



AValiação DAS ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS SN E ϵ N NO PROJETO À FADIGA

Marco Antonio Meggiolaro

Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio), Depto. de Engenharia Mecânica
Rua Marquês de São Vicente 225, Rio de Janeiro, RJ, Brasil 22453-900, meggi@mec.puc-rio.br

Jaime Tupiassú Pinho de Castro

Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio), Depto. de Engenharia Mecânica
Rua Marquês de São Vicente 225, Rio de Janeiro, RJ, Brazil 22453-900, jtcastro@mec.puc-rio.br

Resumo. *A maioria dos engenheiros não pode se dar ao luxo de medir precisamente todas as propriedades mecânicas de um dado material em projetos de vida à fadiga ou de integridade estrutural. De fato, é mais realista assumir que na maioria das aplicações é necessário usar estimativas educadas de propriedades. Neste trabalho, propriedades mecânicas de mais de 7500 materiais foram coletadas da literatura para serem implementadas no banco de dados do programa **ViDa**. Vários subconjuntos desta coleção são estatisticamente significativos, como todas as sete constantes do método ϵ N (os quatro parâmetros de Coffin-Manson, o módulo de Young, e as duas constantes da curva de Ramberg-Osgood cíclica) para 549 aços. A partir destes dados, é feita uma avaliação crítica dos procedimentos usuais para estimar os parâmetros das curvas SN e ϵ N, e novas regras são propostas. Em particular, uma análise elastoplástica do corpo de prova de flexão rotativa (do método SN) é feita para comparar resultados das metodologias SN e ϵ N, introduzindo melhores estimativas para a região de baixo ciclo da curva de Wöhler.*

Palavras-chave: *iniciação de trinca, análise estatística, estimativas, projeto à fadiga.*

1. INTRODUÇÃO

Muitas das estimativas de propriedades mecânicas tradicionalmente usadas no projeto à fadiga foram baseadas em um número limitado de dados experimentais, e avaliações estatísticas sobre a aplicabilidade ou a dispersão de cada uma dessas regras são escassas, quando disponíveis.

Especificamente, no caso do método ϵ N vários métodos foram propostos para estimar as constantes da curva ϵ N de Coffin-Manson, representada por

$$\frac{\Delta\epsilon}{2} = \frac{\sigma_c}{E} (2N)^b + \epsilon_c (2N)^c \quad (1)$$

onde $\Delta\epsilon/2$ é a amplitude de deformação, N é a vida em ciclos, E é o módulo de Young, σ_c e ϵ_c são os coeficientes e b e c os expoentes elásticos e plásticos, respectivamente.

Manson (1965) propôs o método das Inclinações Universais para estimar a curva ϵ N a partir da resistência à ruptura S_R e da redução de área RA medidas no teste de tração, baseado em testes de 69 materiais. A equação proposta por Manson assume expoentes constantes para todos os materiais, e é dada por:

$$\frac{\Delta \epsilon}{2} = 1.9 \frac{S_R}{E} (2N)^{-0.12} + 0.76 \cdot \left[\ln \left(\frac{1}{1-RA} \right) \right]^{0.6} (2N)^{-0.6} \quad (2)$$

Muralidharan e Manson (1988) propuseram uma modificação para a equação acima, reduzindo os valores dos expoentes **b** e **c**:

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

Morrow (1965) estimou os valores de **b** e **c** a partir do expoente de encruamento cíclico, **h_c**:

$$b = \frac{-h_c}{1 + 5h_c}, \quad c = \frac{-1}{1 + 5h_c} \quad (3)$$

A partir das estimativas de Manson e Morrow poder-se-ia estimar que **h_c = b/c = 0.20** para todos os materiais, porém dados experimentais sugerem que, em média, **h_c = 0.15**. Já a estimativa de Muralidharan-Manson resultaria em **h_c = b/c = 0.16**, um valor mais próximo dos resultados experimentais.

Outros métodos também consideram variações dos expoentes **b** e **c**, como a estimativa de Socie et al. (1977),

$$\frac{\Delta \epsilon}{2} = 1.9 \frac{S_R + 345}{E} (2N)^{-\log[2(S_R + 345)/S_R]/6} + \ln \left(\frac{1}{1-RA} \right) (2N)^{-0.6 \text{ ou } -0.5} \quad (4)$$

onde o expoente **c = -0.6** é associado a aços dúcteis, e **c = -0.5** para aços resistentes.

Todas as estimativas acima incorporam medidas de ductilidade através da redução de área **RA**. Uma exceção é a estimativa uniforme dos materiais, proposta por Bäumel e Seeger (1990):

$$\frac{\Delta \epsilon}{2} = 1.5 \frac{S_R}{E} (2N)^{-0.087} + 0.59 \cdot \psi \cdot (2N)^{-0.58} \quad (5)$$

onde o parâmetro **ψ = 1** se **S_R / E ≤ 0.003**, e **ψ = 1.375 - 125 · S_R / E** se **S_R / E > 0.003**. Deve-se ter cautela com o uso dessa estimativa, pois só é aplicável a aços carbono ou de baixa liga com baixa resistência. Por exemplo, o aço SAE 1045 com dureza Brinell 595 é de baixa liga, mas sua resistência à ruptura **S_R = 2240MPa** estima **ε_c < 0** por Bäumel-Seeger, um valor absurdo calculado sempre que **S_R** for maior que 2.2GPa.

Raske e Morrow (1965) propuseram outra estimativa para o coeficiente plástico de Coffin-Manson, dada por:

$$\epsilon_c = 0.002 \cdot \left(\frac{\sigma_c}{S_{Ec}} \right)^{1/h_c} \quad (6)$$

onde **S_{Ec}** é a resistência ao escoamento cíclica.

Ong (1993) avaliou algumas das principais estimativas dos parâmetros da curva de Coffin-Manson, baseando-se em dados experimentais de 49 aços. Brennan (1994) estendeu a análise considerando a estimativa de Muralidharan e Manson (1988), no entanto dados de apenas 6 aços foram considerados. Park e Song (1995) também avaliaram as principais estimativas usadas no método εN, incluindo a estimativa de Bäumel e Seeger (1990), englobando na análise propriedades medidas de 116 aços.

