

INFLUÊNCIA DO TEMPO DE AQUISIÇÃO DE HISTÓRIAS DE CARREGAMENTOS ALEATÓRIOS SOBRE A PREVISÃO DO DANO DE FADIGA

Jorge Luiz de A. Ferreira, Dr.

Mechanical Engineering Department - University of Brasília - UnB
Brasília, 70910-910, Brazil - E-Mail jorge@enm.unb.br

José Luiz de F. Freire, Ph.D.

Mechanical Engineering Department - Catholic University of Rio de Janeiro - PUC-Rio
Rio de Janeiro, 22453-900, Brazil - E-Mail jlfreire@mec.puc-rio.br

***Resumo.** Este artigo descreve um modelo analítico para a previsão da dispersão do dano de fadiga causado por fatores aleatórios associados ao processo de carregamento. Baseado no modelo, é possível mostrar que a dispersão de previsão de dano produzido por este tipo de incerteza é proporcional à raiz quadrada do tempo de aquisição da história. Esta conclusão permite o desenvolvimento de ferramentas simples que pode ser usada para prever o tempo de aquisição necessário para fornecer respostas confiáveis em programas experimentais de análise de fadiga.*

***Palavras-Chave.** Previsão da Vida de Fadiga, Carregamento Aleatório, Confiabilidade*

1. INTRODUÇÃO

O dano por fadiga é um processo contínuo e acumulativo, podendo ser definido como a perda de funcionalidade de um componente estrutural devido a aplicação de esforços cíclicos. O modelo mais simples e mais utilizado na previsão de dano é dado pela regra de Palmgren-Miner (Miner, 1945) que, de uma forma determinística, é escrita através da equação (1).

$$D = \sum_{i=1}^k d_i, \quad d_i = \frac{n_i}{N_i} = \frac{2n_i}{2N_i} \quad (1)$$

onde d_i representa o dano calculado após a aplicação de um número total de n_i ciclos a um mesmo nível de gama de tensão, $\Delta\sigma_i$, N_i representa o total de ciclos que o ponto solicitado pelo par de tensões ($\Delta\sigma_j$, σ_{m_i}) suportaria até a iniciação de uma trinca de fadiga, e K representa o número de classes de gama de tensão usadas para descrever o carregamento.

A previsão do dano acumulado ao longo do tempo, $D(t)$, é uma tarefa bastante complexa, não só pelas dificuldades na obtenção de informações específicas sobre o processo estudado (comportamento do material, carregamentos aplicados sobre o elemento estrutural, etc), mas também porque mesmo que carregamentos, materiais e geometrias possam ser nominalmente idênticos, pequenas variações nestes parâmetros podem acarretar níveis de dano acumulado e de dano crítico diferentes para componentes que trabalhem sob condições similares. Isto indica que as previsões de vida à fadiga deverão ser realizadas por procedimento estocásticos

e que a incerteza associada a estas previsões possam ser quantificadas. Sob este aspecto, definindo d_i , n_i e N_i como variáveis aleatórias com incertezas, respectivamente iguais a δd_i , δn_i e δN_i , e assumindo que δn_i e δN_i sejam razoavelmente pequenas, δd_i poderá ser calculada como uma função de n_i e N_i usando-se a aproximação apresentada na eq. (2).

$$d_i + \delta d_i = \frac{n_i + \delta n_i}{N_i + \delta N_i} \approx \frac{n_i}{N_i} + \frac{\partial(d_i)}{\partial n_i} \cdot \delta n_i + \frac{\partial(d_i)}{\partial N_i} \cdot \delta N_i \quad (2)$$

Utilizando a regra de acúmulo de dano de Palmgren-Miner e a eq. (2) pode-se definir o dano acumulado como :

$$D + \delta D = \sum (d_i + \delta d_i) \quad (3)$$

onde a incerteza do dano total, δD , será expressa como :

$$\delta D \approx \sum \delta d_i \quad (4)$$

Considerando independência estatística entre n_i e N_i tem-se que :

$$\frac{\delta d_i}{d_i} = \frac{\delta n_i}{n_i} + \frac{\delta N_i}{N_i} \Rightarrow \delta D \approx \delta D|_{\text{Carregamento}} + \delta D|_{\text{Material}} = \delta D|_{\delta f_i} + \delta D|_{\delta N_i} \quad (5)$$

