ESTUDO ESTATÍSTICO DAS VIDAS À FADIGA PREVISTAS PELAS ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DE COFFIN-MANSON

Marco Antonio Meggiolaro¹ Jaime Tupiassú Pinho de Castro²

Resumo

Na ausência de resultados experimentais confiáveis, só se pode fazer previsões de vida à fadiga estimando as propriedades mecânicas do material. Entretanto, muitas das estimativas tradicionalmente usadas no método ε N de projeto à fadiga foram baseadas num número muito limitado de dados experimentais, e avaliações estatísticas sobre a aplicabilidade e a dispersão de cada uma delas são escassas, quando disponíveis. O objetivo desse trabalho é avaliar as principais dessas estimativas (Manson, Muralidharan-Manson, Manson 4 pontos, Socie, Bäumel-Seeger e Morrow), usando as propriedades mecânicas medidas de 549 aços e de 66 ligas de alumínio e de titânio. Estes dados foram coletados da literatura, e incluem todas as 7 propriedades usadas no método ε N (o módulo de elasticidade, os 4 parâmetros de Coffin-Manson e os 2 de Ramberg-Osgood). As estimativas são avaliadas através do ajuste de distribuições estatísticas aos dados experimentais e, quando necessário, novas regras são propostas para melhorar as estimativas dos parâmetros ε N.

Palavras-chave: fadiga, estimativas, iniciação de trinca.

57° Congresso Anual da ABM - Julho de 2002, São Paulo, SP ¹Eng.Mecânico, Ph.D., Prof. Visitante Dept. Engenharia Mecânica PUC-Rio ²Eng.Mecânico, Ph.D., Prof. Dept. Engenharia Mecânica PUC-Rio

1. Introdução

O dimensionamento mecânico à iniciação de uma trinca por fadiga pelo método εN correlaciona o número de ciclos que inicia a trinca, **N**, com a gama das deformações atuantes no ponto crítico da peça, **De** (que é um parâmetro diretamente mensurável e que, quando o ponto crítico trabalha sob escoamento cíclico, é numericamente mais robusto que a gama das tensões correspondente, **Ds**).

O método εN só se aplica ao dimensionamento à fadiga de peças nãotrincadas e, por quantificar explicitamente as deformações plásticas cíclicas macroscópicas, pode ser usado para prever qualquer vida de iniciação. O método εN *tem que* ser usado quando o problema for fadiga oligocíclica ou de vida curta, isto é, quando a gama das deformações plásticas **D**e_b atuantes na raiz do entalhe for da mesma ordem ou maior do que a gama das deformações elásticas **D**e_b, e *pode* ser usado também para o dimensionamento às vidas longas.

A metodologia ϵ N clássica [1-5] trabalha com tensões e deformações reais, usa relações $\Delta \sigma \cdot \Delta \epsilon$ tipo Ramberg-Osgood e considera o amolecimento ou endurecimento cíclico do material, mas *não* o seu transiente a partir do comportamento monotônico. Este método assume uma relação única entre as amplitudes das deformações e das tensões impostas sobre a peça, logo uma equação única para todos os laços de histerese elastoplástica, expressa por:

$$\mathbf{e}_{\mathbf{a}} = \frac{\mathbf{D}\mathbf{e}}{2} = \frac{\mathbf{D}\mathbf{e}_{\mathbf{e}}}{2} + \frac{\mathbf{D}\mathbf{e}_{\mathbf{p}}}{2} = \frac{\mathbf{D}\mathbf{s}}{2\mathbf{E}} + \mathbf{\mathbf{c}}_{\mathbf{e}} \frac{\mathbf{D}\mathbf{s}}{2\mathbf{H}_{c}} \mathbf{\mathbf{c}}_{\mathbf{e}}^{\mathbf{I}/\mathbf{h}_{c}}$$
(1)

. ..

onde **E** é o módulo de Young, H_c é o coeficiente e h_c é o expoente de encruamento da curva $\sigma \varepsilon$ cíclica estabilizada (que devem ser medidos experimentalmente). Valores *típicos* para o expoente de encruamento cíclico estão entre 0.1 e 0.2, enquanto que o expoente de encruamento monotônico varia mais, tipicamente entre 0 e 0.5.

