi de 45,233 Hz, com desvio padrão de 27,053 Hz, apresentados na Figura 20.



Figura 19 – a) Taxa de cruzamentos de zeros e b) Distribuição da mesma.



Figura 20– (a) Taxa esperada de picos e (b) Distribuição da mesma.

A medida média do fator de irregularidade do ensaio foi de 0,626, e a do parâmetro de largura espectral foi de 0,737. Ambas traçadas na Figura 21 ao longo de todo o ensaio.



Figura 21 - a) Fator de irregularidade e b) Parâmetro de largura.

Análise do Dano

Nas três primeiras gravuras da Figura 22, são apresentados os danos médios calculados para cada gravação. Em todos os modelos a hipótese de que existe raiz unitária foi aceita, considerando os dados não estacionários, mas ambos aceitaram o teste da homocedasticidade. O dano médio de cada gravação calculado pelo modelo *rainflow* foi de 0,006 e o calculado pelo modelo espectral (1) e pelo modelo espectral (2) foi de 0,008. E na Figura 22(d) tem-se o dano acumulado de todos os modelos de previsão de vida calculados. Para o modelo espectral (1) o dano acumulado foi de 0,632, para o modelo espectral (2) foi de 0,580 e pelo método *rainflow* foi de 0,483.



Figura 22 – (a) Dano por gravação médio via método *rainflow*, (b) via modelo espectral (1), (c) via modelo espectral (2), e (d) Previsão do dano acumulado de todos os modelos.

E por fim, na Figura 23, é apresentada a contribuição percentual do dano acumulado usando a regra de Miner em função da amplitude pico a pico.



Figura 23 - Contribuição percentual no dano acumulado calculado pela regra de Miner.

ENSAIO 2

• Análise Temporal

As amplitudes de deslocamento de todo sinal gravado até a primeira quebra do ensaio estão apresentadas na Figura 24, reajustadas em escala para uma média zero. Apresentou um valor gama máximo de 1,710 mm, com um máximo absoluto de 0,843 mm e um mínimo de -0,867 mm. O desvio padrão do sinal foi de 0,221 mm, e o sinal aceitou a hipótese de estacionariedade.



Figura 24 – História completa dos ciclos de carregamento do ensaio.

Na Figura 25 são traçados a distribuição de frequências por amplitude de deslocamento, a construção da frequência acumulada do ensaio pela amplitude de deslocamento e o desvio padrão da frequência relativa do ensaio.

Na Figura 26(a) são expostos os valores RMS ao longo do ensaio e a direita sua distribuição amostral. O valor RMS médio do ensaio foi de 0,221 mm, com um desvio padrão de 0,016mm. Nesse ensaio, o teste aceitou a hipótese de estacionariedade e o teste de homocedasticidade.



Figura 25– (a) Distribuição de frequência, (b) Frequência acumulada e (c) Desvio padrão da frequência relativa.



Figura 26 – (a) Valores RMS do ensaio (b) Distribuição amostral dos valores RMS.

As evoluções dos valores de picos e de vales estão na Figura 27(a) e a evolução das amplitudes máximas pico a pico na Figura 27(b). Ambos os dados aceitaram a hipótese da estacionariedade e da homocedasticidade.



Figura 27 – (a) Evolução dos valores extremos ao longo do ensaio, e (b) Evolução das máximas amplitudes pico a pico.

A distribuição de frequências pelas amplitudes pico a pico é exibida na Figura 28(a) e a de frequências acumuladas na figura do lado, traçada com a média amostral pela contagem *rainflow*, juntamente com as curvas de tendência da distribuição de Rayleigh.



Figura 28 – (a) Distribuição de frequências e (b) Distribuição de frequências acumuladas.

• Análise Espectral

Na análise espectral dos dados, primeiramente a função densidade espectral de potência do ensaio é apresentada na Figura 29. Para esse ensaio foi utilizado uma taxa de aquisição de 500 Hz.

Na Figura 30 têm-se os valores RMS da amostra espectral ao longo do ensaio a esquerda, e sua distribuição amostral a direita. O valor RMS médio foi de 0,208 mm com desvio padrão de 0,0157 mm. Esses valores aceitaram o teste de estacionariedade e de homocedasticidade.



Figura 29 – Função densidade espectral de potência.



Figura 30 – (a) Valores RMS, e (b) Distribuição dos valores RMS da amostra.

O valor médio da razão esperada de cruzamentos de zeros foi de 22,726 Hz, com desvio padrão de 0,0444 Hz, apresentados na Figura 31.



Figura 31 – (a) Taxa de cruzamentos de zeros e (b) Distribuição da mesma.

A taxa de cruzamentos de picos média do ensaio foi de 28,177 Hz, com desvio padrão de 0,5686 Hz (Figura 32).



Figura 32 – (a) Taxa esperada de picos e (b) Distribuição da mesma.

A média do fator de irregularidade do ensaio foi de 0,807, e a do parâmetro de largura espectral foi de 0,590. Foram traçados todos os valores ao longo do ensaio (Figura 33).



Figura 33 – (a) Fator de irregularidade e (b) Parâmetro de largura.

• Análise do Dano

Nas três primeiras gravuras da Figura 34, são apresentados os danos médios calculados para cada gravação. Nesse ensaio todos os modelos aceitaram a hipótese da estacionariedade e da homocedasticidade. O dano médio de cada gravação calculado pelo modelo espectral (1) foi de 0,007 e o calculado pelo modelo *rainflow* e pelo modelo espectral (2) foi de 0,006. E na Figura 34(d) tem-se o dano acumulado de todos os modelos de previsão de vida calculados. Para o modelo espectral (1) o dano acumulado foi de 0,551, para o modelo espectral (2) foi de 0,445 e pelo método *rainflow* foi de 0,474.



Figura 34 – (a) Dano por gravação médio via método *rainflow*, (b) via modelo espectral (1), (c) via modelo espectral (2), e (d) Previsão do dano acumulado de todos os modelos.

Na Figura 35 é apresentada a contribuição percentual no dano acumulado usando a regra de Miner pela amplitude pico a pico.



Figura 35 - Contribuição percentual no dano acumulado calculado pela regra de Miner

ENSAIO 3

• Análise Temporal

Na Figura 36 é apresentada as amplitudes de deslocamento de todo sinal gravado até a primeira quebra em conjunto com suas propriedades estatísticas. Apresentou um valor gama máximo de 1,854 mm, com um máximo absoluto de 0,908 mm e um mínimo de -0,946 mm. O desvio padrão do sinal foi de 0,221 mm, e o sinal aceitou a hipótese de estacionariedade.



Figura 36 – História completa dos ciclos de carregamento do ensaio.

Distribuição de frequências por amplitude de deslocamento, a frequência acumulada do ensaio pela amplitude de deslocamento e o desvio padrão da frequência relativa do ensaio são encontrados na Figura 37.

Na Figura 38 é apresentada os valores RMS ao longo do ensaio e a sua direita, a distribuição amostral. O valor RMS médio do ensaio foi de 0,220 mm, com um desvio padrão de 0,0219mm. Nesse ensaio, foi aceito o teste da estacionariedade e o teste de homocedasticidade.



Figura 37 – (a) Distribuição de frequência, (b) Frequência acumulada e (c) Desvio padrão da frequência relativa.



Figura 38 – (a) Valores RMS do ensaio (b) Distribuição amostral dos valores RMS.

As evoluções dos valores de picos e de vales e das amplitudes máximas pico a pico ao longo de todo o ensaio estão na Figura 39, as duas evoluções aceitaram a hipótese da estacionariedade e da homocedasticidade.



Figura 39 – (a) Evolução dos valores extremos ao longo do ensaio, e (b) Evolução das máximas amplitudes pico a pico.

É apresentada então, as distribuições de frequências e de frequências acumuladas pelas amplitudes pico a pico. Nesse último, foi traçado a média amostral pela contagem *rainflow*, juntamente com as curvas de tendência da distribuição de Rayleigh.



Figura 40 – (a) Distribuição de frequências e (b) Distribuição de frequências acumuladas.

• Análise Espectral

Analisando espectralmente os dados do ensaio 3, tem-se a função densidade espectral de potência do ensaio apresentada na Figura 41, nesse teste também foi utilizado uma taxa de aquisição de 500 Hz.



Figura 41 - Função densidade espectral de potência.

A Figura 42(a) mostra os valores RMS da amostra espectral ao longo do ensaio e na sua lateral, sua distribuição amostral. O valor RMS médio do ensaio foi de 0,208 mm, com desvio padrão de 0,0201 mm, aceitou o teste de estacionariedade e de homocedasticidade.



Figura 42 – (a) Valores RMS da amostra espectral (b) Distribuição dos valores RMS amostral

A taxa de cruzamentos de zeros média do ensaio foi de 22,551 Hz, com desvio padrão de 0,0458 Hz e a taxa de cruzamentos de picos média de 27,084 Hz, com desvio padrão de 0,4617 Hz, apresentados na Figura 43 e Figura 44 respectivamente.