Um aspecto pouco discutido nos trabalhos de previsão de vida à fadiga e em relatórios de análise de falhas envolve a definição de um tempo mínimo de observação da história de carregamento que garanta $\delta D|_{\text{Carregamento}}$ desprezível. É interessante notar que a definição de tal parâmetro é fundamental sob o ponto de vista experimental devido aos seguintes fatores : (1) redução dos custos de alocação de equipamentos e pessoal na aquisição das histórias e no seu processamento, (2) garantir níveis de confiança adequados na previsão da vida.

O objetivo específico deste trabalho é o de apresentar um modelo que expresse matematicamente erros associados ao tempo de observação de uma história de carregamento estacionária de modo a se definir um nível admissível de incerteza na previsão do dano.

2- VARIÂNCIA DO DANO PROVOCADA PELO PROCESSO DE AQUISIÇÃO DA HISTÓRIA DE CARREGAMENTO

Se o número total de ciclos de tensão aplicados em um bloco de carregamento for definido como n_0 e f_i for a frequência relativa de ocorrência da i -ésima gama de tensão, $\Delta\sigma_i$, será possível expressar os termos n_i como :

$$n_i = n_0 \cdot f_i \quad (6)$$

e a equação (1) que expressa a variável dano acumulado, D , tomará a seguinte forma :

$$D(n_0, f_i, N_i) = \sum_{i=1}^K \frac{n_0 \cdot f_i}{N_i} = n_0 \cdot \sum_{i=1}^K \frac{f_i}{N_i} \quad (7)$$

Segundo Ferreira (1995, 1997), a determinação de uma expressão que quantifique a variância do dano acumulado causada pelas incertezas associadas ao processo de aquisição da história de carregamento será obtida através do seguinte procedimento :

- expandir a equação (7) em série de Taylor, em torno dos valores médios das frequências relativas, \hat{f}_i , ou seja :

$$D(n_0, f_i, N_i) = D(n_0, \hat{f}_i, N_i) + \sum_{i=1}^K \left[\frac{\partial D(n_0, \hat{f}_i, N_i)}{\partial f_i} \cdot (f_i - \hat{f}_i) \right], \quad (8)$$

onde : $\frac{\partial D(n_0, \hat{f}_i, N_i)}{\partial f_i} = \frac{n_0}{N_i}$, $\hat{f}_i = \frac{1}{M} \cdot \sum_{j=1}^M f_{ji}$, $j = 1, 2, \dots, M$; M representa o número de blocos de carregamentos gravados ao longo do processo de análise, K é o número de classes em que as gamas de tensão foram divididas após a contagem RAINFLOW.

• avaliar a variância do dano provocada pelas incertezas associadas ao processo de carregamento, $AR[D(n_0, f_i, N_i)]_{\delta f_i}$. Isto é realizado utilizando-se a eq. (9).

$$AR[D(n_0, f_i, N_i)]_{\delta f_i} = E\left[\left(D(n_0, f_i, N_i) - D(n_0, \hat{f}_i, N_i)\right)^2\right] \quad (9)$$

Substituindo (8) em (9) e fazendo $F_i = (f_i - \hat{f}_i)$ obtem-se a eq. (10).

$$AR[D(n_0, f_i, N_i)]_{\delta f_i} = E\left[\left(\sum_{i=1}^K \left(\frac{n_0}{N_i}\right) \cdot (F_i)\right)^2\right] \quad (10)$$

Expandindo a eq. (10), a variância do dano será quantificada através da eq. (11).

$$ar[D(n_0, f_i, N_i)]_{\delta f_i} = n_0^2 \cdot (\mathbf{D}_f^T \cdot \mathbf{F} \cdot \mathbf{D}_f) \quad (11)$$

onde \mathbf{D}_f é um vetor de dimensão K , $\mathbf{D}_f = \left(\frac{1}{N_1}, \dots, \frac{1}{N_K}\right)^T$ e $\mathbf{F} [K \times K]$ representa a matriz de covariância entre as frequências relativas observadas em cada classe que o histograma de gama de tensão foi dividido após contagem RAINFLOW (Matsuishi, 1968).