A relação de Ramberg-Osgood ajusta-se bem à resposta cíclica de muitos materiais, mas é apenas uma de muitas relações empíricas que podem ser usadas com este mesmo propósito. Sua maior limitação é não reconhecer um comportamento puramente elástico nem sequer para as deformações muito pequenas, e sua maior vantagem é a simplicidade matemática.

Quanto à relação entre a amplitude das deformações atuantes na raiz do entalhe, **De**/2, e a vida à fadiga dada em número de reversões, **2N**, ela é tradicionalmente expressa pela regra de Coffin-Manson:

$$\frac{\mathbf{D}\mathbf{e}}{2} = \frac{\mathbf{s}_{c}}{E} (2N)^{b} + \mathbf{e}_{c} (2N)^{c}$$
⁽²⁾

onde \mathbf{s}_{c} , \mathbf{e}_{c} , \mathbf{b} , \mathbf{c} são constantes do material, que devem ser medidas experimentalmente.

2. Estimativas dos Parâmetros eN

Assumindo que os ajustes das partes elástica e plástica dos laços de histerese por Ramberg-Osgood e da curva ε N por Coffin-Manson sejam (teoricamente) perfeitos, só 4 das 6 constantes {**H**_c, **h**_c, **s**_c, **e**_c, **b**, **c**} seriam independentes:

$$\frac{\mathbf{Ds}}{2} = \mathbf{s}_{c} (2\mathbf{N})^{\mathbf{b}} = \mathbf{H}_{c} \mathbf{e}_{c}^{\mathbf{h}_{c}} (2\mathbf{N})^{c \mathbf{h}_{c}} \mathbf{P} \quad \mathbf{H}_{c} = \frac{\mathbf{s}_{c}}{\mathbf{e}_{c}^{\mathbf{h}_{c}}}; \quad \mathbf{h}_{c} = \frac{\mathbf{b}}{c}$$
(3)

Deve-se tomar cuidado, entretanto, para não assumir que este algebrismo possa ser usado para substituir os experimentos. Tanto Coffin-Manson quanto Ramberg-Osgood são relações empíricas que podem descrever adequadamente testes de fadiga de vários materiais, mas não são leis físicas. O que realmente importa são os resultados efetivamente medidos, e todas as seis constantes devem, sempre que possível, ser obtidas pelo ajuste de resultados experimentais confiáveis.

Como pode ser visto na figura abaixo, onde são comparados os dados medidos de 549 aços diferentes, existe uma razoável (mas não exata) correlação entre a razão **b/c** e **h**_c, o que indica que realmente há coerência entre os expoentes das regras de Coffin-Manson e de Ramberg-Osgood. A estimativa para **H**_c a partir dos coeficientes de Coffin-Manson e do expoente de Ramberg-Osgood também é razoável, apesar dos dados experimentais serem novamente um pouco dispersos.



Figura 1 – Relações entre os parâmetros de Coffin-Manson e Ramberg-Osgood

Na ausência de resultados experimentais específicos, vale a pena lembrar que os expoentes **b** e **c** têm valores *típicos* entre - **0.2** < **b** < - **0.05** e - **0.9** < **c** < - **0.3**. Estas faixas incluem os valores de **b** e **c** de mais de 90% de 549 aços do banco de dados do software ViDa [6] que têm todas as 7 constantes ε N medidas. As medianas de **b** e **c** destes 549 aços são $x_{50}(b) = -0.091$ e $x_{50}(c) = -0.596$, mas a dispersão destes resultados, medida pelos seus coeficientes de variação V(b) = 41% e V(c) = 30%, é bem alta (V = s/m onde s é o desvio padrão e mé a média dos resultados experimentais).