O fator de irregularidade do ensaio foi de 0,833, e o parâmetro de largura espectral foi de 0,553. Ambas traçadas na Figura 45 ao longo de todo o ensaio.



Figura 43 – (a) Taxa de cruzamentos de zeros, e (b) Distribuição da mesma.



Figura 44 – (a) Taxa esperada de picos e (b) Distribuição da mesma.



Figura 45 – (a) Fator de irregularidade e (b) Parâmetro de largura.

Análise do Dano

São apresentados os danos médios calculados para cada gravação nas três primeiras ilustrações da Figura 46. Todos os modelos aceitaram as hipóteses da estacionariedade e da homocedasticidade. O dano médio de cada gravação calculado pelo modelo *rainflow* e pelo modelo espectral (1) foi de 0,007 e o calculado pelo modelo espectral (2) foi de 0,006. Na

Figura 46(d) tem-se o dano acumulado de todos os modelos de previsão de vida calculados. Para o modelo espectral (1) o dano acumulado foi de 0,821, para o modelo espectral (2) foi de 0,674 e pelo método *rainflow* foi de 0,748. E finalizando as análises desse ensaio, é apresentada a contribuição percentual no dano acumulado usando a regra de Miner pela amplitude pico a pico na Figura 47.



Figura 46 – (a) Dano por gravação médio via método *rainflow*, (b) via modelo espectral (1), (c) via modelo espectral (2), e (d) Previsão do dano acumulado de todos os modelos.



Figura 47 - Contribuição percentual no dano acumulado através da regra de Miner.

ENSAIO 4

• Análise Temporal

As amplitudes de deslocamento de todo sinal gravado até a primeira quebra do fio do ensaio estão apresentadas na Figura 48, reajustada em escala para uma média zero. Apresentou um valor gama máximo de 1,838 mm, com um máximo absoluto de 0,911 mm e um mínimo de -0,927mm. O desvio padrão do sinal foi de 0,203 mm, e o sinal aceitou a hipótese de estacionariedade.



Figura 48 – História completa dos ciclos de carregamento do ensaio.

Na Figura 49 são traçados a distribuição de frequências por amplitude de deslocamento, a construção da frequência acumulada do ensaio pela amplitude de deslocamento e o desvio padrão da frequência relativa do ensaio.

Na Figura 50 são expostos os valores RMS ao longo do ensaio e a direita sua distribuição amostral. O valor RMS médio do ensaio foi de 0,202 mm, com um desvio padrão de 0,017mm. Nesse ensaio, o teste aceitou a hipótese de estacionariedade e a hipótese de homocedasticidade.



Figura 49 – (a) Distribuição de frequência, (b) Frequência acumulada e (c) Desvio padrão da frequência relativa.



Figura 50 – (a) Valores RMS do ensaio (b) Distribuição amostral dos valores RMS.

Na Figura 51(a) é apresentada as evoluções dos valores de picos e de vales, e do lado direito a evolução das amplitudes máximas pico a pico, ambas ao longo de todo ensaio. Neste ensaio todos os dados aceitaram a hipótese da estacionariedade e da homocedasticidade.



Figura 51 – (a) Evolução dos valores extremos ao longo do ensaio, e (b) Evolução das máximas amplitudes pico a pico.

A distribuição de frequências pelas amplitudes pico a pico e a de frequências acumuladas estão exibidas na figura abaixo, esta última traçada com a média amostral pela contagem *rainflow*, juntamente com as curvas de tendência da distribuição de Rayleigh.



Figura 52 – (a) Distribuição de frequências e (b) Distribuição de frequências acumuladas.

• Análise Espectral

Na análise espectral dos dados, primeiramente a função densidade espectral de potência do ensaio é apresentada na Figura 53 Para esse ensaio foi utilizado uma taxa de aquisição de 500Hz.

Na Figura 54 aparece os valores RMS da amostra espectral ao longo do ensaio a esquerda, e sua distribuição amostral a direita. O valor RMS médio foi de 0,189 mm com desvio padrão de 0,0155 mm. Esses valores aceitaram o teste de estacionariedade e de homocedasticidade.



Figura 53 – Função densidade espectral de potência.



Figura 54 – (a) Valores RMS e (b) Distribuição dos valores da amostra.

O valor médio da razão esperada de cruzamentos de zeros foi de 22,598 Hz, com desvio padrão de 0,0659 Hz, apresentados na Figura 55.



Figura 55 – (a) Taxa de cruzamentos de zeros e (b) Distribuição da mesma.

A taxa de cruzamentos de picos média do ensaio foi de 29,778 Hz, com desvio padrão de 0,6413 Hz (Figura 56).



Figura 56 – (a) Taxa esperada de picos e (b) Distribuição da mesma.

A média do fator de irregularidade do ensaio foi de 0,759, e a do parâmetro de largura espectral foi de 0,651. Foram traçados todos os valores ao longo do ensaio (Figura 57).



Figura 57 – (a) Fator de irregularidade e (b) Parâmetro de largura.

Análise do Dano

Nos três primeiros gráficos da Figura 58, são apresentados os danos médios calculados para cada gravação. Nesse ensaio todos os modelos aceitaram a hipótese da estacionariedade e da homocedasticidade. O dano médio de cada gravação calculado pelo modelo *rainflow* e peço modelo espectral (1) foi de 0,005 e o calculado pelo modelo espectral (2) foi de 0,004. Na Figura 58(d) tem-se o dano acumulado de todos os modelos de previsão de vida calculados. Para o modelo espectral (1) o dano acumulado foi de 0,864, para o modelo espectral (2) foi de 0,683 e pelo método *rainflow* foi de 0,792.

E finalizando as análises desse ensaio, é apresentada na Figura 59, a contribuição percentual no dano acumulado usando a regra de Miner pela amplitude pico a pico.



Figura 58 – (a) Dano por gravação médio via método *rainflow*, (b) via modelo espectral (1), (c) via modelo espectral (2), e (d) Previsão do dano acumulado de todos os modelos.



Figura 59 – Contribuição percentual no dano acumulado calculado pela regra de Miner.

ENSAIO 5

• Análise Temporal

Na Figura 60 é apresentada as amplitudes de deslocamento de todo sinal gravado até a primeira quebra em conjunto com suas propriedades estatísticas. Apresentou um valor gama máximo de 1,810 mm, com um máximo absoluto de 0,881 mm e um mínimo de -0,930 mm. O desvio padrão do sinal foi de 0,194 mm, e o sinal aceitou a hipótese de estacionariedade.



Figura 60 – História completa dos ciclos de carregamento do ensaio.

Distribuição de frequências por amplitude de deslocamento, a frequência acumulada do ensaio pela amplitude de deslocamento e o desvio padrão da frequência relativa do ensaio são encontrados na Figura 61.





Figura 61– (a) Distribuição de frequência, (b) Frequência acumulada e (c) Desvio padrão da frequência relativa.

Na Figura 62 é apresentada os valores RMS ao longo do ensaio e a sua direita, a distribuição amostral. O valor RMS médio do ensaio foi de 0,192 mm, com um desvio padrão de 0,0234mm. Nesse ensaio, foi aceito o teste da estacionariedade e o teste de homocedasticidade



Figura 62 – (a) Valores RMS do ensaio (b) Distribuição amostral dos valores RMS.

As evoluções dos valores de picos e de vales e das amplitudes máximas pico a pico ao longo de todo o ensaio estão na Figura 63, as duas evoluções aceitaram a hipótese da estacionariedade e da homocedasticidade.



Figura 63 – (a) Evolução dos valores extremos ao longo do ensaio, e (b) Evolução das máximas amplitudes pico a pico.

A distribuição de frequências pelas amplitudes pico a pico é exibida na Figura 64(a) e a de frequências acumuladas na figura seguinte, traçada com a média amostral pela contagem *rainflow*, juntamente com as curvas de tendência da distribuição de Rayleigh.



Figura 64 – (a) Distribuição de frequências e (b) Distribuição de frequências acumuladas.

• Análise Espectral

Na análise espectral dos dados desse ensaio 5, tem-se a função densidade espectral de potência do ensaio apresentada na Figura 65, nesse teste foi utilizada a taxa de aquisição de 125 Hz.



Figura 65 - Função densidade espectral de potência.

A Figura 66(a) mostra os valores RMS da amostra espectral ao longo do ensaio e na sua lateral, sua distribuição amostral. O valor RMS médio do ensaio foi de 0,194 mm, com desvio padrão de 0,0236 mm, aceitou o teste de estacionariedade e de homocedasticidade.

A taxa de cruzamentos de zeros média do ensaio foi de 22,190 Hz, com desvio padrão de 0,0326 Hz, são apresentados na Figura 67, juntamente com seu histograma de distribuição.



Figura 66 – (a) Valores RMS e (b) Distribuição dos valores RMS da amostra.



