



*Escola Politécnica da Universidade de São Paulo
Departamento de Engenharia Mecânica
— Área de Projetos e Fabricação*

Análise da Probabilidade de Colapso por Fadiga de uma Série de Pistão Articulado

acompanha Software específico desenvolvido

trabalho de formatura

JOÃO ROBERTO FERNANDES VIEIRA MESQUITA

PROF. DR. GILBERTO F. M. SOUZA
(ORIENTADOR)

SÃO PAULO, 1997.

(80) (orto) Souza
gilbert F.M. 19/02/1998

Aos meus pais João Mesquita e Tércia, pelo constante apoio e o enorme esforço para me permitir cursar a Universidade.

**"Na Terra, duas coisas são simples: contar
o passado e predizer o futuro. Ver claro, no
dia-a-dia, é que é outro negócio."**

Armando Salacrou.

Agradecimentos

- Ao **Prof. Dr. Gilberto Souza**, pela orientação deste trabalho.
- Aos engenheiros **Marcos Clemente, Walter Zottin, Luis Miguel Valdez Lopez, Roberto Nigro e Eduardo Nigro**, da Metal Leve S. A., pela ajuda constante no início do trabalho e pelo apoio na descrição da falha da saia do pistão Cummins QV.
- À **Metal Leve S. A. e Metal Leve Inc.**, pela experiência de vida e pela multiplicação de conhecimentos relativos a tecnologia de pistões, durante realização de estágio nestas empresas.
- Ao **Departamento de Engenharia Mecânica da EPUSP**, pela utilização de suas instalações.

SUMÁRIO

1. Introdução.....	3
2. Avaliação e Implementação da Confiabilidade no projeto de Pistões Diesel.....	5
3. Terminologia.....	9
4. Conceitos de Confiabilidade Estrutural.....	13
5. Fundamentos do Modelo Probabilístico Condicionado Avançado.....	21
6. Descrição do Método de Monte Carlo	34
7. Um sistema para Confiabilidade.....	45
8. A Organização da Confiabilidade.....	47
9. Análise Numérica da Saia do Pistão Articulado de Interesse	53
10. Cálculo dos índices de Confiabilidade das duas versões da saia de pistão articulado estudadas pelos métodos descritos	62
11. Conclusões	71
12. Comentários Finais.....	73
13. Bibliografia	75
14. Anexos	76

RESUMO

A fim de obtermos uma ferramenta auxiliar ao estudo de predição de vida de pistões de motores de combustão interna, visando a análise do fenômeno de fadiga destes elementos, aplicam-se aqui técnicas de análise de confiabilidade.

A partir da aplicação da análise clássica do processo de fadiga de componentes mecânicos, baseada no emprego da curva SN, propõe-se uma função de estado limite que pode ser aplicada na análise probabilística de fadiga, a qual considera a natureza probabilística do carregamento externo e das propriedades mecânicas dos materiais, buscando o cálculo da probabilidade de ocorrência de falha por fadiga do componente.

A abordagem proposta envolve a utilização do Método Probabilístico Condicionado Avançado e da Simulação de Monte Carlo no cálculo da probabilidade de falha, sendo desenvolvidos programas de computador a partir dos algoritmos relativos aos métodos supracitados. Ao final do trabalho, apresenta-se a análise de fadiga da saia de um pistão articulado de motor Diesel, calculando-se a probabilidade de falha do mesmo, dada a vida operacional prevista para o motor.

Este trabalho contém ainda os resultados da análise de elementos finitos 3D da falha da saia do pistão Cummins QV na condição de torque máximo, calculando-se as tensões mecânicas e cargas de inércia para dois projetos diferentes de saia.

As condições de contorno aplicadas na análise de carga lateral foram calculadas pelo PISDYN, da Ricardo North America, para duas condições diferentes de operação do motor Cummins Quantum: potência máxima e torque máximo.

Dentro dos objetivos do trabalho, ainda fala-se a respeito do lugar de diferentes atividades de confiabilidade em uma organização.