O objetivo desse trabalho é avaliar estatisticamente a dispersão e a aplicabilidade das principais estimativas do método ϵN . A partir das vidas medidas para 549 aços sob diversos níveis de deformação, as regras existentes são validadas e novas correlações são propostas. Novas estimativas para a região de baixo ciclo da curva de Wöhler são também apresentadas, obtidas da comparação dos resultados entre as metodologias SN e ϵN .

2. ESTUDO DAS ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DE COFFIN-MANSON

As estimativas são avaliadas usando-se propriedades mecânicas coletadas da literatura para 549 aços, incluindo-se todas as sete constantes do método ϵN : quatro parâmetros de Coffin-Manson (σ_c , b , ϵ_c , c), dois da curva de encruamento cíclica (H_c e h_c) e o módulo de elasticidade E . Estes dados, que constituem um subconjunto dos mais de 7500 materiais do banco de dados do **ViDa** (Meggiolaro e Castro, 1998), foram filtrados para garantir a qualidade dos resultados, eliminando da análise valores não-realísticos.

Nesta amostra todas as propriedades ϵN são reportadamente medidas logo, pelo seu tamanho e pela sua diversidade, ela pode ser considerada como representativa dos aços. No entanto, não se pode garantir, como aliás é usual na prática, a qualidade destes dados (pois, lamentavelmente, ainda não é praxe publicar-se junto com as propriedades mecânicas uma descrição do procedimento experimental e da certificação metrológica dos métodos, equipamentos e transdutores usados na sua medição). Por isto, todas as avaliações discutidas a seguir incluem a filtragem arbitrária mas educada dos valores listados.

Dos 549 aços, 382 foram testados na temperatura θ ambiente (englobando $308 < S_R < 2586$ MPa, sendo 139 com $S_R < 600$, 158 com $600 \leq S_R < 1000$ e 85 com $S_R \geq 1000$ MPa), e os outros 167 foram testados em temperaturas θ até 800°C , com $192 < S_R < 1011$ MPa. Uma conclusão interessante é que a temperatura não influi decisivamente na dispersão dos dados, que podem assim ser avaliados em conjunto.