Figura 67 – (a) Taxa de cruzamentos de zeros e (b) Distribuição da mesma.

A razão esperada de cruzamentos de picos média do ensaio foi de 22,493 Hz, com desvio padrão de 0,0585 Hz, apresentados na Figura 68, juntamente com seu histograma de distribuição.



Figura 68 – (a) Taxa esperada de picos e (b) Distribuição da mesma.

O fator de irregularidade desse ensaio foi de 0,987, e o parâmetro de largura espectral foi de 0,163. Ambas traçadas na Figura 69 ao longo de todo o ensaio.



Figura 69 – (a) Fator de irregularidade e (b) Parâmetro de largura.

Análise do Dano

Continuando com a mesma estrutura, temos nas três primeiras ilustrações da Figura 71, os danos médios calculados para cada gravação. Todos os modelos aceitaram as hipóteses da estacionariedade e da homocedasticidade. O dano médio de cada gravação calculado pelo modelo *rainflow* foi de 0,004 e o calculado pelo modelo espectral (1) e pelo modelo espectral

(2) foi de 0,005. Na Figura 71(d) tem-se o dano acumulado de todos os modelos de previsão de vida calculados. Para o modelo espectral (1) o dano acumulado foi de 1,111, para o modelo espectral (2) foi de 1,155 e pelo método *rainflow* foi de 0,933.

E na Figura 70 é apresentada a contribuição percentual no dano acumulado usando a regra de Miner pela amplitude pico a pico.



Figura 70 - Contribuição percentual no dano acumulado através da regra de Miner.



Figura 71 – (a) Dano por gravação médio via método *rainflow*, (b) via modelo espectral (1), (c) via modelo espectral (2), e (d) Previsão do dano acumulado de todos os modelos.

ENSAIO 6

• Análise Temporal

As amplitudes de deslocamento de todo sinal gravado até a primeira quebra do ensaio estão apresentadas na Figura 72, reajustada em escala para uma média zero. Apresentou um valor gama máximo de 1,546 mm, com um máximo absoluto de 0,758 mm e um valor mínimo de -0,788mm. O desvio padrão do sinal foi de 0,164 mm, e o sinal aceitou a hipótese de estacionariedade.

Na Figura 73 são traçados a distribuição de frequências por amplitude de deslocamento, a construção da frequência acumulada do ensaio pela amplitude de deslocamento e o desvio padrão da frequência relativa do ensaio.

Na Figura 74 estão expostos os valores RMS ao longo do ensaio e a direita sua distribuição amostral. O valor RMS médio do ensaio foi de 0,163 mm, com um desvio padrão de 0,0180mm. Nesse ensaio, o teste apresentou uma raiz unitária, rejeitando a hipótese de estacionariedade e também rejeitou o teste de homocedasticidade.



Figura 72 – História completa dos ciclos de carregamento do ensaio.


Figura 73 – (a) Distribuição de frequência, (b) Frequência acumulada e (c) Desvio padrão da frequência relativa.



Figura 74 – (a) Valores RMS do ensaio (b) Distribuição amostral dos valores RMS.

Na Figura 75(a) é apresentada as evoluções dos valores de picos e de vales ao longo de todo ensaio. Nesse ensaio, o teste rejeitou a hipótese de estacionariedade e a de homocedasticidade. Na figura ao lado se encontra a evolução das máximas amplitudes pico a pico, que rejeitou o teste da hipótese da estacionariedade, porém aceitou o teste da homocedasticidade.



Figura 75 – (a) Evolução dos valores extremos ao longo do ensaio, e (b) Evolução das máximas amplitudes pico a pico.

É apresentada então, as distribuições de frequências e de frequências acumuladas pelas amplitudes pico a pico. Nesse último, foi traçado a média amostral pela contagem *rainflow*, juntamente com as curvas de tendência da distribuição de Rayleigh (Figura 76).



Figura 76 – (a) Distribuição de frequências e (b) Distribuição de frequências acumuladas.

• Análise Espectral

Analisando espectralmente os dados do ensaio, tem-se a função densidade espectral de potência do ensaio apresentada na Figura 77, nesse teste foi utilizado uma taxa de aquisição de 250 Hz.



Figura 77 - Função densidade espectral de potência.

A Figura 78(a) mostra os valores RMS da amostra espectral ao longo do ensaio e na sua lateral, sua distribuição amostral. O valor RMS médio do ensaio foi de 0,165 mm, com desvio padrão de 0,0196 mm, também rejeitou o teste de estacionariedade e de homocedasticidade.

A taxa de cruzamentos de zeros média do ensaio foi de 22,304 Hz, com desvio padrão de 0,2051 Hz e a taxa de cruzamentos de picos média de 23,603 Hz, com desvio padrão de 0,4083 Hz, apresentados com seus respectivos histogramas na Figura 79 e Figura 80 respectivamente.



Figura 78 – (a) Valores RMS amostral (b) Distribuição dos valores RMS amostral.



Figura 79 – (a) Taxa de cruzamentos de zeros, e (b) Distribuição da mesma.



Figura 80 – (a) Taxa esperada de picos e (b) Distribuição da mesma.

O fator de irregularidade do ensaio foi de 0,945, e o parâmetro de largura espectral foi de 0,325. Estão traçadas na Figura 81 seus valores ao longo de todo o ensaio.



Figura 81– (a) Fator de irregularidade e (b) Parâmetro de largura.

Análise do Dano

São apresentados os danos médios calculados para cada gravação e o dano acumulado dos modelos *rainflow*, espectral (1) e (2) na Figura 82.



Figura 82 – (a) Dano por gravação médio via método *rainflow*, (b) via modelo espectral (1), (c) via modelo espectral (2), e (d) Previsão do dano acumulado de todos os modelos.

Nas três primeiras ilustrações de dano por gravação, todos os modelos rejeitaram a hipótese da estacionariedade e apenas o método *rainflow* aceitou o teste da homocedasticidade. O dano médio de cada gravação calculado pelo modelo *rainflow* foi de 0,002 e o calculado pelo modelo espectral (1) e modelo espectral (2) foi de 0,003. Na Figura 83(d) tem-se o dano acumulado de todos os modelos de previsão de vida calculados. Para o modelo espectral (1) o dano acumulado foi de 0,675, para o modelo espectral (2) foi de 0,710 e pelo método *rainflow* foi de 0,630.

E finalizando as análises desse ensaio, é apresentada a contribuição percentual no dano acumulado usando a regra de Miner pela amplitude pico a pico (Figura 83).



Figura 83 - Contribuição percentual no dano acumulado calculado pela regra de Miner.

ENSAIO 7

• Análise Temporal

As amplitudes de deslocamento de todo sinal gravado até a primeira quebra do fio estão apresentadas na Figura 84, reajustadas em escala para uma média zero. Apresentou um valor gama máximo de 1,669 mm, com um máximo absoluto de 0,826 mm e um valor mínimo de -0,843mm. O desvio padrão do sinal foi de 0,194 mm, e o sinal aceitou a hipótese de estacionariedade.



Figura 84 – História completa dos ciclos de carregamento do ensaio.

Na Figura 85 são traçados a distribuição de frequências por amplitude de deslocamento, a construção da frequência acumulada do ensaio pela amplitude de deslocamento e o desvio padrão da frequência relativa do ensaio.



Figura 85 – (a) Distribuição de frequência, (b) Frequência acumulada e (c) Desvio padrão da frequência relativa.

Na Figura 86(a) são expostos os valores RMS ao longo do ensaio e a direita sua distribuição amostral. O valor RMS médio do ensaio foi de 0,192 mm, com um desvio padrão de 0,022mm. Nesse ensaio, o teste rejeitou a hipótese de estacionariedade e aceitou o teste de homocedasticidade.



Figura 86 - (a) Valores RMS do ensaio (b) Distribuição amostral dos valores RMS.

As evoluções dos valores de picos e de vales estão na Figura 87(a), os valores de picos aceitaram os testes de estacionariedade e de homocedasticidade, no entanto os valores de

vale não aceitaram o teste de estacionariedade. A evolução das amplitudes máximas pico a pico na Figura 87(b) aceitou a hipótese da estacionariedade e da homocedasticidade.



Figura 87 – (a) Evolução dos valores extremos ao longo do ensaio, e (b) Evolução das máximas amplitudes pico a pico.

A distribuição de frequências pelas amplitudes pico a pico é exibida na Figura 88(a) e a de frequências acumuladas na figura seguinte, traçada com a média amostral pela contagem *rainflow*, juntamente com as curvas de tendência da distribuição de Rayleigh.



Figura 88 – (a) Distribuição de frequências e (b) Distribuição de frequências acumuladas.

• Análise Espectral

Na análise espectral dos dados, primeiramente a função densidade espectral de potência do ensaio é apresentada na Figura 89. Para esse ensaio foi utilizado uma taxa de aquisição de 250 Hz.



Figura 89 - Função densidade espectral de potência.