Expressando a dispersão do dano em termos do seu coeficiente de variação, ou seja, da razão entre o desvio padrão e o valor médio do dano, obtem-se a equação (12) que permite estimar o coeficiente de variação do dano em função do número de ciclos de carregamento aplicados na estrutura, n_0 . Para a efetiva utilização da eq. (12) é necessário definir a matriz \mathbf{F} e os termos \hat{f}_i e N_i .

$$CV[D(n_0, f_i, N_i)]_{\delta f_i} = CV[D(n_0, f_i, N_i)]_{\delta f_i} = \frac{\sqrt{VAR[D(n_0, f_i, N_i)]_{\delta f_i}}}{E(D(n_0, f_i, N_i))} = \frac{\sqrt{\mathbf{D}_f^T \cdot \mathbf{F} \cdot \mathbf{D}_f}}{\sum_i \left(\frac{\hat{f}_i}{N_i}\right)} \quad (12)$$

2.1 - Determinação da Matriz de Covariâncias \mathbf{F}

A determinação da matriz de covariância entre as frequência de ocorrência das classes de gamas de tensão contidas nos M trechos da história pode ser obtida inicialmente considerando-se a inexistência de dependência estatística entre as frequências relativas das K classes dos histogramas de gamas de tensão obtidas após contagem RAINFLOW. Desta forma, a variância da frequência de ocorrência das gamas de tensão será quantificada pela eq. (13).

$$ar[f_i] = E\left[(f_i - \hat{f}_i)^2\right] = \frac{1}{M-1} \sum_{j=1}^M (f_{ji} - \hat{f}_i)^2 \quad (13)$$

onde f_{ji} é um elemento da matriz das frequências relativas das K classes de gamas de tensão observadas após contagem RAINFLOW dos M blocos de carregamento, representado pela matriz $\mathbf{f} [M \times K]$, \hat{f}_i é a frequência média de ocorrência da gama de tensão na i -ésima classe,

ou seja, $\hat{f}_i = \frac{1}{M} \cdot \sum_{j=1}^M f_{ji}$.

Outra maneira de quantificar as variâncias das frequências de ocorrência das gamas de tensão após a contagem RAINFLOW é realizada através da equação (14). [Ferreira, 1997].

$$ar[f_i] = \frac{\hat{f}_i \cdot (1 - \hat{f}_i)}{n_0} \quad (14)$$

Assim, a i -ésima variância da frequência de ocorrência de uma determinada gama de tensão poderá ser estimada analiticamente através da equação (14). Uma deficiência observada na utilização das equações (13) e (14) está relacionada com a impossibilidade de se quantificar, caso exista, o grau de dependência estatística entre as frequências de ocorrência das gamas de tensão/deformação. A dependência pode ser avaliada através da matriz de covariância das frequências relativas associadas à matriz \mathbf{f} . Nestas condições, tal estimativa é realizada através da seguinte expressão [Mardia, 1979] :

$$\mathbf{F} = \frac{1}{M} \cdot \mathbf{f}^T \cdot \left(\mathbf{I} - \frac{1}{M} \cdot \mathbf{1} \cdot \mathbf{1}^T \right) \cdot \mathbf{f} \quad (15)$$

onde \mathbf{I} e $\mathbf{1}$ representam, respectivamente, a matriz identidade ($M \times M$) e um vetor coluna com M elementos iguais a 1.