Morrow [7] estimou em 1965 os valores de **b** e **c** a partir do expoente de encruamento cíclico h_c como:

$$b = -h_c/(1 + 5h_c) e c = -1/(1 + 5h_c)$$
 (4)

Nesta mesma época, baseado em testes de 69 metais, Manson [8] propôs empiricamente o chamado método das Inclinações Universais para estimar a curva ϵN a partir da resistência à ruptura S_R e da redução de área **RA**, medidas num teste de tração tradicional. A equação proposta por Manson é:

$$\frac{\mathbf{De}}{2} = 1.9 \frac{S_R}{E} (2N)^{-0.12} + 0.76 \times \mathbf{\acute{e}n} \left(\frac{1}{1 - RA}\right)^{\mathbf{\acute{u}}} (2N)^{-0.6}$$
(5)

Note-se que este método estima **b** = -0.12 e **c** = -0.6 para todos os materiais. Há diversas outras estimativas similares propostas na literatura. Socie [9] considera que o expoente **b** (e não apenas \mathbf{s}_c) é função de \mathbf{S}_R , estima \mathbf{e}_c pela deformação real de ruptura \mathbf{e}_r , e apresenta duas estimativas para o expoente **c** (dos aços):

$s_c = (S_R + 345)MPa; b = -\log[2(S_R + 345)/S_R]/6; e_c = e_f = \ln[1/(1-RA)];$

c = -0.6 (para os aços dúcteis) ou c = -0.5 (para os aços resistentes) (6)

Outra estimativa é denominada Manson 4 Pontos [10], que define quatro pontos fixos para aços, dois deles estimando a amplitude de deformação elástica $De_{e}/2$ em 1/4 e 10^{5} ciclos, e os outros dois estimando a amplitude plástica $De_{p}/2$ em 10 e 10^{4} ciclos:

$$\frac{\mathbf{D}\mathbf{e}_{e}}{2}(N=1/4) @ 1.25 \frac{\mathbf{s}_{f}}{E}; \quad \frac{\mathbf{D}\mathbf{e}_{e}}{2}(N=10^{5}) @ 0.45 \frac{\mathbf{S}_{R}}{E}$$

$$\frac{\mathbf{D}\mathbf{e}_{p}}{2}(N=10) @ 0.125 \left[\ln(\frac{1}{1-RA}) \right]^{3/4}; \quad \frac{\mathbf{D}\mathbf{e}_{p}}{2}(N=10^{4}) @ \frac{0.0066 - \mathbf{D}\mathbf{e}_{e}/2}{1.91}$$
(7)

As constantes de Coffin-Manson são então obtidas a partir das quatro equações acima.

Muralidharan e Manson [10] propuseram uma estimativa mais elaborada para a curva ε N dos aços, incluindo a razão **S**_R/**E** (e não apenas a redução de área **RA**) no cálculo do coeficiente plástico:

$$\frac{\mathbf{De}}{2} @ 0.623 (\frac{\mathbf{S_R}}{\mathbf{E}})^{0.832} (2\mathbf{N})^{-0.09} + 0.0196 \left[\ln(\frac{1}{1 - \mathbf{RA}}) \right]^{0.155} (\frac{\mathbf{S_R}}{\mathbf{E}})^{-0.53} (2\mathbf{N})^{-0.56}$$
(8)

Bäumel e Seeger [11] apresentaram a estimativa uniforme dos materiais, válida para aços carbono ou de baixa liga:

$$\frac{\mathbf{De}}{2} = 1.5 \frac{S_R}{E} (2N)^{-0.087} + 0.59 \times \mathbf{y} \times (2N)^{-0.58}$$
(9)

onde y = 1 se $S_R / E \pounds 0.003$, e $y = 1.375 - 125 \times S_R / E$ se $S_R / E > 0.003$. Note-se que esta foi uma das primeiras estimativas que não utilizou a redução de área RA em sua formulação. Uma limitação desta estimativa é ser válida somente se S_R for muito menor que 2.2GPa.