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

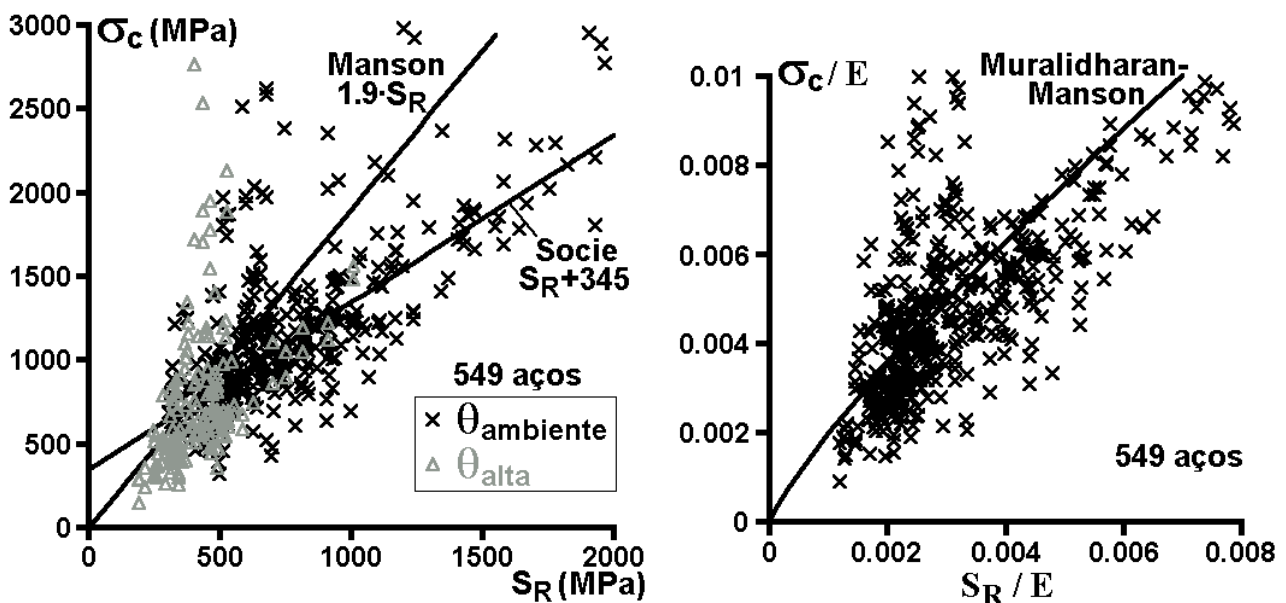


Figura 1. Estimativas do coeficiente elástico σ_c de Coffin-Manson

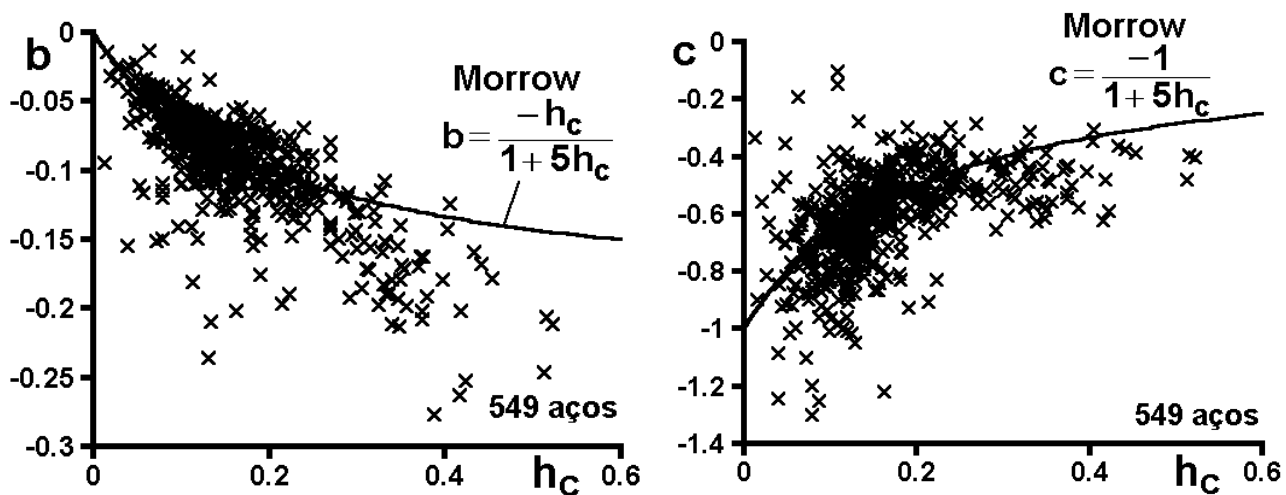


Figura 2. Estimativas dos expoentes b e c de Coffin-Manson segundo Morrow

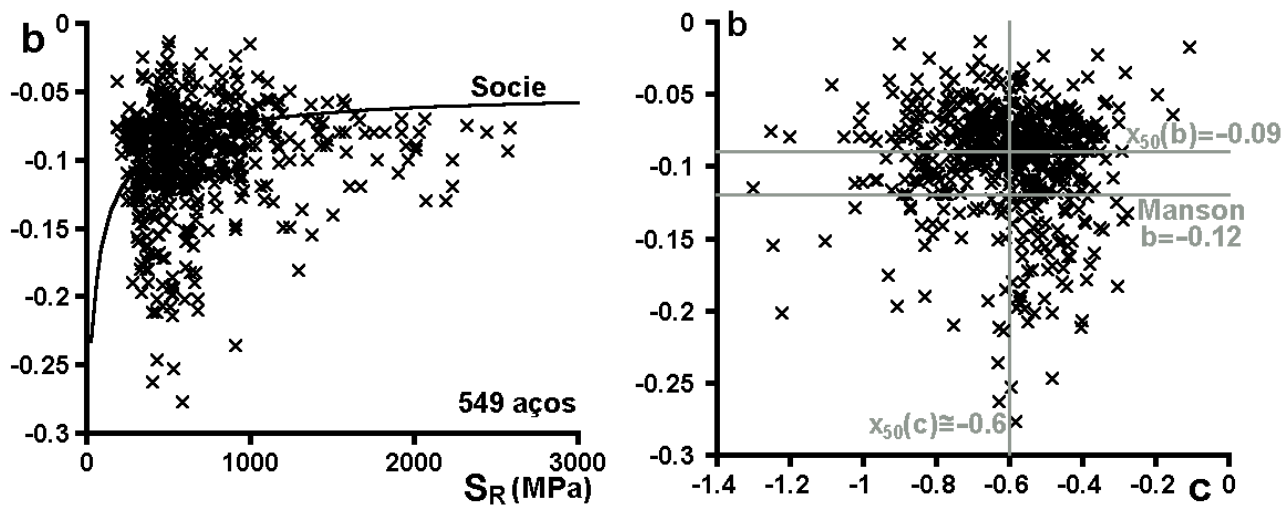


Figura 3. Estimativas do expoente b de Coffin-Manson segundo Socie et al. e Manson, incluindo os valores das medianas x_{50} de b e c

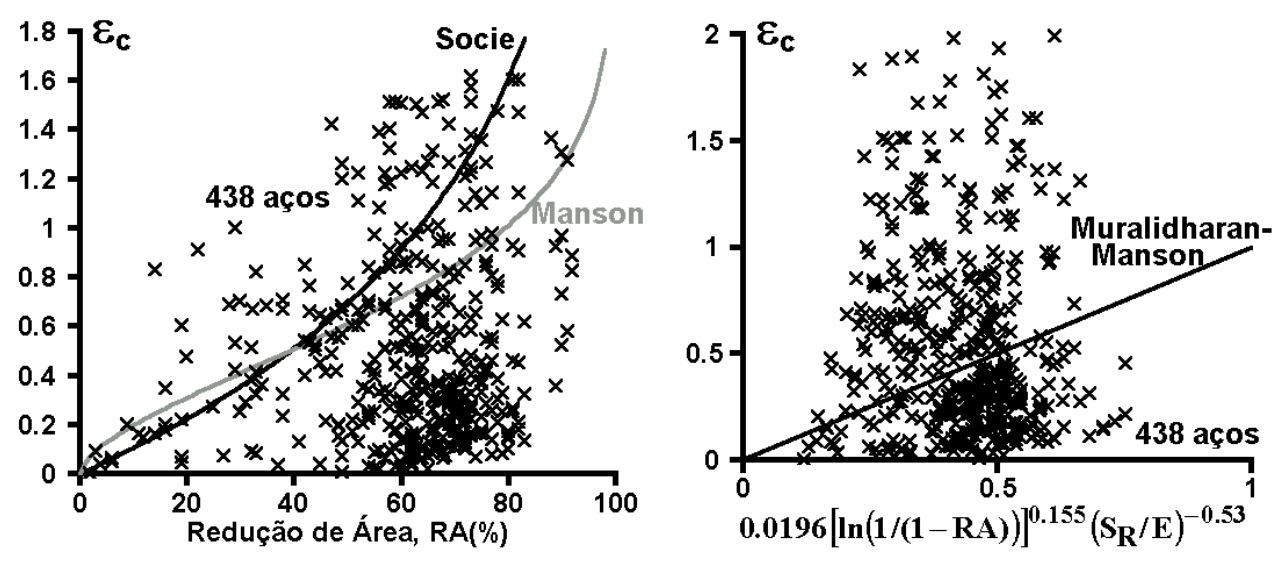


Figura 4. Estimativas do coeficiente plástico ϵ_c de Coffin-Manson segundo Socie et al., Manson e Muralidharan-Manson