2.2 - Estimativa Analítica da Dispersão do Dano

Conforme discutido anteriormente, a determinação da variância do dano por fadiga ocasionada por incertezas associadas ao processo de estimativa da história típica de carregamento deve ser realizada considerando somente a equação (11), ou seja :

$$AR[D(n_0, f_i, N_i)]_{\delta f_i} = n_0^2 \cdot (\mathbf{D}_f^T \cdot \mathbf{F} \cdot \mathbf{D}_f) \quad (11)$$

onde \mathbf{F} pode assumir a forma diagonal ou a forma de matriz cheia. A forma diagonal é utilizada quando se assume a independência estatística entre as classes de ocorrência das gamas de tensão. Isto ocorre somente quando a história de carregamento for estritamente estacionária. Nestas situações, os termos fora da diagonal principal serão nulos e os termos diagonais poderão ser estimados a partir dos histogramas das frequências de ocorrências das gamas de tensão através de duas formas distintas :

(1) estimada diretamente de M histogramas de gamas de tensão/deformação, equação (13). Nesta situação, a variância e o coeficiente de variação poderão ser obtidos através das seguintes expressões :

$$VAR[D(n_0, f_i, N_i)]_{\delta f_i} = n_0^2 \cdot \sum_i \left(\frac{1}{N_i} \right)^2 \cdot Var[f_i] \quad (16)$$

$$CV[D(n_0, f_i, N_i)]_{\delta f_i} = \frac{\sqrt{\sum_i \left(\frac{1}{N_i} \right)^2 \cdot VAR[f_i]}}{\sum_i \left(\frac{\hat{f}_i}{N_i} \right)} \quad i = 1, 2, 3, \dots, K \quad (17)$$

(2) analiticamente, considerando a distribuição média das frequências de ocorrência das gamas de tensão, equação (14). Nesta situação a equação (11) assumirá a seguinte forma :

$$AR[D(n_0, f_i, N_i)]_{\delta f_i} = n_0 \cdot \sum_i \left(\frac{1}{N_i} \right)^2 \cdot \hat{f}_i \cdot (1 - \hat{f}_i) \quad (18)$$

$$\Rightarrow CV[D(n_0, f_i, N_i)]_{\delta f_i} = \frac{1}{\sqrt{n_0}} \cdot \frac{\sqrt{\sum_i \left[\left(\frac{1}{N_i} \right)^2 \cdot \hat{f}_i \cdot (1 - \hat{f}_i) \right]}}{\sum_i \left(\frac{\hat{f}_i}{N_i} \right)} \quad (19)$$

Quando se admite existência de dependência estatística entre as classes, a estimativa da matriz de covariância poderá ser realizada através da equação (15). Por este processo de estimativa, a variância do dano será determinada diretamente da equação (11) e o coeficiente de variação será estimado através da equação (12).

2.3 - Relação entre n_0 e o Tempo de Gravação da História de Carregamento

Para a dedução desta relação será assumido que a história de carregamento nominal, $S(t)$, seja classificada como um processo estacionário com média zero e descrita por uma função de densidade espectral $W(\phi)$, conforme ilustrado na figura 1.

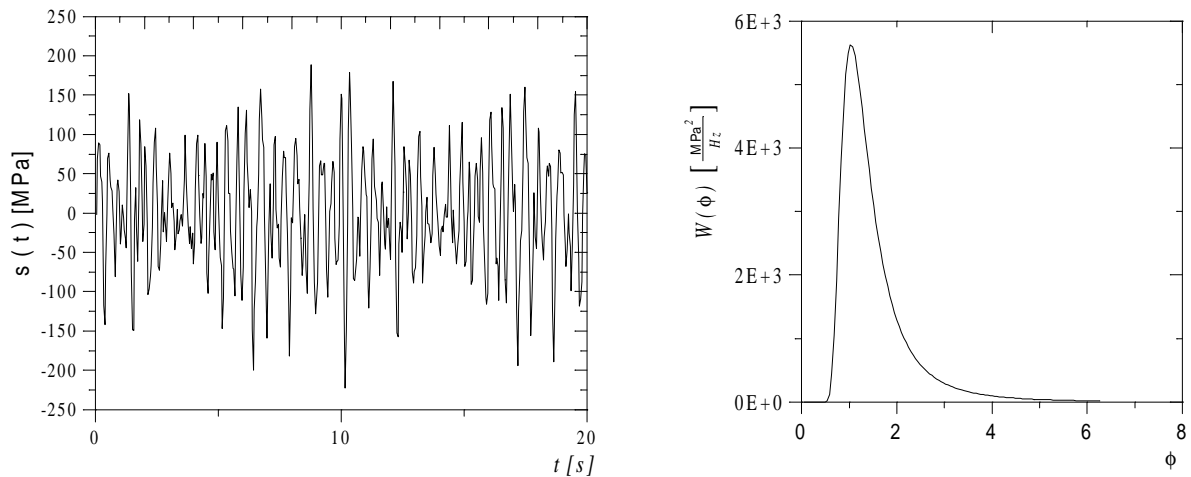


Figura 1 - Realização do Processo $S(t)$ e sua Função de Densidade Espectral $W(\phi)$