O correlacionamento de resultados experimentais com estimativas como as apresentadas acima foi avaliado recentemente por Ong [9], Brennan [10] e Park et al. [12]. No entanto, estes trabalhos consideraram um número limitado de materiais. Por isso, na próxima seção um extenso estudo estatístico de cada uma destas regras é apresentado, utilizando-se dados de mais de 600 ligas metálicas.

3. Avaliação das Estimativas dos Parâmetros eN

Deve-se inicialmente enfatizar que nunca se pode usar estimativas de propriedades mecânicas em projeto, pois elas podem diferir muito dos valores reais, que têm que ser sempre medidos. O uso de estimativas só é admissível em anteprojetos, pré-dimensionamentos ou em avaliações das ordens de grandeza das previsões esperadas. Mas, como estas tarefas são importantes na prática da engenharia, é indispensável avaliar a qualidade das estimativas disponíveis.

Assim, uma grande amostra contendo propriedades medidas de 549 aços (retirada do banco de dados do ViDa [6], que foi compilado das mais diversas fontes), foi usada para avaliar todas as estimativas das propriedades εN já menciona-

das. Pelo tamanho e pela diversidade desta amostra, ela pode ser considerada como representativa do comportamento esperado dos aços.

Dos 549 aços, 382 foram testados na temperatura ambiente, e os outros 167 foram testados em temperaturas de até 800°C. Uma conclusão interessante é que a temperatura não influi decisivamente na dispersão dos dados, que podem assim ser avaliados em conjunto (vide Figura 2).



Figura 2 – Curvas εN de 549 aços do ViDa [6], mostrando a pouca influência da temperatura na dispersão dos resultados experimentais.

A seguir se mostra o conjunto de dados de cada uma das propriedades ϵN , e se avalia visualmente como as várias estimativas se saem ao tentar descrevê-los.



Figura 3 – Estimativas dos parâmetros sc, b e c da curva de Coffin-Manson

As estimativas do coeficiente elástico \mathbf{s}_c a partir da resistência à ruptura \mathbf{S}_R (ou limite de resistência) propostas por Manson e por Socie não são satisfatórias. Uma melhor estimativa é obtida da mediana da razão $\mathbf{s}_c/\mathbf{S}_R$, cujo valor para os 549 aços é 1.52, resultando num valor (entre Manson e Socie) dado por $\mathbf{s}_c = 1.52 \cdot \mathbf{S}_R$.

Além disso, estatisticamente é menos ruim estimar os valores dos expoentes **b** e **c** pelas suas medianas em 549 aços, $x_{50}(b) @ - 0.09 e x_{50}(c) @ - 0.6$. Em particular, a estimativa **b** = -0.09 é melhor que a de Manson dada por **b** = -0.12.



Figura 4 – Estimativas do coeficiente plástico e da curva de Coffin-Manson

A partir de dados experimentais em 549 aços, conclui-se também que a estimativa de Socie para o coeficiente plástico de Coffin-Manson, $\mathbf{e}_{c} = \mathbf{e}_{i}$, é *péssima* e *não deve ser usada*. Da mesma forma, a estimativa de Manson, baseada na pretensa correlação entre \mathbf{e}_{c} e **RA**, *não é corroborada por este conjunto de dados experimentais*, e *também não é recomendável* (Figura 4). O coeficiente \mathbf{e}_{c} *também não se correlaciona com* $\mathbf{S}_{R}/\mathbf{E}$, como pode ser visto nas péssimas estimativas de Bäumel-Seeger (Figura 4) e de Muralidharan-Manson. Desse modo, assim como para os expoentes **b** e **c**, estatisticamente *é menos ruim estimar o valor de* \mathbf{e}_{c} *pela sua mediana* em 549 aços, $\mathbf{x}_{50}(\mathbf{e}_{c}) = 0.44$.