1. Introdução

Em Engenharia, *Confiabilidade* de um produto (componente, peça, unidade, etc.) é a probabilidade dele desempenhar suas funções dentro dos limites especificados, em um intervalo de tempo pré-determinado, sob dadas condições do meio. Em outras palavras, é a aptidão de um item de não cair em pane durante a utilização.

Uma boa compreensão dos princípios de Probabilidade e Estatística é essencial para um bom conhecimento de princípios de Confiabilidade.

A capacidade de abordar-se este assunto quantitativamente, e não somente do ponto de vista qualitativo, é ainda muito recente. Há poucas décadas atrás é que se desenvolveu um conjunto de técnicas para prever, medir, controlar e melhorar esta aptidão ao bom funcionamento.

De início, essas técnicas restringiram-se, face à sua importância estratégica, ao domínio militar, para ganhar em seguida outros setores. Hoje, alastra-se praticamente a todos os ramos de atividade, chegando muitas vezes a constituir-se numa necessidade vital.

Um fator que tende a impor a confiabilidade em todos os domínios, junto ao aspecto segurança, é a feição econômica. Se uma confiabilidade deficiente não tem sempre efeitos catastróficos, as consequências econômicas os seguem paripassu. As intervenções de manutenção de um equipamento, em pessoal, troca de peças, estoque de sobressalentes, etc, dependem diretamente da confiabilidade do item. Para equipamentos funcionando continuamente, por necessidade operacional, cada falha no seu funcionamento pode corresponder a uma imobilização do mesmo, acarretando perdas financeiras não desprezíveis. Isto sem falar das consequências quando esses equipamentos encontram-se integrados a um sistema complexo cuja saúde funcional muitas vezes repousa nas diretrizes dele.

Assim, a qualidade de um produto deve ser considerada como essencial, mas durante longo tempo conformamo-nos em aceitar aproximações empíricas para regular este problema.

O presente trabalho inspirou-se em uma necessidade existente na fábrica brasileira de pistões Metal Leve S. A.[#] em executar estudos mais efetivos de Métodos Estatísticos, em particular princípios de Confiabilidade Estrutural. A iniciativa partiu do grupo de Suporte de Engenharia, atendendo primeiramente necessidades do Centro Tecnológico de Ann Arbor. Os principais clientes da Metal Leve Inc. , principalmente no mercado interno dos Estados Unidos, utilizam-se de Métodos Estatísticos e Análise de Confiabilidade para a otimização dos seus projetos de Engenharia. A intenção do presente trabalho é fornecer uma ferramenta para o estudo restrito ao produto (por exemplo, análise do material), e não fluxo de processos de fabricação ou montagem de subsistemas. Desta forma, escolheu-se um modelo específico do produto para ilustrar a aplicação dos métodos . Trata-se de Pistões Articulados , mais especificamente a saia do pistão do motor Cummins Quantum QV. É utilizado em geradores (portanto, aplicação estacionária, com o motor funcionando praticamente todo o tempo em potência máxima). Poderíamos também aplicar técnica estatística diretamente em design de componentes, além da possibilidade de estabelecer outros critérios de

[#] A recente incorporação da Metal Leve pelo grupo alemão Mahle - atualmente maior fabricante mundial de pistões- poderá modificar as prioridades em relação aos projetos e decisões em andamento; entretanto, serão levados em consideração todas as afirmações aqui postas, referentes ao período em que o Autor realizou estágio na empresa.

2. Avaliação e Implementação da Confiabilidade no projeto de Pistões Diesel

A fim de atingirmos o objetivo em particular, será realizado um estudo comparativo de duas versões de um mesmo pistão em relação aos seus índices de confiabilidade. Inicialmente, é realizada uma análise estrutural das saias de pistão articulado a serem estudadas, integrando simulação de dinâmicas do pistão usando os programas PISDYN e ANSYS¹. O Critério de Goodman será aplicado para tal. Um ajuste entre modelos de elementos finitos gerados pelo PISDYN e ANSYS foi feito através do programa PRESSURE desenvolvido na Metal Leve. Este programa também aplica o campo de pressão hidrodinâmica gerado pelo PISDYN para o modelo ANSYS, como condições de contorno.

Pela definição inerente de confiabilidade, verifica-se a necessidade do emprego de modelos probabilísticos para caracterizar a operacionalidade de um sistema ou componente.