Para processos estocástico banda estreita, $S(t)$, a taxa média de ocorrência de picos, ou seja, o valor esperado para o intervalo de tempo decorrido entre o aparecimento de dois máximos relativos é estimada pela eq. (20) (Wirsching, 1980).

$$r_0 = \sqrt{\frac{m_4}{m_2}} \quad , \quad m_k = \int_0^{\infty} \phi^k \cdot W(\phi) d\phi \quad (20)$$

onde r_0 é a taxa média de ocorrência de picos e m_k representa o k -ésimo momento associado à função de densidade espectral $W(\phi)$.

Considerando-se que entre dois máximos relativos (picos) deve existir um mínimo relativo (vale), o tempo médio para a ocorrência de dois extremos (um pico e um vale) deverá ser igual à metade do tempo médio decorrido entre dois picos, conforme ilustrado na figura 2. Desta forma, o número médio de picos e vales, \hat{n}_0 , e o tempo total de gravação de um bloco, T , serão relacionados pela seguinte expressão :

$$\hat{n}_0 = 2 \cdot r_0 \cdot T \quad (21)$$

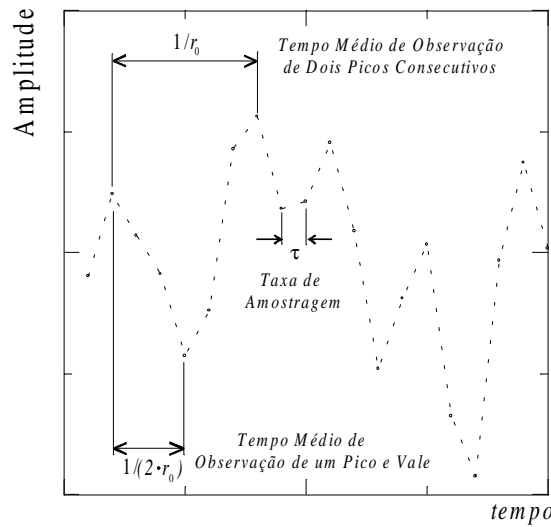


Figura 2 - Representação Ilustrativa da Taxa de Ocorrência de Picos, r_0 , e da Taxa de Ocorrência de uma Gama, $2 \cdot r_0$

3 - VALIDAÇÃO DA TEORIA E AVALIAÇÃO DOS MODELOS

A estratégia empregada para a validação da teoria e avaliação dos modelos de estimativa consistirá na intercomparação das estimativas dos coeficientes de variação do dano avaliado através das eq. (11), (16) e (18)) e as obtidas através do seguinte procedimento :

- geração de M trechos amostrais, contendo cada um n_0 observações;
- filtragem dos picos e vales e contagem rainflow;
- previsão do dano produzido por cada trecho, através do método deformação-vida, ϵN , proposto por SAE Fatigue Design and Evaluation Technical Committee (Fatigue Design Handbook, 1988), e
- determinação do dano médio, do desvio padrão, e do coeficiente de variação, através das expressões :

$$E[D(n_0, f_i, N_i)] = \hat{D} = \frac{1}{M} \cdot \sum_{j=1}^M D_j = \frac{n_0}{M} \cdot \sum_{j=1}^M \left(\sum_{i=1}^K \frac{f_{ji}}{N_i} \right) \quad (22)$$

$$AR[D(n_0, f_i, N_i)] = \frac{1}{M-1} \cdot \sum_{j=1}^M (D_j - \hat{D})^2 = \frac{1}{M-1} \cdot \sum_{j=1}^M \left[\sum_{i=1}^K \frac{n_0 \cdot f_{ji}}{N_i} - \hat{D} \right]^2 \quad (23)$$

$$CV[D(n_0, f_i, N_i)] = \frac{\sqrt{VAR[D(n_0, f_i, N_i)]}}{E[D(n_0, f_i, N_i)]} \quad (24)$$