Têm-se na Figura 90 os valores RMS da amostra espectral ao longo do ensaio, e sua distribuição amostral a direita. O valor RMS médio foi de 0,192 mm com desvio padrão de 0,0238 mm. Esses valores também rejeitaram o teste de estacionariedade e aceitaram o de homocedasticidade.

O valor médio da razão esperada de cruzamentos de zeros foi de 22,247 Hz, com desvio padrão de 0,0303 Hz, apresentados na Figura 91, com seu histograma de distribuição.

A taxa de cruzamentos de picos média do ensaio foi de 23,404 Hz, com desvio padrão de 0,2215 Hz, apresentados com seu histograma de distribuição na Figura 92.



Figura 90 – (a) Valores RMS da amostra espectral e (b) Distribuição dos valores.



Figura 91 – (a) Taxa de cruzamentos de zeros e b) Distribuição da mesma.



Figura 92 – (a) Taxa esperada de picos e (b) Distribuição da mesma.

A média do fator de irregularidade do ensaio foi de 0,951, e a do parâmetro de largura espectral foi de 0,309. Foram traçados todos os valores ao longo do ensaio (Figura 93).



Figura 93 – (a) Fator de irregularidade e (b) Parâmetro de largura.

• Análise do Dano

Nas três primeiras gravuras da Figura 94, são apresentados os danos médios calculados para

cada gravação. Nesse ensaio todos os modelos rejeitam a hipótese da estacionariedade e aceitaram o da homocedasticidade. O dano médio de cada gravação calculado pelo modelo *rainflow* foi de 0,004 e o calculado pelo modelo espectral (1) e pelo modelo espectral (2) foi de 0,005. Na Figura 94 (d) é apresentado o dano acumulado de todos os modelos de previsão de vida calculados. Para o modelo espectral (1) o dano acumulado foi de 0,632, para o modelo espectral (2) foi de 0,636 e pelo método *rainflow* foi de 0,526.

E finalizando as análises desse ensaio uma apresentação da contribuição percentual no dano acumulado usando a regra de Miner pela amplitude pico a pico se encontra na Figura 95.



Figura 94 – (a) Dano por gravação médio via método *rainflow*, (b) via modelo espectral (1), (c) via modelo espectral (2), e (d) Previsão do dano acumulado de todos os modelos.



Figura 95- Contribuição percentual no dano acumulado calculado pela regra de Miner.

ENSAIO 8

• Análise Temporal

Na Figura 96 é apresentada as amplitudes de deslocamento de todo sinal gravado até a primeira quebra em conjunto com suas propriedades estatísticas. Apresentou um valor gama máximo de 1,570 mm, com um máximo absoluto de 0,770 mm e um mínimo de -0,800mm. O desvio padrão do sinal foi de 0,215 mm, e o sinal aceitou a hipótese de estacionariedade.



Figura 96 – História completa dos ciclos de carregamento do ensaio.

Distribuição de frequências por amplitude de deslocamento, a frequência acumulada do ensaio pela amplitude de deslocamento e o desvio padrão da frequência relativa do ensaio são encontrados na Figura 97.



Figura 97 – (a) Distribuição de frequência, (b) Frequência acumulada e (c) Desvio padrão da frequência relativa.

Na Figura 98 é apresentada os valores RMS ao longo do ensaio e a sua direita, a distribuição amostral. O valor RMS médio do ensaio foi de 0,214 mm, com um desvio padrão de 0,0194mm. Nesse ensaio, foi rejeitado o teste da estacionariedade e aceito o teste de homocedasticidade.



Figura 98 – (a) Valores RMS do ensaio (b) Distribuição amostral dos valores RMS.

As evoluções dos valores de picos e de vales e das amplitudes máximas pico a pico ao longo de todo o ensaio estão na Figura 99, essas evoluções rejeitaram a hipótese da

estacionariedade e aceitaram o teste da homocedasticidade.



Figura 99 – (a) Evolução dos valores extremos ao longo do ensaio, e (b) evolução das máximas amplitudes pico a pico.

A distribuição de frequências pelas amplitudes pico a pico e a de frequências acumuladas estão exibidas na Figura 100, esta última traçada com a média amostral pela contagem *rainflow*, juntamente com as curvas de tendência da distribuição de Rayleigh.



Figura 100 - (a) Distribuição de frequências e (b) Distribuição de frequências acumuladas

• Análise Espectral

Analisando espectralmente os dados do ensaio 3, tem-se a função densidade espectral de potência do ensaio apresentada na Figura 101, nesse teste foi utilizado a taxa de aquisição de 250 Hz.



Figura 101 - Função densidade espectral de potência.

Temos então, os valores RMS da amostra espectral ao longo do ensaio e na sua lateral, sua distribuição amostral (Figura 102). O valor RMS médio do ensaio foi de 0,223 mm, com desvio padrão de 0,0187 mm, neste ensaio não foi aceito a hipótese de estacionariedade, no entanto aceitou o teste de homocedasticidade.



Figura 102 – (a) Valores RMS da amostral e (b) Distribuição dos valores RMS.

A taxa de cruzamentos de zeros média do ensaio foi de 22,2001 Hz, com desvio padrão de 0,0650 apresentada na Figura 103, juntamente com o histograma da sua distribuição.



Figura 103 – (a) Taxa de cruzamentos de zeros e b) Distribuição da mesma.

O valor médio da razão esperada de picos do ensaio foi de 22,361 Hz, com desvio padrão de 0,0782 apresentada na Figura 104, juntamente com o histograma da sua distribuição.



Figura 104 – (a) Taxa esperada de picos e (b) Distribuição da mesma.

Nesse ensaio o fator de irregularidade foi de 0,993, e o parâmetro de largura espectral foi de 0,119. Seus dados ao longo do ensaio estão traçados na Figura 105.



Figura 105 – a) Fator de irregularidade e b) Parâmetro de largura.

Análise do Dano

Na Figura 107 tem-se os danos médios calculados para cada gravação e o dano acumulado de todos os modelos. Todos os modelos rejeitaram as hipóteses da estacionariedade e aceitaram a da homocedasticidade. O dano médio de cada gravação calculado pelo modelo *rainflow* foi de 0,005, o calculado pelo modelo espectral (1) foi de 0,006 e o calculado pelo modelo espectral (2) foi de 0,008. Na última gravura da Figura 107(d) tem-se o dano acumulado de todos os modelos de previsão de vida calculados. Para o modelo espectral (1) o dano acumulado foi de 0,5591, para o modelo espectral (2) foi de 0,649 e pelo método

rainflow foi de 0,444. Uma apresentação da contribuição percentual no dano acumulado usando a regra de Miner pela amplitude pico a pico se encontra na Figura 106.



Figura 106 – Contribuição percentual no dano acumulado calculado pela regra de Miner.



Figura 107 – (a) Dano por gravação médio via método *rainflow*, (b) via modelo espectral (1), (c) via modelo espectral (2), e (d) Previsão do dano acumulado de todos os modelos.

ENSAIO 9

• Análise Temporal

Na Figura 108 é apresentada as amplitudes de deslocamento de todo sinal gravado até a primeira quebra do ensaio em conjunto com suas propriedades estatísticas. Apresentou um valor gama máximo de 2,007 mm, com um máximo absoluto de 0,925 mm e um valor mínimo de -1,082mm. O desvio padrão do sinal foi de 0,223 mm, e o sinal aceitou a hipótese de estacionariedade.

Distribuição de frequências por amplitude de deslocamento, a frequência acumulada do ensaio pela amplitude de deslocamento e o desvio padrão da frequência relativa do ensaio são encontrados na Figura 109.



Figura 108 – História completa dos ciclos de carregamento do ensaio.

Na Figura 110(a) são expostos os valores RMS ao longo do ensaio e a direita sua distribuição amostral. O valor RMS médio do ensaio foi de 0,221 mm, com um desvio padrão de 0,027mm. Nesse ensaio, o teste rejeitou a hipótese de estacionariedade e aceitou o teste de homocedasticidade.



Figura 109 – (a) Distribuição de frequência, (b) Frequência acumulada e (c) Desvio padrão da frequência relativa.



Figura 110 – (a) Valores RMS do ensaio (b) Distribuição amostral dos valores RMS.

As evoluções dos valores de picos e de vales estão na Figura 111(a), os valores de picos rejeitaram os testes de estacionariedade e de homocedasticidade, no entanto os valores de vale aceitaram a hipótese de estacionariedade e homocedasticidade. A evolução das amplitudes máximas pico a pico na Figura 111(b) aceitou a hipótese da estacionariedade e da homocedasticidade.



Figura 111– (a) Evolução dos valores extremos ao longo do ensaio, e (b) Evolução das máximas amplitudes pico a pico.

É apresentada então, as distribuições de frequências e de frequências acumuladas pelas amplitudes pico a pico. Nesse último, foi traçado a média amostral pela contagem *rainflow*, juntamente com as curvas de tendência da distribuição de Rayleigh (Figura 112).