Os conceitos e métodos de análise de confiabilidade vêm sendo aplicados, atualmente, em diversos setores industriais, como aeroespacial, eletrônico, petroquímico, naval, nuclear, e começando a ganhar força no setor mecânico-metalúrgico, visando a redução das falhas operacionais dos diversos sistemas que compõem os produtos desenvolvidos pelas mesmas.

As técnicas de análise de confiabilidade podem ser aplicadas durante o projeto de um produto, bem como durante a sua vida operacional, avaliando-se as atividades de operação, manutenção e inspeção. No caso do Cummins QV, a análise aqui realizada faz-se um ano após a sua completa concepção, mas sem dados efetivos de funcionamento em campo (até junho de 1996, nenhum registro de falha foi verificado); apenas algumas horas de testes no laboratório de motores (cerca de 500 nas condições em que não ocorreu a falha, como será explicitada posteriormente).

Alguns pontos importantes devem ser ressaltados quanto à definição do nosso índice a ser perseguido:

- A confiabilidade tem natureza probabilística, com seu valor variando de 0 a 1;
- A confiabilidade é definida considerando-se um requisito de desempenho, o qual deve ser claramente estabelecido;
- A confiabilidade depende do intervalo de tempo considerado como vida útil do sistema;
- A confiabilidade é calculada para uma determinada condição de operação, sendo que se as reais condições de operação forem mais severas, a confiabilidade será menor.

A abordagem probabilística do cálculo do colapso por fadiga de pistões articulados baseia-se em conceitos de confiabilidade estrutural. Deste modo, as pesquisas exigem estudos das relações entre a resistência estrutural e o sistema de carregamento - a confiabilidade é definida aqui como a probabilidade de que essa resistência seja maior do que a tensão aplicada.

No projeto de um pistão articulado, uma atenção especial tem que ser dada para a estrutura da saia e sua performance. A simulação dinâmica do pistão usando capacidades elasto-hidrodinâmicas do PISDYN tem sido

¹ Estas simulações são feitas pela equipe de Engineering Support da Metal Leve.

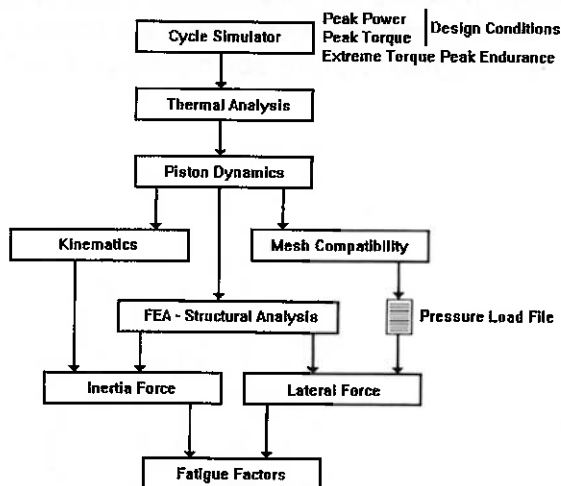


Figura 2 -Fluxograma da simulação numérica feita pelo fabricante.

O primeiro passo foi a simulação do ciclo do motor (Cycle Simulator) para as condições de teste da falha, quando a pressão da câmara de combustão, a temperatura e a transferência de calor por convecção foram geradas para todos os tempos do motor. Estas condições de contorno foram dados de entrada na análise térmica de elementos finitos para determinar o perfil a quente do pistão e a distribuição de temperatura. A carga lateral da saia ao longo de 720° da manivela foi também obtida dos resultados da pressão de combustão, conforme formulado na figura 3, a seguir:

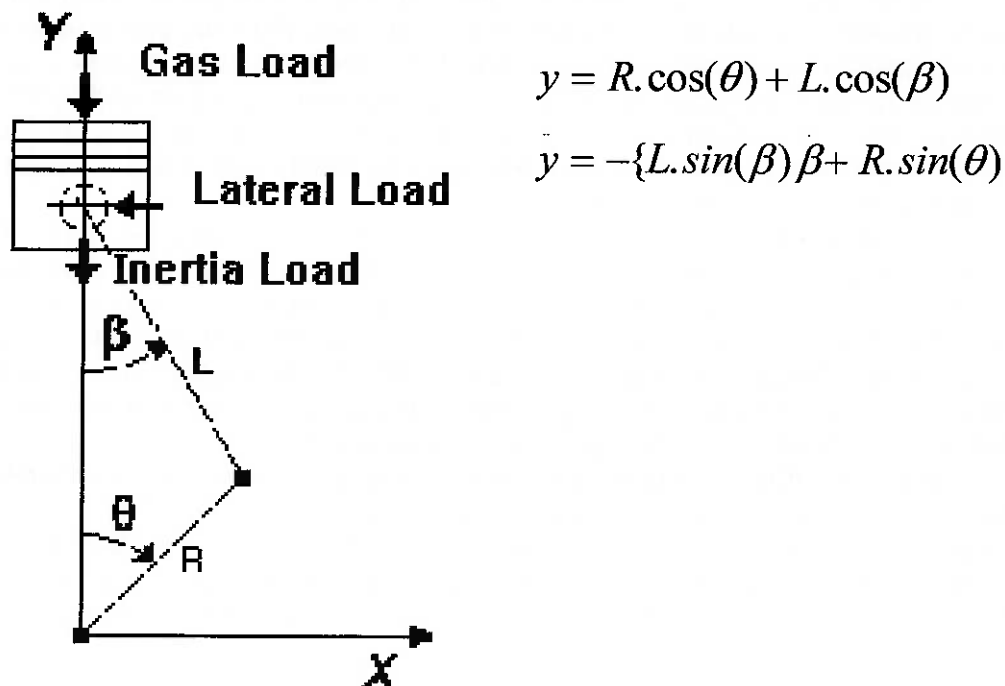


Figura 3 -Formulação das cargas do mecanismo de manivelas.

3. Terminologia

Confiabilidade: A confiabilidade é definida como a probabilidade de um dado produto ser bem sucedido em uma função especificada sem falhas, sob condições ambientais estabelecidas, por um determinado período de tempo.

Uma medida de confiabilidade é necessária para responder questões tais como: "Quanto o produto irá durar até quebrar?" "Qual proporção da população do produto falhará antes do período de garantia?" "Quanto tempo de garantia pode ser dado para um produto novo?" Em qualquer quantidade dada de produto, algumas unidades podem durar 800 mil milhas, algumas 1 milhão, e outras 1.2 milhão de milhas; em outras palavras o tempo de vida é uma variável aleatória. Quando questões devem ser respondidas considerando-se o comportamento de tais variáveis aleatórias, é necessário usar probabilidade, distribuições, médias e medidas de variabilidade. A confiabilidade, sendo uma função desta variável aleatória, é então expressa como uma probabilidade; e a estatística é usada em sua computação e previsão.

Deve ser percebido que, enquanto se define a confiabilidade de um produto, a função que se espera apresentar deve ser claramente especificada juntamente com uma definição do que constitui uma falha. Uma lâmpada será considerada falha quando queimar, um motor elétrico pode ser considerado falho quando receber muita corrente, e um carro de luxo pode ser considerado falho quando a direção se torna um pouco dura. Um pistão falhará quando engripar ou trincar. É necessário definir exatamente qual função do produto é esperada apresentar e o que seria considerado uma falha, antes que sua vida possa ser medida.

Além disso, nas condições sob as quais é esperada a performance de um produto, a função requerida também deve ser claramente especificada. A confiabilidade, sob um conjunto de condições operacionais, pode ser diferente de outra sob outro conjunto de condições operacionais.

Finalmente, a confiabilidade deve ser expressa como uma função do tempo. Em qualquer tempo específico, uma certa proporção da população do produto continuará a apresentar com sucesso a requerida função sem falhar. A confiabilidade pode ser interpretada para representar esta proporção da população que sobrevive além do tempo específico.

Falha: Término da capacidade de um item para desempenhar sua função requerida.

Mecanismo de Falhas: São os processos físicos,químicos-mecânicos ou físico-químicos que conduzem a uma falha.