A função densidade espectral utilizada como exemplo para a geração dos blocos de carregamento será descrita pela seguinte expressão (Wirsching, 1980):

$$W(\phi) = A \cdot H \cdot \frac{e^{\left(\frac{-1050}{(2\pi T_d f)^4} \right)}}{T_d^4 (2\pi\phi)^5 \left\{ \left[1 - \left(\frac{\phi}{\phi_n} \right)^2 \right]^2 + \left[\frac{2 \cdot \xi \cdot \phi}{\phi_n} \right]^2 \right\}} \quad (25)$$

onde : A , H , T_d , ϕ_n e ξ são, respectivamente, o fator de escala, a amplitude significativa da solitação, o período dominante da solitação, a frequência natural da estrutura e ξ é um parâmetro associado à forma do espectro.

Para a geração deste espectro foram admitidos os seguintes valores para os parâmetros da equação (25) :

Tabela 1 - Parâmetros de Geração da Função de Densidade Espectral

<i>Parâmetro</i>	<i>Valor Admitido</i>
Fator de Escala, A [MPa ² /mm]	$1,6 \cdot 10^4$
Amplitude Significante, H [mm]	1500
Período Dominante, T_d [s]	3,0
Frequência Natural, ϕ_n [s ⁻¹]	1,0
Parâmetro de Forma Espectral, ξ	0,01
Frequência de Aquisição do Sinal, τ^{-1}	3,61

As características estatísticas básicas das histórias simuladas a partir do espectro descrito pela eq. (25) são as seguintes :

Tab. 2 - Características Estatísticas e Espectrais da PSD Descrita pela Eq. (25)

<i>Parâmetro/Estatística</i>	<i>Estimativa</i>
RMS [MPa]	59,3
Razão Esperada de Corte do Eixo x [s ⁻¹], $m_0 = \sqrt{m_2/m_0}$	0,831
Razão Esperada de Picos [s ⁻¹], $r_0 = \sqrt{m_4/m_2}$	0,928

A partir da função de densidade espectral descrita pela eq. (25) foram gerados através da técnica de simulação gaussiana (Ferreira; 1995, 1997) os conjuntos de trechos amostrais apresentados na tabela 3.

Tabela 3 - Grupos de Trechos Analisados

Grupo	Num. de Trechos	Num. de Picos e Vales por Trecho (n_o)	Núm. Médio de Pontos por Trecho	Tempo Médio de Aquisição (s)
A	400	500	942	260,9
B	400	500	942	260,8
C	300	1000	1880	520,7
D	300	1000	1879	520,4
E	200	3000	5638	1561
F	200	3000	5634	1560
G	150	5000	9385	2599
H	200	5000	9399	2603
I	50	8000	15016	4158
J	100	8000	15031	4162

Com base nos dados apresentados na tabela acima e do valor de r_0 apresentado na tabela 2 pode-se constatar a validade da eq. (21), conforme pode ser observado na tabela 4, onde

verifica-se que o erro máximo cometido na estimativa do número médio de gamas de tensão contidas nos trechos simulados foi da ordem de 0,24 %.

Tabela 4 - Estimativas para n_0

Grupo	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J
n_0	502	502	1003	1002	3006	3004	5005	5012	8007	8014
Erro (%)	0,40	0,40	0,30	0,20	0,20	0,13	0,1	0,24	0,09	0,17

Para a análise das propriedades estatísticas do dano, o comportamento do material será considerado determinístico e as suas propriedades mecânicas nominais serão supostas iguais as observadas para o alumínio 2024-T351.