Figura 112 – (a) Distribuição de frequências e (b) Distribuição de frequências acumuladas.

• Análise Espectral

Na Figura 113 apresenta a função densidade espectral de potência do ensaio para as análises espectrais do teste. Nesse teste foi utilizada a taxa de aquisição de 250 Hz.



Figura 113 - Função densidade espectral de potência.

Na Figura 114(a) mostra os valores RMS da amostra espectral ao longo do ensaio e na sua lateral, sua distribuição amostral. O valor RMS médio foi de 0,224 mm com desvio padrão de 0,0288 mm. Esses valores também rejeitaram o teste de estacionariedade e aceitaram o de homocedasticidade.

O valor médio da razão esperada de cruzamentos de zeros foi de 22,064 Hz, com desvio padrão de 0,1308 Hz, apresentados na Figura 115, com seu histograma de distribuição. A taxa de cruzamentos de picos média do ensaio foi de 22,402 Hz, com desvio padrão de 0,3056 Hz, apresentados com seu histograma de distribuição na Figura 116.



Figura 114 – (a) Valores RMS e (b) Distribuição dos valores RMS amostral.



Figura 115 – (a) Taxa de cruzamentos de zeros, e (b) Distribuição da mesma.



Figura 116 – (a) Taxa esperada de picos e (b) Distribuição da mesma.

A média do fator de irregularidade do ensaio foi de 0,985, e a do parâmetro de largura espectral foi de 0,168. Dados traçados ao longo do ensaio na Figura 117.



Figura 117 – (a) Fator de irregularidade e (b) Parâmetro de largura.

• Análise do Dano

São apresentados os danos médios calculados para cada gravação e o dano acumulado para

os três modelos em questão na Figura 118.



Figura 118 – (a) Dano por gravação médio via método *rainflow*, (b) via modelo espectral (1), (c) via modelo espectral (2), e (d) Previsão do dano acumulado de todos os modelos.

Nas três primeiras ilustrações de dano por gravação, todos os modelos rejeitaram a hipótese da estacionariedade, e aceitaram o teste da homocedasticidade. O dano médio de cada gravação calculado pelo modelo *rainflow* e pelo modelo espectral (1) foi de 0,007, e o calculado e modelo espectral (2) foi de 0,008. Na Figura 118(d) tem-se o dano acumulado de todos os modelos de previsão de vida calculados. Para o modelo espectral (1) o dano acumulado foi de 0,754, para o modelo espectral (2) foi de 0,790 e pelo método *rainflow* foi de 0,699.

E por fim, a contribuição percentual no dano acumulado usando a regra de Miner pela amplitude pico a pico (Figura 119).



Figura 119- Contribuição percentual no dano acumulado calculado pela regra de Miner.

ENSAIO 10

• Análise Temporal

As amplitudes de deslocamento de todo sinal gravado até a primeira quebra do fio do ensaio estão apresentadas na Figura 120, reajustada em escala para uma média zero. Apresentou um valor gama máximo de 2,036 mm, com um máximo absoluto de 1,040 mm e um mínimo de -0,996mm. O desvio padrão do sinal foi de 0,265 mm, e o sinal aceitou a hipótese de estacionariedade.

Na Figura 121 são traçados a distribuição de frequências por amplitude de deslocamento, a construção da frequência acumulada do ensaio pela amplitude de deslocamento e o desvio padrão da frequência relativa do ensaio.



Figura 120 – História completa dos ciclos de carregamento do ensaio.



Figura 121 – (a) Distribuição de frequência, (b) Frequência acumulada e (c) Desvio padrão da frequência relativa.

Na Figura 122 são expostos os valores RMS ao longo do ensaio e a direita sua distribuição amostral. O valor RMS médio do ensaio foi de 0,264 mm, com um desvio padrão de 0,0166mm. Nesse ensaio, o teste rejeitou a hipótese de estacionariedade e aceitou a hipótese de homocedasticidade.



Figura 122 – (a) Valores RMS do ensaio (b) Distribuição amostral dos valores RMS.

Na Figura 123(a) é apresentada as evoluções dos valores de picos e de vales, e do lado direito a evolução das amplitudes máximas pico a pico, ambas ao longo de todo ensaio. Neste ensaio

todos os dados aceitaram a hipótese da estacionariedade e da homocedasticidade.



Figura 123 – (a) Evolução dos valores extremos ao longo do ensaio, e (b) Evolução das máximas amplitudes pico a pico.

A distribuição de frequências pelas amplitudes pico a pico e a de frequências acumuladas estão exibidas na Figura 124, esta última traçada com a média amostral pela contagem *rainflow*, juntamente com as curvas de tendência da distribuição de Rayleigh.



Figura 124 – (a) Distribuição de frequências e (b) Distribuição de frequências acumuladas.

• Análise Espectral

Na análise espectral dos dados do ensaio, tem-se a função densidade espectral de potência do ensaio apresentada na Figura 125, nesse teste foi utilizado uma taxa de aquisição de 250Hz.



Figura 125 - Função densidade espectral de potência.

Na Figura 126 aparece os valores RMS da amostra espectral ao longo do ensaio a esquerda, e sua distribuição amostral a direita. O valor RMS médio foi de 0,256 mm com desvio padrão de 0,0184 mm. Esses valores rejeitaram o teste de estacionariedade e aceitaram o de homocedasticidade.

O valor médio da razão esperada de cruzamentos de zeros foi de 22,010 Hz, com desvio padrão de 0,1567 Hz, a taxa de cruzamentos de picos média do ensaio foi de 22,127 Hz, com desvio padrão de 0,1442 Hz. Esses dados estão apresentados nas Figura 127 e na Figura 128, respectivamente.



Figura 126 – (a) Valores RMS amostral (b) Distribuição dos valores RMS amostral



Figura 127 – (a) Taxa de cruzamentos de zeros e (b) Distribuição da mesma.



Figura 128 – (a) Taxa esperada de picos e (b) Distribuição da mesma

A média do fator de irregularidade do ensaio foi de 0,995, e a do parâmetro de largura espectral foi de 0,102. Foram traçados todos os valores ao longo do ensaio (Figura 129).



Figura 129 – (a) Fator de irregularidade e (b) Parâmetro de largura.

Análise do Dano

Continuando com a mesma estrutura, temos na Figura 130, os danos médios calculados para cada gravação e o dano acumulado para todos os modelos de previsão.



Figura 130 – (a) Dano por gravação médio via método *rainflow*, (b) via modelo espectral (1), (c) via modelo espectral (2), e (d) Previsão do dano acumulado de todos os modelos.

Nesse ensaio todos os modelos rejeitaram a hipótese da estacionariedade e aceitaram a hipótese da homocedasticidade. O dano médio de cada gravação calculado pelo modelo *rainflow* e peço modelo espectral (2) foi de 0,012 e o calculado pelo modelo espectral (1) foi de 0,013. Na Figura 130(d) tem-se o dano acumulado de todos os modelos de previsão de vida calculados. Para o modelo espectral (1) o dano acumulado foi de 0,584, para o modelo espectral (2) foi de 0,524 e pelo método *rainflow* foi de 0,512.

E finalizando as análises desse ensaio uma apresentação da contribuição percentual no dano acumulado usando a regra de Miner pela amplitude pico a pico.



Figura 131- Contribuição percentual no dano acumulado calculado pela regra de Miner.

ENSAIO 11

• Análise Temporal

As amplitudes de deslocamento de todo sinal gravado até a primeira quebra do ensaio estão apresentadas na Figura 132, juntamente com suas propriedades estatísticas. O ensaio apresentou um valor gama máximo de 2,317 mm, com um máximo absoluto de 1,249 mm e um mínimo de -1,0680 mm. O desvio padrão do sinal foi de 0,289 mm, e o sinal aceitou a hipótese de estacionariedade.



Figura 132 – História completa dos ciclos de carregamento do ensaio.

Distribuição de frequências por amplitude de deslocamento, a frequência acumulada do ensaio pela amplitude de deslocamento e o desvio padrão da frequência relativa do ensaio

são encontrados na Figura 133.



Figura 133 – (a) Distribuição de frequência, (b) Frequência acumulada e (c) Desvio padrão da frequência relativa.

Nesse ensaio, os valores RMS aceitaram ambos os testes da hipótese da estacionariedade e da homocedasticidade. O valor RMS médio do ensaio foi de 0,289 mm, com um desvio padrão de 0,0240 mm. Os valores RMS bem como seu histograma de distribuição estão apresentando na Figura 134.



Figura 134 – (a) Valores RMS do ensaio (b) Distribuição amostral dos valores RMS.

As evoluções dos valores de picos e de vales e das amplitudes máximas pico a pico ao longo de todo o ensaio estão na Figura 135, as duas evoluções aceitaram a hipótese da estacionariedade e da homocedasticidade.



Figura 135 – (a) Evolução dos valores extremos ao longo do ensaio, e (b) Evolução das máximas amplitudes pico a pico.