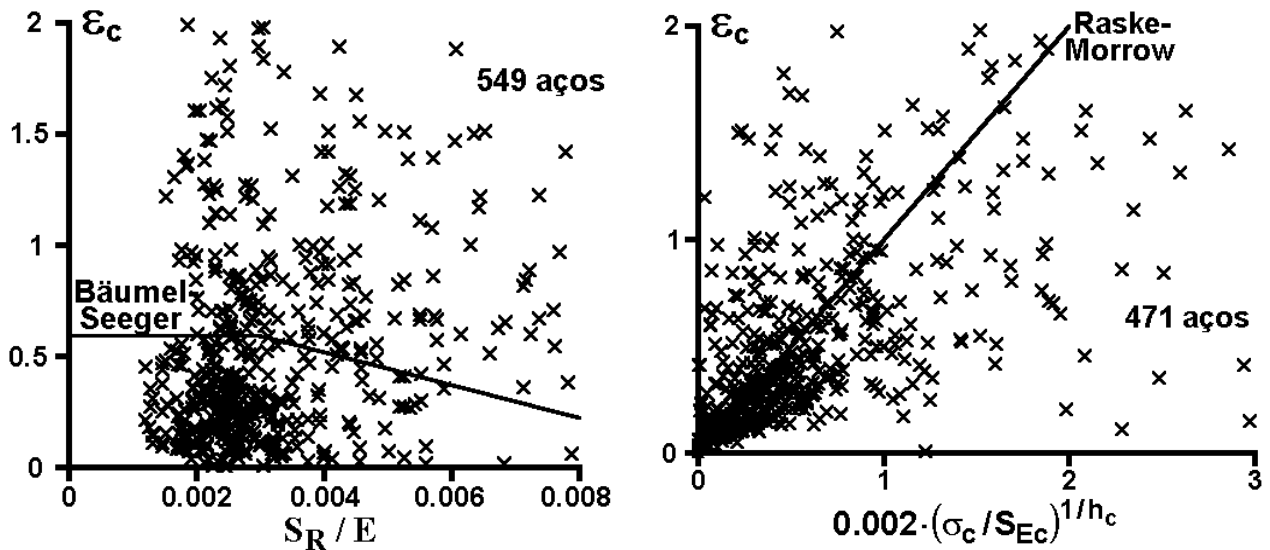


Figura 5. Estimativas de Bäumel-Seeger e Raske-Morrow para o coeficiente ϵ_c de Coffin-Manson

Mesmo após filtrar os dados experimentais, pode-se concluir desta análise visual das várias estimativas das propriedades ϵN que muitas delas são inapropriadas, pois estes dados são dispersos demais para justificá-las.

As estimativas do coeficiente σ_c a partir de S_R propostas por Manson e por Socie não são satisfatórias, e a modificação proposta por Muralidharan não foi suficiente para diminuir significativamente a dispersão (vide Fig. 1).

As estimativas de Morrow para os expoentes de Coffin-Manson a partir do expoente de encruamento cíclico h_c não possuem um bom desempenho (vide Fig. 2). Além disso, a estimativa de b feita pela regra de Socie et al. ($b \cong -\log[2(S_R + 345)/S_R]/6$) é muito dispersa, pois não foi encontrada uma correlação apropriada entre o expoente elástico b e a resistência à ruptura S_R . Assim, estatisticamente é menos ruim estimar os expoentes b e c por valores constantes, por exemplo as medianas dos 549 aços $x_{50}(b) = -0.09$ e $x_{50}(c) = -0.6$, vide Fig. 3.

A estimativa $\epsilon_c = \epsilon_f$ (onde ϵ_f é a deformação de ruptura do teste de tração) é péssima e não deve ser usada (as recomendações em contrário são injustificadas). Da mesma forma, as estimativas de Socie et al., de Manson e de Muralidharan-Manson, baseadas na pretensa correlação entre ϵ_c e a redução de área RA , não são corroboradas por este conjunto de dados experimentais, e também não são recomendáveis, como visto na Fig. 4. As estimativas de Bäumel-Seeger e de Raske-Morrow também são muito dispersas, vide Fig. 5. Desse modo, todas as estimativas tradicionais de ϵ_c são péssimas e dispersas demais, com coeficientes de variação até maiores que o da própria distribuição de ϵ_c . Isto indica que ϵ_c não se correlaciona com RA , ϵ_f , S_R/E nem S_{E_c} como se pode verificar nas Figs. 4 e 5. Logo, estimar ϵ_c por um valor constante é menos ruim do que pelas regras baseadas em correlações inapropriadas. Propõe-se assim o uso de estimativas de ϵ_c constante, cujo valor pode ser, por exemplo, sua média $\mu = 0.56$ ou a sua mediana $x_{50} = 0.44$ (em 549 aços).

Baseado nas observações acima, conclui-se que os parâmetros b , c e ϵ_c de Coffin-Manson devem ser estimados por valores constantes. Através de testes de sensibilidade nos dados dos 549 aços, obtêm-se os valores otimizados destes parâmetros que minimizam os erros e as dispersões das previsões de vida. Os valores obtidos são iguais às medianas individuais de cada um dos parâmetros, $x_{50}(b) = -0.09$, $x_{50}(c) = -0.6$ e $x_{50}(\epsilon_c) = 0.44$. Já o coeficiente elástico σ_c é estimado pelo produto de S_R e da mediana da razão σ_c/S_R para os 549 aços, dada por $x_{50}(\sigma_c/S_R) = 1.52$. Este novo método aqui proposto, denominado *estimativa das medianas*, é expresso pela equação:

$$\frac{\Delta\epsilon}{2} = 1.52 \frac{S_R}{E} (2N)^{-0.09} + 0.44 \cdot (2N)^{-0.6} \quad (7)$$

3. ESTUDO ESTATÍSTICO DAS PREVISÕES DE VIDA SEGUNDO O MÉTODO ϵN

Na seção anterior estudou-se a dispersão dos parâmetros da curva de Coffin-Manson, tratando-os como se fossem variáveis aleatórias independentes. No entanto, os coeficientes e expoentes de Coffin-Manson não são variáveis independentes, pois, por exemplo, o ajuste dos dados experimentais de um material com um menor expoente c implica em um maior coeficiente ϵ_c calculado, e vice-versa. Isto explica (mas não justifica) os valores de ϵ_c muito maiores que 2.3 (que implicariam em reduções de área muito maiores que 90% em $2N = 1$) encontrados na literatura, resultantes de ajustes com c muito negativos.