Conclui-se assim deste estudo que todas as estimativas εN apresentam grande dispersão, e que os parâmetros b, c e e_c são melhor estimados por valores constantes iguais às suas medianas para cada família de ligas. Propõe-se assim o uso de duas "estimativas das medianas", baseadas em dados de mais de 600 ligas metálicas:

$$\frac{\mathbf{De}}{2} = 1.52 \frac{\mathbf{S}_{\mathbf{R}}}{\mathbf{E}} (2\mathbf{N})^{-0.09} + 0.44 \times (2\mathbf{N})^{-0.6} \quad (a \neq 0.05)$$
(10)

$$\frac{\mathbf{De}}{2} = 1.94 \frac{\mathbf{S}_{\mathbf{R}}}{\mathbf{E}} (2\mathbf{N})^{-0.11} + 0.28 \times (2\mathbf{N})^{-0.65} \quad \text{(ligas de Al e Ti)} \tag{11}$$

Nas estimativas acima, os parâmetros $\mathbf{s_c/S_R}$, \mathbf{b} , $\mathbf{e_c}$ e \mathbf{c} são estimados pelas medianas dos resultados experimentais de 549 aços e de 66 ligas de alumínio e de titânio, apresentando resultados melhores que o de todas as regras disponíveis na literatura.

4. Avaliação Estatística das Estimativas eN

Na seção anterior estudou-se a dispersão dos parâmetros da curva de Coffin-Manson de centenas de materiais, tratando-os como se fossem variáveis aleatórias independentes. No entanto, os coeficientes e expoentes de Coffin-Manson não são variáveis independentes, pois o ajuste dos dados experimentais de um material com um menor expoente elástico (ou plástico) implica em um maior coeficiente elástico (ou plástico) calculado, e vice-versa.

Assim, para validar as estimativas da curva ε N é preciso fazer um estudo estatístico das **vidas** à fadiga previstas sob diversas amplitudes de deformação (e não somente dos parâmetros individuais), comparando-as com valores experimentalmente medidos. A figura abaixo apresenta funções de densidade de probabilidade (fdp) ajustadas às vidas de corpos de prova ε N de 549 aços sob amplitudes de deformação entre 0.1 e 5%.



Figura 5 – Estatística das vidas de corpos de prova ϵ N sob diversas amplitudes de deformação $\Delta\epsilon/2$, obtidas das curvas de Coffin-Manson medidas de 549 aços

Como se nota dos dados da Figura 5, a dispersão das medições é mínima entre aproximadamente 1000 e 3000 ciclos. Dessa forma, na metodologia ε N uma boa estimativa para a amplitude de deformação em 1000 ciclos é **De(10³)/2 = 0.8%**. Esta baixa dispersão também é uma boa razão para se continuar usando a vida em 10³ ciclos para estimar a curva de Wöhler no método SN.

Já a alta dispersão nas vidas longas (**N** maior que 10^5 ciclos) era esperada, pois a resistência dos diversos aços varia muito. Mas deve-se notar que, apesar de na ausência de macro plasticidade os micro defeitos aleatórios na superfície e na microestrutura da peça terem grande influência na vida à fadiga, devido ao alto custo das máquinas servo-hidráulicas os testes ε N em geral não incluem pontos medidos em vidas muito longas. Isto contribui para a dispersão das previsões com grandes erros de extrapolação (e.g., um teste numa servo-hidráulica a 40Hz demoraria mais de 144 dias para atingir 5·10⁸ ciclos). Além disso, os *clip-gages* comerciais não têm resolução adequada para controlar os testes com amplitude de deformação menor que 0.1%, e geram erros de medição e dispersão nas vidas longas.