A distribuição de frequências pelas amplitudes pico a pico e a de frequências acumuladas estão exibidas na figura abaixo, esta última traçada com a média amostral pela contagem *rainflow*, juntamente com as curvas de tendência da distribuição de Rayleigh. (Figura 136).



Figura 136 - (a) Distribuição de frequências e (b) Distribuição de frequências acumuladas

• Análise Espectral

Na análise espectral dos dados do ensaio, tem-se a função densidade espectral de potência do ensaio apresentada na Figura 137, nesse teste foi utilizada a taxa de aquisição de 250 Hz.



Figura 137 - Função densidade espectral de potência.

Temos agora os valores RMS da amostra espectral, a esquerda os valores ao longo do ensaio e a direita sua distribuição amostral. O valor RMS médio do ensaio foi de 0,284 mm, com desvio padrão de 0,0223 mm, aceitou o teste de estacionariedade e de homocedasticidade (Figura 138).

A taxa de cruzamentos de zeros média do ensaio foi de 21,934 Hz, com desvio padrão de 0,1568 Hz, apresentados na Figura 139, juntamente com seu histograma de distribuição. Enquanto que a razão esperada de cruzamentos de picos média do ensaio foi de 22,062 Hz, com desvio padrão de 0,1430 Hz, e estão apresentados na Figura 140.



Figura 138 – (a) Valores RMS amostral 9b) Distribuição dos valores RMS.



Figura 139 – (a) Taxa de cruzamentos de zeros e (b) Distribuição da mesma.



Figura 140 – (a) Taxa esperada de picos e (b) Distribuição da mesma.

O fator de irregularidade desse ensaio foi de 0,994, e o parâmetro de largura espectral foi de 0,107. Ambas traçadas na Figura 141 ao longo de todo o ensaio.



Figura 141 – (a) Fator de irregularidade e (b) Parâmetro de largura.

• Análise do Dano

A Figura 142 contém os danos médios calculados para cada gravação e o dano acumulado

dos modelos analisados.



Figura 142 – (a) Dano por gravação médio via método *rainflow*, (b) via modelo espectral (1), (c) via modelo espectral (2), e (d) Previsão do dano acumulado de todos os modelos.

Todos os modelos aceitaram as hipóteses da estacionariedade e da homocedasticidade. O dano médio de cada gravação calculado pelo modelo *rainflow* foi de 0,016, o calculado pelo modelo espectral (1) foi de 0,018 e pelo modelo espectral (2) foi de 0,017. O dano acumulado de todos os modelos de previsão de vida calculados, estão na Figura 142(d). Para o modelo espectral (1) o dano acumulado foi de 0,584, para o modelo espectral (2) foi de 0,548 e pelo método *rainflow* foi de 0,512.

E por fim, é apresentada a contribuição percentual no dano acumulado usando a regra de Miner pela amplitude pico a pico (Figura 143).



Figura 143 - Contribuição percentual no dano acumulado calculado pela regra de Miner.

ENSAIO 12

• Análise Temporal

As amplitudes de deslocamento de todo sinal gravado até a primeira quebra do ensaio estão apresentadas na Figura 144, reajustada em escala para uma média zero. Apresentou um valor gama máximo de 2,176 mm, com um máximo absoluto de 1,103 mm e um valor mínimo de -1,073mm. O desvio padrão do sinal foi de 0,269 mm, e o sinal aceitou a hipótese de estacionariedade.



Figura 144 – História completa dos ciclos de carregamento do ensaio.

Na Figura 145 são traçados a distribuição de frequências por amplitude de deslocamento, a construção da frequência acumulada do ensaio pela amplitude de deslocamento e o desvio
padrão da frequência relativa do ensaio.



Figura 145 – () Distribuição de frequência, (b) Frequência acumulada e (c) Desvio padrão da frequência relativa.

Na Figura 146 estão expostos os valores RMS ao longo do ensaio e a direita sua distribuição amostral. O valor RMS médio do ensaio foi de 0,268 mm, com um desvio padrão de 0,0298mm. Nesse ensaio, o teste apresentou uma raiz unitária, rejeitando a hipótese de estacionariedade, entretanto aceitou o teste de homocedasticidade.



Figura 146 – (a) Valores RMS do ensaio (b) Distribuição amostral dos valores RMS.

Na Figura 147(a) é apresentada as evoluções dos valores de picos e de vales, e do lado direito a evolução das amplitudes máximas pico a pico, ambas ao longo de todo ensaio. Neste ensaio todos os dados aceitaram a hipótese da estacionariedade e da homocedasticidade.



Figura 147 – (a) Evolução dos valores extremos ao longo do ensaio, e (b) Evolução das máximas amplitudes pico a pico.

É apresentada então, as distribuições de frequências e de frequências acumuladas pelas amplitudes pico a pico. Nesse último, foi traçado a média amostral pela contagem *rainflow*, juntamente com as curvas de tendência da distribuição de Rayleigh (Figura 148).



Figura 148 – (a) Distribuição de frequências e (b) Distribuição de frequências acumuladas.

• Análise Espectral

Na Figura 149 apresenta a função densidade espectral de potência do ensaio para as análises espectrais do teste. Nesse teste foi utilizada uma taxa de aquisição de 250 Hz.



Figura 149 - Função densidade espectral de potência.

Na Figura 150(a) mostra os valores RMS da amostra espectral ao longo do ensaio e na sua lateral, sua distribuição amostral. O valor RMS médio foi de 0,269 mm com desvio padrão de 0,03165 mm. Esses valores rejeitaram o teste de estacionariedade, porém aceitaram o e de homocedasticidade.

O valor médio da razão esperada de cruzamentos de zeros foi de 22,143 Hz, com desvio padrão de 0,1096 Hz, e a taxa de cruzamentos de picos média do ensaio foi de 22,269 Hz, com desvio padrão de 0,1024 Hz. Ambas traçadas ao longo do ensaio nas Figura 151 e Figura 152 respectivamente.



Figura 150 – (a) Valores RMS e (b) Distribuição dos valores RMS amostral



Figura 151 – (a) Taxa de cruzamentos de zeros, e (b) Distribuição da mesma.



Figura 152 – (a) Taxa esperada de picos e (b) Distribuição da mesma.

A média do fator de irregularidade do ensaio foi de 0,994, e a do parâmetro de largura espectral foi de 0,105. Foram traçados todos os valores ao longo do ensaio (Figura 153).



Figura 153 – (a) Fator de irregularidade e (b) Parâmetro de largura.

Análise do Dano

São apresentados os danos médios calculados para cada gravação e o dano acumulado dos modelos *rainflow*, espectral (1) e (2) na Figura 154.



Figura 154 – (a) Dano por gravação médio via método *rainflow*, (b) via modelo espectral (1), (c) via modelo espectral (2), e (d) Previsão do dano acumulado de todos os modelos.

Nas três primeiras ilustrações do dano por gravação, todos os modelos rejeitaram a hipótese da estacionariedade, mas todos aceitaram o teste da homocedasticidade. O dano médio de cada gravação calculado pelo modelo *rainflow* foi de 0,013, o calculado pelo modelo espectral (1) foi de 0,014 e o do modelo espectral (2) foi de 0,015. Na Figura 154(d) têm-se os danos acumulados de todos os modelos de previsão de vida calculados. Para o modelo espectral (1) o dano acumulado foi de 1,007, para o modelo espectral (2) foi de 1,029 e pelo método *rainflow* foi de 0,895.

E por fim, é apresentada a contribuição percentual no dano acumulado usando a regra de Miner pela amplitude pico a pico.



Figura 155 - Contribuição percentual no dano acumulado.

ENSAIO 13

• Análise Temporal

Na Figura 156 é apresentada as amplitudes de deslocamento de todo sinal gravado até a primeira quebra em conjunto com suas propriedades estatísticas. Apresentou um valor gama máximo de 2,169 mm, com um máximo absoluto de 1,109 mm e um mínimo de -1,060 mm. O desvio padrão do sinal foi de 0,2714 mm, e o sinal aceitou a hipótese de estacionariedade.



Figura 156 - História completa dos ciclos de carregamento do ensaio.

A distribuição de frequências por amplitude de deslocamento, a frequência acumulada do ensaio pela amplitude de deslocamento e o desvio padrão da frequência relativa do ensaio

são encontrados na Figura 157.



Figura 157 – (a) Distribuição de frequência, (b) Frequência acumulada e (c) Desvio padrão da frequência relativa.

Nesse ensaio, os dados dos valores RMS também não aceitaram a hipótese da estacionariedade, e no entanto aceitou a da homocedasticidade. O valor RMS médio do ensaio foi de 0,270 mm, com um desvio padrão de 0,0233 mm. Esses valores com seu histograma de distribuição se encontram na Figura 158.



Figura 158 – (a) Valores RMS do ensaio (b) Distribuição amostral dos valores RMS.