Assim, para validar as estimativas da curva ϵN é preciso fazer um estudo estatístico das vidas à fadiga (e não dos coeficientes) previstas sob diversas amplitudes de deformação, comparando-as com os valores calculados a partir dos dados medidos.

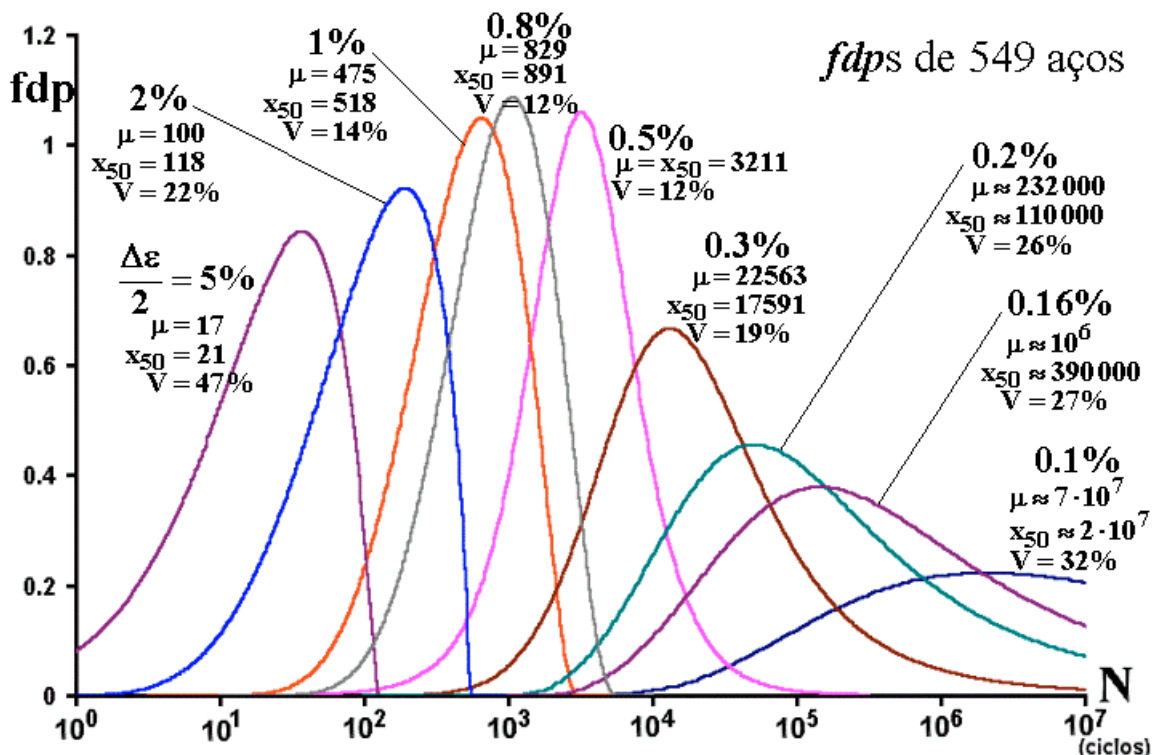


Figura 6. Funções distribuição de probabilidade (fdp) ajustadas ao logaritmo das vidas sob diversos $\Delta\epsilon/2$, calculadas a partir das curvas de Coffin-Manson medidas de 549 aços

Como se nota destes dados, a dispersão das medições é mínima entre aproximadamente 1000 e 3000 ciclos (aliás, esta é uma boa razão para se continuar usando a vida em 10^3 ciclos para estimar a curva de Wöhler no método SN). Assim, na metodologia ϵN , uma boa estimativa para a amplitude de deformação em 1000 ciclos é $\Delta\epsilon(10^3)/2 \cong 0.8\%$.

A alta dispersão nas vidas longas ($N > 10^5$) era esperada, pois a resistência dos vários aços varia muito. No entanto, 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 ϵN em geral não incluem pontos medidos em vidas muito longas, o que contribui para a dispersão com grandes erros de extrapolação. Por exemplo, um teste numa servo-hidráulica a 40Hz demoraria mais de 144 dias para atingir $5 \cdot 10^8$ ciclos. Além disso, os clip-gages comerciais não têm resolução adequada para controlar os testes com $\Delta\epsilon/2 < 0.1\%$, e geram erros de medição e dispersão nas vidas longas.

Já a dispersão nas vidas muito curtas ($N < 100$) é causada pela grande diferença de ductilidade entre os vários aços. Note que os testes de vida curta envolvem macro plasticidade, onde tanto o

efeito de micro defeitos quanto o controle de $\Delta\epsilon$ introduzem menos dispersão experimental, o que resultaria em uma menor variabilidade das vidas medidas. Mas os corpos de prova ϵN podem flambar sob altas amplitudes de deformação, impossibilitando testes em vidas muito curtas ou invalidando os seus resultados, uma outra possível causa para o aumento da dispersão observada na Fig. 6 nestes casos.

As estimativas de Manson, Muralidharan-Manson, Socie, Bäümel-Seeger e a das medianas são agora avaliadas comparando suas previsões com as vidas calculadas usando os dados medidos dos 549 aços. Cada amostra é ajustada pelas distribuições beta, gama, gauss inversa, logística, log-logística, log-normal normal, pearson, valor extremo e weibull (Johnson et al., 1994; Evans et al., 1993). Usando-se o teste de adequabilidade de Anderson-Darling (Stephens, 1974), verifica-se quais dentre elas melhor ajustam cada regra. Apresenta-se a seguir o gráfico das médias das funções densidade de probabilidade (fdp) ajustadas às previsões das estimativas estudadas.