Por outro lado, a dispersão nas vidas muito curtas (**N** < 100 ciclos) é causada pela grande diferença de ductilidade entre os vários aços. Os testes de vida curta envolvem macro plasticidade, e tanto o efeito de micro defeitos quanto o controle de deformação introduzem menos dispersão experimental. No entanto, os corpos de prova ϵ N podem flambar sob altas amplitudes de deformação, impossibilitando testes em vidas muito curtas ou invalidando os seus resultados.

Portanto, boas práticas experimentais devem ser seguidas (e relatadas) para garantir a qualidade dos ensaios ϵ N. Deve-se em particular incorporar ao ajuste das curvas ϵ N dados de vida longa, que podem ser obtidos, e.g., nas máquinas de fle-xão rotativa, que são de baixo custo e podem ser usadas durante longo tempo.

As principais estimativas das curvas de Coffin-Manson são agora avaliadas comparando suas previsões com as vidas calculadas acima usando os dados medidos dos 549 aços. A figura abaixo apresenta a distribuição da razão entre a vida estimada e a vida real para os 549 aços considerados, sob uma amplitude de deformação de **De = 1.0%**, assim como as médias **me** medianas **x**₅₀ para cada estimativa.





Como visto na Figura 6, razões $N_{estimado}/N_{real} > 1.0$ indicam previsões *não-conservativas*, enquanto que os valores menores que 1.0 são conservativos. Nesta amplitude de deformação, a estimativa de Socie é muito imprecisa e sempre não-conservativa, com erros médios de 618% (pois **m**= 7.18), devido principalmente: (i) à estimativa não-conservativa de **e**_c, pois em geral **e**_c é menor que a deformação real

de ruptura \mathbf{e}_{i} ; e (ii) ao valor de **b** ser super-estimado quando $\mathbf{S}_{R} > 348 \text{MPa}$ (um procedimento que é não-conservativo em 98% dos aços à temperatura ambiente dentre 2623 aços do banco de dados do ViDa [6]).

A estimativa de Manson é também não-conservativa sob 1% de amplitude de deformação, com erros médios de 131% (pois a média **m= 2.31**), e somente é conservativa para vidas longas. Já a estimativa de Muralidharan-Manson é bastante razoável, porém é sempre não-conservativa com erros médios em torno de 50% (média **m= 1.52**). A estimativa de Bäumel-Seeger também é não-conservativa, e só se aplica a aços carbono e de baixa liga com resistência à ruptura **S**_R (limite de resistência) muito menor que 2.2GPa.

A estimativa Manson 4 Pontos possui dispersões semelhantes à estimativa de Manson, e erros não-conservativos acima de 100% para vidas curtas e médias (vida $N < 10^4$ ciclos), pois o coeficiente plástico e_c é super-estimado. Esta estimativa só é conservativa nas vidas longas, com boa média apenas em torno de $N = 10^5$ ciclos, o único dos 4 pontos do ajuste que possui boa correlação.

Portanto, conclui-se que as estimativas mais elaboradas para **b**, **c** e **e**_c só tendem a aumentar a dispersão destas previsões e, conseqüentemente, das estimativas de vidas. Por outro lado, a estimativa das medianas para aços, proposta neste trabalho, tem ótima média especialmente em amplitudes de deformação entre 0.3 e 5%, com erros médios inferiores a 25% nas previsões de vida. Nesta mesma faixa, Muralidharan-Manson apresenta erros médios não-conservativos entre 45% e 60%, Manson 4 pontos até 170%, Manson até 200%, Socie entre 550% e 750%, e as estimativas de Morrow geram erros ainda maiores. Além disto, a estimativa das medianas é em geral um pouco conservativa, e possui as menores dispersões dentre todas as estudadas, como pode ser observado pela forma estreita da respectiva função densidade de probabilidade (Figura 6).