Na Figura 159(a) são apresentadas as evoluções dos valores de picos e de vales, e do lado direito a evolução das amplitudes máximas pico a pico, ambas ao longo de todo ensaio. Neste ensaio todos os dados rejeitaram a hipótese da estacionariedade e da homocedasticidade.



Figura 159 – (a) Evolução dos valores extremos ao longo do ensaio, e (b) Evolução das máximas amplitudes pico a pico.

A distribuição de frequências pelas amplitudes pico a pico e a de frequências acumuladas estão exibidas na Figura 160, esta última traçada com a média amostral pela contagem *rainflow*, juntamente com as curvas de tendência da distribuição de Rayleigh.



Figura 160 – (a) Distribuição de frequências e (b) Distribuição de frequências acumuladas.

• Análise Espectral

Na análise espectral dos dados do ensaio, tem-se a função densidade espectral de potência do ensaio apresentada na Figura 161, nesse teste foi utilizado uma taxa de aquisição de 250Hz.



Figura 161-Função densidade espectral de potência.

A Figura 162(a) mostra os valores RMS da amostra espectral ao longo do ensaio e na sua lateral, sua distribuição amostral. O valor RMS médio do ensaio foi de 0,275 mm, com desvio padrão de 0,0236 mm, rejeitou o teste de estacionariedade e aceitou o de homocedasticidade.

A taxa de cruzamentos de zeros média do ensaio foi de 22,218 Hz, com desvio padrão de 0,0769 Hz. A razão esperada de cruzamentos de picos média do ensaio foi de 22,323 Hz, com desvio padrão de 0,0824 Hz. Estão apresentados nas Figura 163 e Figura 164, respectivamente, com seus respectivos histogramas de distribuição.



Figura 162 – (a) Valores RMS da amostra espectral (b) Distribuição dos valores RMS.



Figura 163 – (a) Taxa de cruzamentos de zeros e (b) Distribuição da mesma



Figura 164 – (a) Taxa esperada de picos e (b) Distribuição da mesma

O fator de irregularidade desse ensaio foi de 0,995, e o parâmetro de largura espectral foi de 0,097. Ambos traçados na Figura 165 ao longo de todo o ensaio.



Figura 165 – (a) Fator de irregularidade e b) Parâmetro de largura.

• Análise do Dano

Continuando com a mesma estrutura, temos nas três primeiras ilustrações da Figura 166, os

danos médios calculados para cada gravação. Nesse ensaio todos os modelos rejeitaram a hipótese da estacionariedade e aceitaram a de homocedasticidade.



Figura 166 – (a) Dano por gravação médio via método *rainflow*, (b) via modelo espectral (1), (c) via modelo espectral (2), e (d) Previsão do dano acumulado de todos os modelos.

O dano médio de cada gravação calculado pelo modelo *rainflow* foi de 0,012, o calculado pelo modelo espectral (1) foi de 0,015 e pelo modelo espectral (2) foi de 0,016. Na Figura 166(d) têm-se os danos acumulados de todos os modelos de previsão de vida calculados. Para o modelo espectral (1) o dano acumulado foi de 0,778, para o modelo espectral (2) foi de 0,829 e pelo método *rainflow* foi de 0,660

Por fim uma apresentação da contribuição percentual no dano acumulado usando a regra de Miner pela amplitude pico a pico (Figura 167).



Figura 167 – Contribuição percentual no dano acumulado calculado.

APÊNDICE D – RESULTADOS DOS TESTES ESTATÍSTICOS

AVALIAÇÃO DOS VALORES RMS

TESTE 1 – Hipótese dos valores RMS calculados por técnicas diferentes serem estatisticamente iguais. Devido ao fato de *Fcrit* > *F* foi aceita a hipótese da igualdade estatística dos valores RMS

RESUMO						
Grupo	Contagem	Soma	Média	Variância		
Temporal	13	2,94351	0,22642	0,00134		
Espectral (Trapézio)	13	2,94295	0,22638	0,00134		
Espectral (Simpson)	13	2,90946	0,2238	0,00137		
ANOVA						
Fonte da variação	SQ	gl	MQ	F	valor-P	F crítico
Entre grupos	5,9E-05	2	2,9E-05	0,02163	0,97861	3,25945
Dentro dos grupos	0,04869	36	0,00135			
Total	0,04875	38				

AVALIAÇÃO DOS ENSAIOS POR NÍVEIS DE VALORES RMS

TESTE 1 - Comparação das histórias dos ensaios 4, 5, 6 e 7 por apresentarem condição de excitação média de 0,8 g e valor RMS mediano entre 0,15 e 0,2.

RESUMO						
Grupo	Contagem	Soma	Média	Variância		
Ensaio 4	160	32,046	0,20029	0,00058		
Ensaio 5	241	46,323	0,19221	0,00057		
Ensaio 6	261	42,449	0,16264	0,00038		
Ensaio 7	137	26,368	0,19247	0,00058		
ANOVA						
Fonte da variação	SQ	gl	MQ	F	valor-P	F crítico
Entre grupos	0,18756	3	0,06252	122,044	5,11074E-65	2,6161
Dentro dos grupos	0,40727	795	0,00051			
Total	0,59483	798				

Conforme *Fcrit < F*, a hipótese das histórias possuírem o mesmo valor RMS foi descartada.

TESTE 2 - Comparação das histórias dos ensaios 5, 6 e 7 por apresentarem condição de excitação média de 0,8 g e o valor RMS mediano entre 0,16 e 0,2.

RESUMO						
Grupo	Contagem	Soma	Média	Variância		
Ensaio 5	241	46,323	0,19221	0,00057		
Ensaio 6	261	42,449	0,16264	0,00038		
Ensaio 7	137	26,368	0,19247	0,00058		
ANOVA						
Fonte da variação	SQ	gl	MQ	F	valor-P	F crítico
Entre grupos	0,13587	2	0,06793	137,119	3,0761E-50	3,00989
Dentro dos grupos	0,3151	636	0,0005			
Total	0,45097	638				

Conforme *Fcrit < F*, a hipótese das histórias possuírem o mesmo valor RMS foi descartada.

TESTE 3 - Comparação das histórias apenas dos ensaios 5 e 7.

RESUMO						
Grupo	Contagem	Soma	Média	Variância		
Ensaio 5	241	46,323	0,19221	0,00057		
Ensaio 7	137	26,368	0,19247	0,00058		
ΔΝΟΥΔ						
ANOVA			1/0		1 5	E (1
Fonte da variação	SQ	gl	MQ	F	valor-P	F crítico
Entre grupos	5,7E-06	1	5,7E-06	0,00997	0,92052018	3,86631
Dentro dos grupos	0,21512	376	0,00057			
Total	0,21512	377				

Como Fcrit > F, a hipótese das histórias possuírem o mesmo valor RMS foi aceita.

TESTE 4 - Comparação das histórias dos ensaios 1, 2, 3, 8 e 9 por apresentarem condição de excitação média de 1,0 g e valor RMS mediano entre 0,15 e 0,2.

RESUMO						
Grupo	Contagem	Soma	Média	Variância		
Ensaio 1	76	16,9916	0,22357	0,00218	-	
Ensaio 2	76	16,8426	0,22161	0,00052		
Ensaio 3	112	24,652	0,22011	0,00068		
Ensaio 8	86	18,516	0,2153	0,00047		
Ensaio 9	107	23,391	0,21861	0,00079		
ANOVA						
Fonte da variação	SQ	gl	MQ	F	valor-P	F crítico
Entre grupos	0,00323	4	0,00081	0,90673	0,45980271	2,39167
Dentro dos grupos	0,40225	452	0,00089			
Total	0,40547	456				

Como Fcrit > F, a hipótese das histórias possuírem o mesmo valor RMS foi aceita.

RESUMO						
Grupo	Contagem	Soma	Média	Variância		
Ensaio 10	44	11,682	0,2655	0,00034		
Ensaio 11	32	9,0833	0,28385	0,0005		
Ensaio 12	70	19,04	0,272	0,00114		
Ensaio 13	70	18,7634	0,26805	0,00109		
ANOVA						
Fonte da variação	SQ	gl	MQ	F	valor-P	F crítico
Entre grupos	0,00729	3	0,00243	2,80189	0,04088407	2,64719
Dentro dos grupos	0,18392	212	0,00087			
Total	0,19121	215				

TESTE 5 - Comparação das histórias dos ensaios 10, 11, 12 e 13 por apresentarem condição de excitação média de 1,5 g e o valor RMS mediano entre 0,25 e 0,3.

Conforme *Fcrit* < *F*, a hipótese das histórias possuírem o mesmo valor RMS foi descartada.

TESTE 6 - Comparação das histórias dos ensaios 10, 12 e 13 por apresentarem o valor RMS mediano entre 0,25 e 0,28.