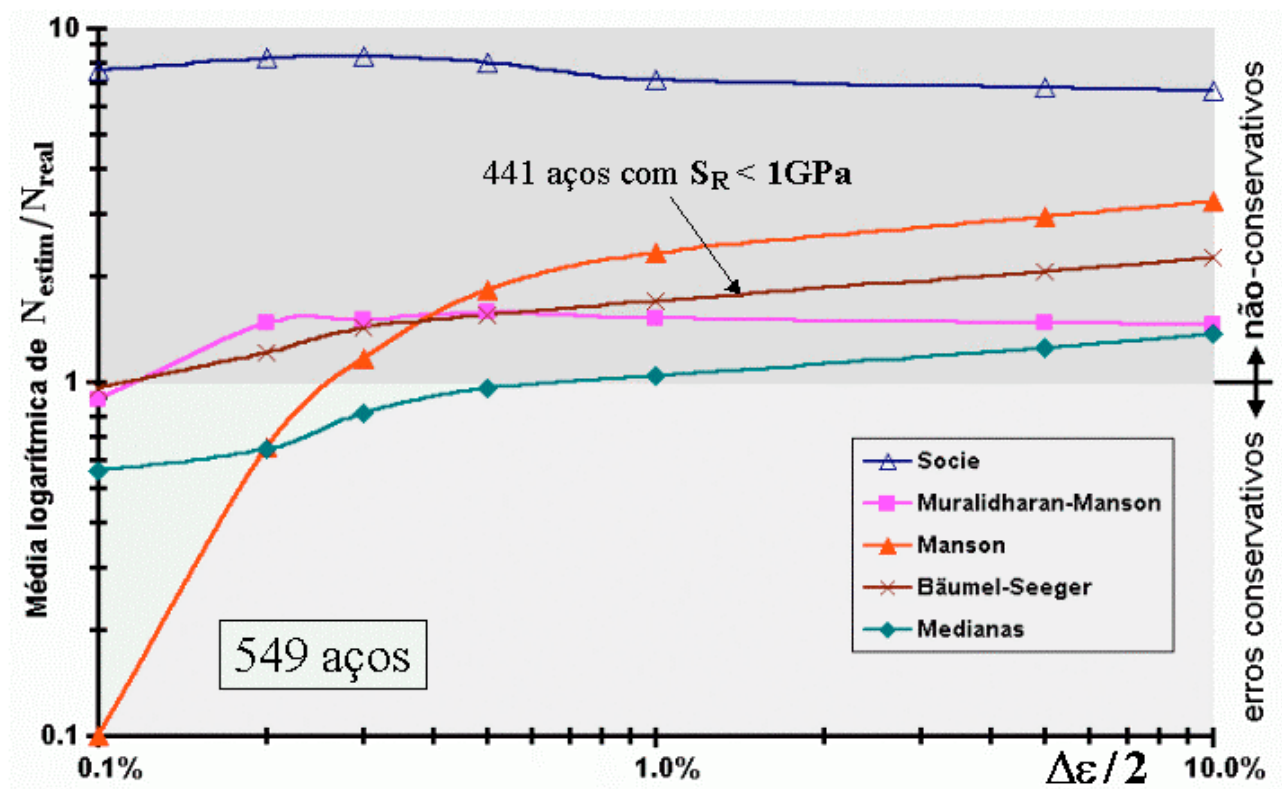


Figura 7. Médias das razões entre as vidas estimadas e as calculadas a partir das curvas ϵN experimentalmente medidas, para diversas amplitudes de deformação $\Delta\epsilon/2$

Nota-se da figura acima que a estimativa das medianas é a melhor, enquanto as outras regras são em geral não-conservativas. Em particular, a estimativa de Socie é imprecisa demais e é sempre muito não-conservativa, com erros médios entre 550% e 750%, devido principalmente à estimativa não-conservativa de ϵ_c (pois em geral $\epsilon_c < \epsilon_f$) e ao valor de b que é super-estimado quando a resistência à ruptura S_R é maior que **350MPa**.

A estimativa de Manson só é conservativa para vidas longas ($\Delta\epsilon/2 < 0.3\%$), e Muralidharan-Manson é uma estimativa razoável, porém é sempre não-conservativa com erros médios de 50%. Bäümel-Seeger também é não-conservativa, e só se aplica a aços carbono e de baixa liga com baixa resistência à ruptura.

Mas a estimativa das medianas possui uma das menores variâncias e erros médios sempre inferiores a 25% para $0.3\% \leq \Delta\epsilon / 2 \leq 5\%$. Nessa mesma faixa, Muralidharan-Manson apresenta erros médios não-conservativos entre 45% e 60%, Manson até 200%, Socie entre 550% e 750%, e as estimativas de Morrow geram erros ainda maiores.

Assim, na ausência de resultados experimentais confiáveis, deve-se ajustar a curva ϵN dos aços pela estimativa das medianas da Eq. (7). Note que esta melhor estimativa ϵN é função apenas de S_R e de E , pois as tentativas de se incorporar medidas de ductilidade nas estimativas só aumentaram a dispersão das previsões.

É importante notar que as estimativas anteriores foram desenvolvidas para aços, não sendo aconselhável seu uso em outras famílias de ligas. Para se obter estimativas dos parâmetros de Coffin-Manson em outras famílias de ligas, um estudo semelhante foi feito em 52 ligas de alumínio e 14 de titânio. Propõe-se assim outra *estimativa das medianas* para estas ligas, dada por

$$\frac{\Delta\epsilon}{2} = 1.94 \frac{S_R}{E} (2N)^{-0.11} + 0.28 \cdot (2N)^{-0.65} \quad (8)$$

Assim como para os aços, a estimativa das medianas para alumínio e titânio foi obtida otimizando-se as médias e minimizando-se as dispersões das vidas obtidas, resultando nas medianas de cada um dos parâmetros para estas 66 ligas. Esta melhor estimativa tem erros médios abaixo de 17% para $0.3\% < \Delta\epsilon / 2 < 5\%$ (baseados na amostra limitada de 66 ligas).