Tabela 5 - Propriedades Mecânicas - 2024-T351 (SAE J1099, 1975)

Propriedades Monotônicas		Valor Nominal
Módulo de Elasticidade, E	(Gpa)	73
Tensão de Escoamento, S_y	(MPa)	379
Propriedades Cíclicas		Valor Nominal
Coefficiente Cíclico de Resistência, K'	(MPa)	655
Expoente de Resistência Cíclica, n'		0,065
Coefficiente de Resistência à Fadiga, σ'_f	(MPa)	1103
Expoente de Resistência à Fadiga, b		-0,124
Coefficiente de Dutilidade à Fadiga, ϵ'_f		0,22
Expoente de Dutilidade à Fadiga, c		-0,59

Para a análise de dano, o fator de concentração de tensões será admitido igual a 3. Utilizando os modelos analíticos (eq. (11), (16) e (18)) e os procedimentos descritos no início deste item, obtêm-se como estimativas para o valor médio e o coeficiente de variação do dano os seguintes resultados abaixo apresentados na tabela 6.

Tabela 6 - Intercomparação entre as Previsões Analíticas e Amostrais

Grupo	Dano Médio		Coeficiente de Variação (%)			
	Analítico	Amostral	Eq (16)	Eq (18)	Eq. (11)	Amostral
A	1,29E-02	1,29E-02	25,35	31,62	33,63	33,63
B	1,32E-02	1,32E-02	24,09	30,99	29,95	29,94
C	2,68E-02	2,68E-02	18,56	23,04	22,32	22,32
D	2,67E-02	2,67E-02	18,45	22,81	22,53	22,52
E	8,19E-02	8,19E-02	10,86	13,39	12,78	12,78
F	8,16E-02	8,16E-02	10,58	13,44	12,07	12,07
G	1,37E-01	1,37E-01	8,32	10,53	10,17	10,16
H	1,37E-01	1,37E-01	8,34	10,51	10,34	10,34
I	2,23E-01	2,23E-01	7,18	8,42	6,94	6,94
J	2,20E-01	2,20E-01	6,81	8,30	8,36	8,36

A partir dos resultados apresentados nesta tabela pode-se verificar a validade dos modelos

analíticos para a previsão do coeficiente de variação da estimativa do dano. Neste sentido, deve-se ressaltar a perfeita correlação, praticamente igual a 1, entre as estimativas amostrais, obtidas através da estimativa do dano médio e da variância dos danos produzidos pelos trechos de história apresentados na tabela 3, e as realizadas através da equação (11), que representa o caso mais geral que pode ser encontrado. Plotando-se as curvas entre as previsões para o coeficiente de variação do dano e a raiz quadrada do produto entre a taxa de picos e vales e o tempo de amostragem, apresentada na figura 3, verifica-se a validade da teoria de que a dispersão do dano depende fortemente do tempo de amostragem, além de comprovar novamente que os modelos analíticos permitem avaliar de forma consistente a incerteza associada ao processo de previsão do dano provocado por incertezas na previsão da história típica de carregamento.