Em suma, na ausência de resultados experimentais confiáveis, deve-se ajustar a curva ϵN pelas estimativas das medianas, descritas nas Equações (10-11). Deve-se notar que esta melhor estimativa ϵN é função apenas da resistência à ruptura S_R e do módulo de Young E, pois as tentativas de se incorporar medidas de ductilidade (como a redução de área **RA**) nas estimativas só aumentaram a dispersão das previsões.

5. Conclusões

A partir das vidas medidas para 549 aços sob diversos níveis de deformação, foi feita uma avaliação crítica das estimativas tradicionais do método ε N, incluindo resultados de dispersão e dos erros médios resultantes da aplicação de cada regra. Concluiu-se dos dados experimentais que todas as estimativas tradicionais são intrinsicamente não-conservativas, com erros médios de até 750%. Em particular, duas novas estimativas para os parâmetros de Coffin-Manson foram propostas, apresentando para os dados de 549 aços a menor dispersão das vidas previstas, com erros médios de 2 a 30 vezes menores que os das melhores regras disponíveis.

6. Referências

- [1] Dowling, N.E. "Mechanical Behavior of Materials", Prentice-Hall 1993.
- [2] Fuchs, H.O. & Stephens, R.I. "Metal Fatigue in Engineering", Wiley 1980.
- [3] Hertzberg,R.W. "Deformation and Fracture Mechanics of Engineering Materials", Wiley 1989.
- [4] Rice, R.C., ed. "Fatigue Design Handbook", SAE 1988.

- [5] Sandor, B.I. "Fundamentals of Cyclic Stress and Strain", U.Wisconsin 1972.
- [6] Meggiolaro, M.A., Castro, J.T.P., "ViDa Danômetro Visual para Automatizar o Projeto à Fadiga sob Carregamentos Complexos", *RBCM*, v. 20, n. 4, pp. 666-685, 1998.
- [7] Morrow, J "Cyclic Plastic Strain Energy and Fatigue of Metals", ASTM STP 378, 1965.
- [8] Manson,S.S. "Fatigue: A Complex Subject Some Simple Approximations", Experimental Mechanics, v. 5, n. 4, pp. 193-226, 1965.
- [9] Ong, J.H. "An Evaluation of Existing Methods for the Prediction of Axial Fatigue Life from Tensile Data", International Journal of Fatigue, v. 15, n. 1, pp. 13-19, 1993.
- [10]Brennan, F.P. "The Use of Approximate Strain-Life Fatigue Crack Initiation Predictions", Fatigue 16, pp. 351-356, 1994.
- [11]Bäumel,A.Jr, Seeger,T. "Materials Data for Cyclic Loading Supplement 1", Elsevier Science Publishers, 1990.
- [12] Park, J.H., Song, J.H., "Detailed Evaluation of Methods for Estimation of Fatigue Properties", International Journal of Fatigue, v. 17, n. 5, pp. 365-373, 1995.

STATISTICAL EVALUATION OF PREDICTED FATIGUE LI-VES FROM COFFIN-MANSON PARAMETER ESTIMATES

Marco Antonio Meggiolaro Jaime Tupiassú Pinho de Castro

Abstract

Most of the existing methods for estimating ɛN parameters are based on a relatively limited amount of experimental data. In addition, sound statistical evaluation of the popular rules of thumb used in practice to estimate fatigue properties are scarce, if available. In this work, an extensive statistical evaluation of the existing Coffin-Manson parameter estimates is presented based on the measured properties of over 600 different metals: 549 steels, 52 aluminum alloys, and 14 titanium alloys. The studied Coffin-Manson estimates include the methods proposed by Muralidharan and Manson, Socie et al. (also known as Mitchell's method), Bäumel and Seeger, Morrow, Raske, as well as Manson's universal slopes and four-point correlation methods. It is shown that all current estimates are intrinsically non-conservative, with average errors between 45% (for Muralidharan-Manson) and 550% (for Socie's method). A new estimate is proposed based on the medians of the individual parameters of the 600 materials, presenting average errors smaller than 25%.

Key-words: fatigue, estimates, crack initiation.