Finalmente, é preciso lembrar que todas as dispersões deste estudo em 549 aços, 52 ligas de alumínio e 14 de titânio são inter-materiais, ou seja, representam as variações das propriedades mecânicas dentre materiais diferentes, assumindo cada um dos valores como determinístico. Mas as propriedades também variam para cada corpo de prova de uma mesma liga, caracterizando uma dispersão intra-material que é superposta à variação inter-material. Como as curvas ϵN publicadas na literatura não incluem nenhuma informação sobre a variabilidade dos resultados medidos, a dispersão intra-material teve que ser desprezada nesse estudo de estimativas.

4. COMPARAÇÃO ESTATÍSTICA ENTRE AS PREVISÕES SN E ϵN

Uma das receitas mais populares para estimar as curvas SN dos aços é $S_F(10^3) = 0.9 \cdot S_R$, e $S_L'(10^6) = 0.5 \cdot S_R$ para $S_R \leq 1400 \text{MPa}$ ou $S_L'(10^6) = 700 \text{MPa}$ se $S_R > 1400 \text{MPa}$, onde $S_F(N)$ é definido como a resistência associada a uma vida de N ciclos, e S_L' é o limite de fadiga do material (Juvinal, 1967; Shigley e Mischke, 1989). Estas estimativas podem ser verificadas substituindo-se $N = 10^6$ ou 10^3 ciclos nas mesmas curvas de Coffin-Manson medidas dos 549 aços estudados anteriormente.

Como os corpos de prova ϵN são usinados e os SN são polidos, suas resistências à fadiga em 10^6 ciclos estão correlacionadas por um fator de acabamento superficial k_a menor que 1.0, através da equação $S_F(10^6) = k_a \cdot S_L'(10^6)$. Assim, o coeficiente 0.5 em um milhão de ciclos pode ser verificado através da razão $S_F(10^6) / (k_a \cdot S_R)$, e o 0.9 em 1000 ciclos através de $S_F(10^3) / S_R$.

A média da razão $S_F(10^6) / [k_a \cdot S_R]$ para os 549 aços é 0.497, um valor muito próximo de 0.5, que corrobora muito bem a estimativa SN. Mas, como esperado para vidas longas, os dados são muito dispersos. Dentre os 549 aços estudados, 40 têm resistência à ruptura $S_R > 1400 \text{MPa}$, e a média de $S_F(10^6) / [k_a \cdot S_R]$ é ligeiramente reduzida para 0.489 quando estes dados são filtrados, indicando que a estimativa $S_L' = 700 \text{MPa}$ para os aços muito resistentes é conservativa.

Por outro lado, a tradicional estimativa $S_F(10^3) = 0.9 \cdot S_R$, apesar de ser bem menos dispersa, é não-conservativa, prevendo em média vidas 10 vezes maiores que a real nesse nível de tensão, e deve ser trocada por $0.76 \cdot S_R$. Este valor proposto $S_F(10^3) = 0.76 \cdot S_R$ para aços é corroborado pela estimativa de Manson (1965) para a curva ϵN , pois $S_F(10^3) = E \cdot \Delta\epsilon_{el} / 2 = 1.9 S_R (2000)^{-0.12} = 0.76 \cdot S_R$. Este valor também é bem próximo daquele proposto por Juvinal (1967) para carregamento uniaxial de tração/compressão, $0.75 \cdot S_R$.

Na realidade, o valor $0.9 \cdot S_R$ é baseado na tensão puramente elástica que estaria associada ao momento fletor que induz uma vida de 1000 ciclos no corpo de prova SN. Mas em 85% dos 7270 metais listados no banco de dados do **ViDa** tem-se que $0.9 S_R$ é maior que a resistência ao escoamento S_E , e por isso não se pode assumi-la uma tensão elástica. Logo, a tensão elastoplástica

máxima σ_{\max} que realmente atua no corpo de prova de flexão rotativa só pode ser calculada igualando o momento atuante na seção resistente do corpo de prova ao momento externo solicitante $M = \pi d^3(0.9 \cdot S_R)/32$,

$$\frac{0.9 S_R \pi}{16} = \int_0^{\sigma_{\max}} \frac{\left[\frac{\sigma}{E} + \frac{1}{h_c} \left(\frac{\sigma}{H_c} \right)^{1/h_c} \right] \frac{\sigma}{E} + \left(\frac{\sigma}{H_c} \right)^{1/h_c}}{\left[\frac{\sigma_{\max}}{E} + \left(\frac{\sigma_{\max}}{H_c} \right)^{1/h_c} \right]^2} \cdot \sqrt{1 - \left[\frac{\frac{\sigma}{E} + \left(\frac{\sigma}{H_c} \right)^{1/h_c}}{\frac{\sigma_{\max}}{E} + \left(\frac{\sigma_{\max}}{H_c} \right)^{1/h_c}} \right]^2} d\sigma \quad (9)$$

Resolvendo a Eq. (9) para os 549 aços estudados, obtém-se que o momento fletor associado a uma tensão puramente elástica de $0.9 \cdot S_R$ corresponde a uma tensão elastoplástica σ_{\max} média de aproximadamente $0.76 \cdot S_R$, devido ao alívio de tensões decorrente do escoamento. Esta análise é fundamental para o projeto à fadiga, senão os resultados obtidos nos ensaios SN, feitos sob flexão rotativa, não poderiam ser aplicados a peças sob tração.

Desse modo, $0.76 \cdot S_R$ é confirmada independentemente de três formas: pelas vidas medidas em 549 aços, pela estimativa de Manson e das medianas do método ϵN , e pela tensão elastoplástica associada ao momento fletor dos corpos de prova SN de aço.