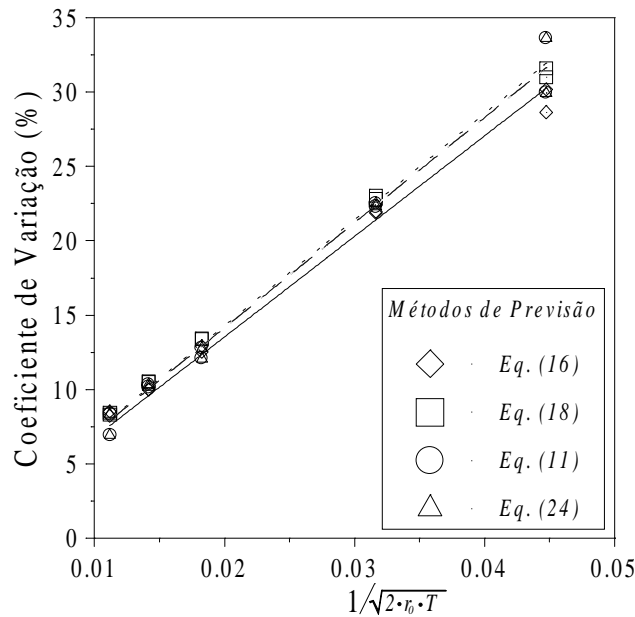


Fig. 3 - Coeficiente de Variação do Dano em Função do Tempo de Amostragem

Do gráfico acima apresentado pode-se também avaliar a dificuldade em reduzir-se a dispersão das estimativas do dano, por exemplo, para reduzir-se o coeficiente de variação do dano de 4 vezes (de 32 para 8 %) foi necessário aumentar o número de amostras em 16 vezes (que é exatamente o quadrado de 32/8). Desta forma, se fosse necessário reduzir-se a dispersão do dano em 8 vezes (de 32 para 4 %) seria necessário gravar blocos de carregamento com 32000 picos e vales (64 vezes 500). Deve-se observar que comportamento idêntico se verifica em situações onde a história de carregamento não possa ser considerada estritamente estacionária. Entretanto, conforme relatado em Ferreira (1997), não se verificou a tendência da dispersão do dano por fadiga tender assintoticamente para zero.

4 - CONCLUSÕES

Neste trabalho desenvolveram-se e validaram-se três modelos analíticos que permitem a seleção do tempo de gravação de histórias de carregamento de modo a minimizar a incerteza na determinação do histograma típico de ocorrência de gamas de tensão. Os modelos apresentados são relativamente simples de serem usados e todos os termos necessários para a sua efetiva utilização são de fácil obtenção, o que viabiliza a seleção do tempo mínimos de amostragem de histórias de carregamento em função do nível de incerteza aceitável para a previsão de vida sob carregamento de fadiga.

REFERÊNCIAS

- Bendat, J. S. and Piersol, A. G., 1986, "RANDOM DATA Analysis and measurement Procedures", Second Edition, John Wiley & Sons, New York.
- Fatigue Design Handbook, 1988, Second Edition, Design Handbook Division of the SAE Fatigue Design and Evaluation Technical Committee.
- Ferreira, J. L. A. e Freire, J. L. F., 1995, "Um Modelo Para a Análise da Dispersão do Dano de Fadiga", Anais da Conferência Internacional sobre Prevenção de Perdas em Equipamentos e Sistemas Industriais - PREV - 95, Brasil, pp. 20 - 24.
- Ferreira, J. L. A., 1997, "Um Modelo Para a Previsão da Incerteza do Dano Por Fadiga", Tese de Doutorado, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Brasil.
- Harr, M. E., 1987, "Reliability-based Design in Civil Engineering", McGraw-Hill Inc., New York.
- Mardia, K. V., Kent, J. T. and Bibby, J. M., 1979, "Multivariate Analysis", Academic Press, London.
- Matshuishi, M. and Endo, T., 1968, "Fatigue of Metals Subjected to Varying Stress", Japan Society of Mechanical Engineers, Fukuoka, Japan, 1968.
- Meyer, P. L., 1983, "Probabilidade : Aplicações à Estatística", Livros Técnicos e Científicos Editora LTDA, Rio de Janeiro.
- Miner, M. A., 1945, "Cumulative Damage in Fatigue", J. Appl. Mech., 12, A159.
- Neto, P. L. O. C., 1977, "Estatística", Edgard Blücher LTDA., São Paulo.
- SAE J1099, 1975, "Technical Report of Fatigue Properties", Report of the Fatigue Design and Evaluation Steering Committee, February.
- Wirsching, P. H. and Light, M. C., 1980, "Fatigue Under Wide Band Random Stresses", Journal of the Structural Division, ASCE, Vol. 106, No. ST7, July, pp. 1593 - 1607.

INFLUENCE OF THE TIME OF ACQUISITION OF RANDOM LOADING HISTORIES ABOUT THE PREDICTION OF THE FATIGUE DAMAGE

Abstract. *This paper describes an analytical model used to estimate the dispersion associated to the determination of the fatigue damage caused by random sources which are always present at typical stress loading processes. Based on the model, it is possible to show that the dispersion of damage prevision is proportional to the square root of the acquisition time. This conclusion allows the development of simple tool which can be used to estimate the data acquisition time spent in an experimental program in order to furnish reliable answers.*

Keywords : *Fatigue Life Prediction, Random Loading, Reliability*