Análise de Falhas: O exame lógico, sistemático de um item ou seu(s) diagrama(s) a fim de identificar e analisar a probabilidade, causas e conseqüências de falhas potenciais e reais.

Item: É qualquer parte, sub-sistema, sistema ou equipamento que possa ser considerado individualmente e ensaiado separadamente.

Dados de Ensaio: Dados obtidos através do ensaio.

A. Região de decréscimo da taxa de falha até a taxa se tornar constante. O decréscimo na taxa de falha é devido às unidades defeituosas na população - defeituosas devido ao material pobre ou má manufatura - falhando cedo e sendo reparados ou removidos da população. Esta região é conhecida como região de *mortalidade infantil*. A alta taxa de falha inicial ou longo período para mortalidade infantil indicaria esforços de controle de qualidade inadequados para partes e montagens. A duração deste período determina quanto uma queima (burn-in) é requerida.

B. Região de taxa de falha até a taxa começar a aumentar. Aqui, a falha ocorre não por causa de defeitos inerentes às unidades, mas por causa de ocorrências casuais ou acidentais de excesso de carga da força projetada. Como será visto mais tarde, a taxa de falha constante implica que a distribuição de vida de unidades nesta região segue lei exponencial. Esta região é conhecida como o *período de falhas casuais*.

C. Região de aumento da taxa de falha por causa de partes gastas. A falha ocorre devido à fadiga, envelhecimento e fragilidade. Esta região é conhecida como *período de desgaste*. O conhecimento de quando o desgaste começa ajuda a planejar substituições e vistorias.

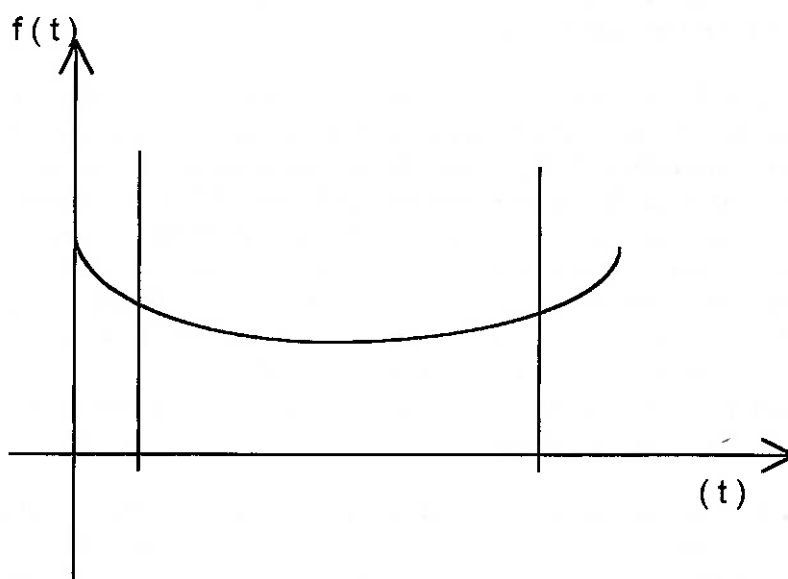


Figura 5- Curva Banheira

Depuração: É a operação de um equipamento ou item complexo antes de entrar em uso para que se possa detectar e substituir partes defeituosas ou na iminência de falhar, e para corrigir possíveis erros de fabricação ou de montagem.

Desgaste: O processo de deterioração que resulta em um aumento da taxa de falhas com o aumento da idade (ciclos, tempo, distância, eventos, etc...) de um item.

4. Conceitos de Confiabilidade Estrutural

4.1 Cálculo da Probabilidade de Colapso

A fim de determinar-se as funções densidade de probabilidade da solicitação e da resistência estrutural, foram desenvolvidos alguns métodos de análise de confiabilidade, nos quais são utilizadas aproximações, visando a simplificação do modelo de análise. Esta determinação da função densidade de probabilidade de resistência da estrutura é uma tarefa bastante complexa, tendo-se em vista a dificuldade da modelagem probabilística de todos os que influenciam um determinado tipo de colapso de uma estrutura ou componente mecânico.

Os modelos de análise de confiabilidade estrutural são classificados em três categorias, denominadas Nível I, II e III, com as respectivas complexidades crescentes.