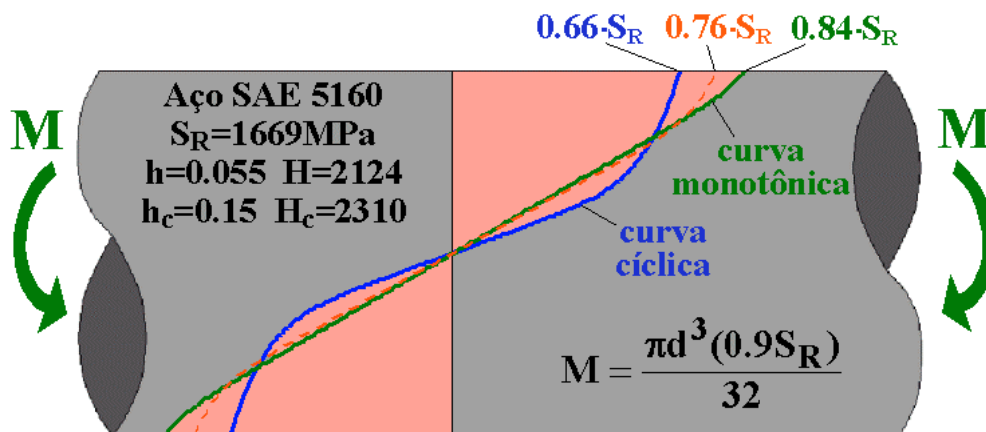


Figura 8. Perfil de tensões de um eixo sob um fletor associado a $0.9 \cdot S_R$, sugerindo que a tensão elastoplástica real σ_{\max} encontra-se entre as soluções monotônica e cíclica

5. CONCLUSÕES

Uma nova estimativa, chamada estimativa das medianas, para os parâmetros de Coffin-Manson foi proposta baseada em dados experimentais de 549 aços. Esta nova estimativa, apesar de usar apenas a resistência à ruptura dos aços, apresentou erros médios e dispersão bem menores que os das melhores estimativas disponíveis. Uma estimativa similar foi proposta para ligas de alumínio e de titânio, baseada em dados experimentais de 66 ligas diferentes. Também foram estudadas as estimativas clássicas da curva de Wöhler para os aços, comprovando-se que as estimativas normalmente usadas para vidas curtas são não-conservativas. Por fim, deve-se enfatizar que nunca se pode usar estimativas de propriedades mecânicas em projeto, pois elas podem diferir muito dos valores reais, que têm que ser medidos: o uso de estimativas só é admissível em ante-projetos, pré-dimensionamentos ou em avaliações das ordens de grandeza das previsões esperadas.

6. REFERÊNCIAS

Bäumel, A.Jr. e Seeger, T., 1990, "Materials Data for Cyclic Loading, Supplement 1", Elsevier Science Publishers, Amsterdam.

- Brennan, F.P., 1994, "The Use of Approximate Strain-Life Fatigue Crack Initiation Predictions", Fatigue 16, pp. 351-356.
- Evans, M., Hastings, N. e Peacock, B., 1993, "Statistical Distributions", John-Wiley and Sons.
- Johnson, N.L., Kotz, S. e Balakrishnan, N., 1994, "Continuous Univariate Distributions", John Wiley and Sons.
- Juvinall, R.C., 1967, "Stress, Strain & Strength", McGraw-Hill.
- Manson, S.S., 1965, "Fatigue: A Complex Subject - Some Simple Approximations", Experimental Mechanics, Vol. 5, No. 4, pp. 193-226.
- Meggiolaro, M.A., Castro, J.T.P., 1998, "ViDa - Danômetro Visual para Automatizar o Projeto à Fadiga sob Carregamentos Complexos", RBCM, Vol. 20, No. 4, pp. 666-685.
- Morrow, J., 1965, "Cyclic Plastic Strain Energy and Fatigue of Metals", ASTM STP 378.
- Muralidharan, U. e Manson, S.S., 1988, Journal of Engineering Materials Technology, Vol. 110, No. 55.
- Ong, J.H., 1993, "An Evaluation of Existing Methods for the Prediction of Axial Fatigue Life from Tensile Data", International Journal of Fatigue, Vol. 15, No. 1, pp. 13-19.
- Park, J.H., Song, J.H., 1995, "Detailed Evaluation of Methods for Estimation of Fatigue Properties", International Journal of Fatigue, Vol. 17, No. 5, pp. 365-373.
- Raske, D.T. e Morrow, J., 1969, ASTM STP 465, American Society for Testing and Materials, pp. 1-25.
- Shigley, J.E. e Mischke, C.R., 1989, "Mechanical Engineering Design", McGraw-Hill.
- Socie, D.F., Mitchell, M.R. and Caulfield, E.M., 1977, "Fundamentals of Modern Fatigue Analysis", Fracture Control Program Report No. 26, University of Illinois.
- Stephens, M.A., 1974 "EDF Statistics for Goodness of Fit and Some Comparisons", Journal of the American Statistical Association, v.69, pp.730-737.

EVALUATION OF SN AND ϵN PARAMETER ESTIMATES IN FATIGUE DESIGN

Marco Antonio Meggiolaro

Pontifical Catholic University of Rio de Janeiro (PUC-Rio), Department of Mechanical Engineering
Rua Marquês de São Vicente 225, Rio de Janeiro, RJ, Brazil 22453-900, meggi@mec.puc-rio.br

Jaime Tupiassú Pinho de Castro

Pontifical Catholic University of Rio de Janeiro (PUC-Rio), Department of Mechanical Engineering
Rua Marquês de São Vicente 225, Rio de Janeiro, RJ, Brazil 22453-900, jtcastro@mec.puc-rio.br

Abstract. Sound statistical evaluation of the popular rules of thumb used in practice to estimate fatigue properties are scarce, if available. This is particularly disturbing when comparing estimated material properties with the precise stress analysis and damage evolution calculations made by sophisticated computer codes. Therefore, the statistical evaluation of those estimation rules using representative experimental data can be useful to evaluate the overall design or analysis uncertainty. Mechanical properties of more than 7500 materials have been collected from the literature in order to implement the **ViDa** software database. Several subsets of this collection are statistically significant, such as all seven ϵN constants (the five Coffin-Manson parameters and two Ramberg-Osgood constants) for 549 steels. Based on this database, a critical evaluation of the most popular procedures for estimating the SN and ϵN curve parameters is made, and some new rules are proposed. In particular, an elastic-plastic analysis of the traditional rotative bending SN specimen is made to allow for the comparison of SN and ϵN results, introducing better estimates for the low cycle portion of the Wöhler curve.

Keywords. crack initiation, statistical analysis, fatigue properties, estimation methods.