RESUMO				
Grupo	Contagem	Soma	Média	Variância
Ensaio 10	44	11,682	0,2655	0,00034
Ensaio 12	70	19,04	0,272	0,00114
Ensaio 13	70	18,7634	0,26805	0,00109

ANOVA						
Fonte da variação	SQ	gl	MQ	F	valor-P	F crítico
Entre grupos	0,00123	2	0,00062	0,66178	0,51717849	3,04587
Dentro dos grupos	0,16845	181	0,00093			
Total	0,16968	183				

Como Fcrit > F, a hipótese das histórias possuírem o mesmo valor RMS foi aceita.

AVALIAÇÃO DOS ENSAIOS POR MÉTODOS DE CÁLCULO DO DANO ACUMULADO

TESTE 1 - Comparação de todas as histórias de todos os danos acumulados calculados. Conforme Fcrit < F, a hipótese das histórias possuírem o mesmo valor do dano foi descartada.

	Grupo	Contagem	Soma	Média	Variância
	Rainflow	13	20,6271	1,5867	0,16613
Curva dos	Espectral (D.P)	13	23,7975	1,83058	0,19115
Ensaios	Espectral 1 BE	13	23,7836	1,82951	0,19009
Randômicos	Espectral 2 BE	13	23,0544	1,77341	0,24628
	Dirlik	13	23,7072	1,82363	0,1881
	Rainflow	13	8,2674	0,63595	0,02907
Curva dos	Espectral (D.P)	13	9,38197	0,72169	0,03931
Ensaios	Espectral 1 BE	13	9,37637	0,72126	0,03912
Senoidais	Espectral 2 BE	13	9,09725	0,69979	0,04864
	Dirlik	13	9,34666	0,71897	0,03872
	RainFlow	13	23,1193	1,77841	0,38312
Currie de	Espectral (D.P)	13	31,2378	2,40291	0,58625
	Espectral 1 BE	13	31,216	2,40123	0,58394
CIGKE	Espectral 2 BE	13	30,0178	2,30906	0,77845
	Dirlik	13	31,0623	2,3894	0,58496
ANOVA					
	Fonte da variação	SQ	gl	MQ	F

RESUMO

Fonte da variação	SQ	gl	MQ	F	valor-P	F crítico
Entre grupos	86,8476	14	6,2034	22,7324	1,04585E-32	1,74707
Dentro dos grupos	49,12	180	0,27289			
Total	135,968	194				

TESTE 2 - Comparação dos danos calculados pelo método *rainflow* usando as diferentes curvas. Conforme *Fcrit*<*F*, a hipótese das histórias possuírem o mesmo valor do dano foi descartada.

Grupo	Contagem	Soma	Média	Variância		
Rainflow - Randômico	13	20,6271	1,5867	0,16613		
Rainflow - Senoidal	13	8,2674	0,63595	0,02907		
Rainflow - CIGRÉ	13	23,1193	1,77841	0,38312		
ANOVA						
Fonte da variação	SQ	gl	MQ	F	valor-P	F crítico
Entre grupos	9,73212	2	4,86606	25,2427	1,4076E-07	3,25945
Dentro dos grupos	6,93976	36	0,19277			
Total	16,6719	38				

TESTE 3 - Comparação dos danos calculados pelo método espectral (D-P) utilizando todas as curvas. Conforme Fcrit < F, a hipótese das histórias possuírem o mesmo valor do dano foi descartada.

RESUMO				
Grupo	Contagem	Soma	Média	Variância
Espectral (D.P) - Randômico	13	23,7975	1,83058	0,19115
Espectral (D.P) - Senoidal	13	9,38197	0,72169	0,03931
Espectral (D.P) - CIGRÉ	13	31,2378	2,40291	0,58625
ANOVA				
Fonte da variação	SO	ष्ठ]	MO	F

Fonte da variação	SQ	gl	MQ	F	valor-P	F crítico
Entre grupos	18,996	2	9,49802	34,8885	3,7532E-09	3,25945
Dentro dos grupos	9,80062	36	0,27224			
Total	28,7967	38				

TESTE 4 - Comparação dos danos calculados pelo método espectral 1 (BE) usando as diferentes curvas. Conforme Fcrit < F, a hipótese das histórias possuírem o mesmo valor do dano foi descartada.

RESUMO						
Grupo	Contagem	Soma	Média	Variância		
Espectral 1 BE - Randômico	13	23,7836	1,82951	0,19009		
Espectral 1 BE - Senoidal	13	9,37637	0,72126	0,03912		
Espectral 1 BE - CIGRÉ	13	31,216	2,40123	0,58394		
ANOVA						
Fonte da variação	SQ	gl	MQ	F	valor-P	F crítico
Entre grupos	18,9687	2	9,48437	34,9914	3,6242E-09	3,25945
Dentro dos grupos	9,75775	36	0,27105			
Total	28,7265	38				

TESTE 5 - Comparação dos danos calculados pelo método espectral 2 (BE) utilizando todas as curvas. Conforme Fcrit < F, a hipótese das histórias possuírem o mesmo valor do dano foi descartada.

RESUMO						
Grupo	Contagem	Soma	Média	Variância		
Espectral 2 BE - Randômico	13	23,0544	1,77341	0,24628		
Espectral 2 BE - Senoidal	13	9,09725	0,69979	0,04864		
Espectral 2 BE - CIGRÉ	13	30,0178	2,30906	0,77845		
ANOVA						
Fonte da variação	SQ	gl	MQ	F	valor-P	F crítico
Entre grupos	17,4605	2	8,73026	24,4005	2,0056E-07	3,25945
Dentro dos grupos	12,8805	36	0,35779			

38

TESTE 6 - Comparação dos danos calculados pelo modelo de Dirlik utilizando todas as curvas. Conforme Fcrit < F, a hipótese das histórias possuírem o mesmo valor do dano foi descartada.

RESUMO				
Grupo	Contagem	Soma	Média	Variância
Dirlik - Randômico	13	23,7072	1,82363	0,1881
Dirlik - Senoidal	13	9,34666	0,71897	0,03872
Dirlik - CIGRÉ	13	31,0623	2,3894	0,58496

30,341

Total

ANOVA						
Fonte da variação	SQ	gl	MQ	F	valor-P	F crítico
Entre grupos	18,7664	2	9,38319	34,6763	4,0348E-09	3,25945
Dentro dos grupos	9,74137	36	0,27059			
Total	28,5078	38				

TESTE 7 - Comparação dos danos calculados baseados na curva σ_{Eq} -N estimada com base nos ensaios de fadiga sob carregamentos banda estreita. Como *Fcrit* > *F*, a hipótese dos métodos possuírem o mesmo valor do dano foi aceita.

RESUMO						
Grupo	Contagem	Soma	Média	Variância		
Rainflow	13	20,6271	1,5867	0,16613		
Espectral (D.P)	13	23,7975	1,83058	0,19115		
Espectral 1 BE	13	23,7836	1,82951	0,19009		
Espectral 2 BE	13	23,0544	1,77341	0,24628		
Dirlik	13	23,7072	1,82363	0,1881		
ANOVA						
Fonte da variação	SQ	gl	MQ	F	valor-P	F crítico
Entre grupos	0,56799	4	0,142	0,72319	0,57952	2,52522
Dentro dos grupos	11,781	60	0,19635			
Total	12,349	64				

TESTE 8 - Comparação dos danos calculados baseados na curva S-N estimada com base nos ensaios de fadiga sob carregamentos de amplitude constante. Como Fcrit > F, a hipótese dos métodos possuírem o mesmo valor do dano foi aceita.

RESUMO				
Grupo	Contagem	Soma	Média	Variância
Rainflow	13	8,2674	0,63595	0,02907
Espectral (D.P)	13	9,38197	0,72169	0,03931
Espectral 1 BE	13	9,37637	0,72126	0,03912
Espectral 2 BE	13	9,09725	0,69979	0,04864
Dirlik	13	9,34666	0,71897	0,03872
ANOVA				
Fonte da variação	SO	σl	MO	F

Fonte da variação	SQ	gl	MQ	F	valor-P	F crítico
Entre grupos	0,06998	4	0,0175	0,44893	0,77275	2,52522
Dentro dos grupos	2,3383	60	0,03897			
Total	2,40828	64				

TESTE 9 - Comparação dos danos calculados baseados na curva CSBL. Como Fcrit > F, a hipótese dos métodos possuírem o mesmo valor do dano foi aceita.

Grupo	Contagem	Soma	Média	Variância
RainFlow	13	23,1193	1,77841	0,38312
Espectral (D.P)	13	31,2378	2,40291	0,58625
Espectral 1 BE	13	31,216	2,40123	0,58394
Espectral 2 BE	13	30,0178	2,30906	0,77845
Dirlik	13	31,0623	2,3894	0,58496

ANOVA						
Fonte da variação	SQ	gl	MQ	F	valor-P	F crítico
Entre grupos	3,78793	4	0,94698	1,62336	0,18011	2,52522
Dentro dos grupos	35,0007	60	0,58335			
Total	38,7886	64				