O modelo de Nível I, denominado *Método Semi-probabilístico* caracteriza-se pela utilização de fatores de segurança parciais relativos às variáveis que governam o processo de colapso em estudo. Usualmente, são empregados fatores de segurança, empiricamente determinados, para: propriedades mecânicas dos materiais, limites de carregamento estrutural, defeitos introduzidos pelos processos de fabricação, etc...

Quanto ao modelo de tipo II, denominado *Método Probabilístico Condicionado*, o processo de colapso da estrutura é avaliado através da formulação de uma **função de estado limite** que o descreva, sendo esta a própria formulação empregada no eventual cálculo determinístico do colapso. Neste método admite-se que a configuração para a qual ocorrerá o colapso é aquela definida pelas teorias determinísticas, sendo calculada a probabilidade de ocorrência da mesma. As variáveis que definem tal função são representadas através das funções de densidade de probabilidade, que podem ser conhecidas ou estimadas. A essência de tal processo consiste em determinar qual a probabilidade desta função ser menor ou igual a zero, a qual representaria a probabilidade de falha da estrutura. As variáveis aleatórias empregadas na definição da função do "estado limite" são as mais importantes para descrição do fenômeno em estudo, e não necessariamente todas as variáveis que influenciam o mesmo. Na área de cálculo estrutural normalmente consideram-se o carregamento externo, as propriedades mecânicas do material fatores e algumas características geométricas da estrutura como variáveis aleatórias.

Com respeito ao modelo de nível III, denominado *Modelo Probabilístico Puro*, o processo de colapso da estrutura é calculado levando em conta todas as configurações de colapso que se tornam possíveis pela aleatoriedade das características mecânicas e geométricas da estrutura, e não apenas levando em consideração a configuração de colapso determinada por uma análise determinística. No modelo, todas variáveis envolvidas no estudo devem ter suas funções densidade de probabilidade conhecidas (de forma exata). Com este modelo determinam-se as funções densidade de probabilidade de resistência ($f_R(.)$) e solicitação ($f_S(.)$) para o processo de colapso em análise, permitindo o cálculo exato da probabilidade de colapso da estrutura, e portanto de sua confiabilidade. Entretanto, a complexidade deste modelo de cálculo cresce

O presente método foi desenvolvido na década de 60. O objetivo do desenvolvimento deste método foi a obtenção de um método racional simples, sem a necessidade de empregar-se procedimentos de integração complexos como no caso da utilização do modelo de Nível III. A aplicação deste método em problemas de cálculo de confiabilidade estrutural exige que a função do "estado limite" que expressa o colapso da estrutura seja linear, ou, em casos de funções não-lineares, as mesmas devem ser linearizadas. Outrossim este método exige o conhecimento do valor esperado e da variância de uma variável aleatória, não sendo necessário o conhecimento da função densidade de probabilidade das variáveis aleatórias que definem a função de estado limite.

Tendo em vista as duas propriedades supra-citadas relativas aos modelos de Nível II, o mesmo é referenciado em muitas bibliografias através da sigla FOSM ("First-Order Second-Moment").

Fundamentalmente, o método consiste na expressão da função do estado limite para o processo de colapso em estudo a partir de variáveis básicas, da seguinte forma:

$$Z = g(x_1, x_2, \dots, x_n).$$

As variáveis básicas normalmente representam carregamento externo, propriedades mecânicas dos materiais, dimensões estruturais, etc...

4.3 Incertezas Envolvidas no Cálculo da Probabilidade de Colapso

A definição da função do estado limite (z) envolve a avaliação das cargas atuantes e dos seus efeitos na estrutura, bem como da função limite de resistência estrutural da mesma. Nesta descrição deverão ser tomadas algumas decisões, que podem ser consideradas como fontes de incerteza no cálculo da confiabilidade. Dentre estas, podem ser citadas:

- i) Incerteza na previsão da variação da geometria da estrutura e de seus componentes, sendo esta considerada uma incerteza física, identificada com a natureza probabilística destas variáveis.
- ii) Incerteza na previsão das condições de carregamento a que a estrutura será submetida, principalmente nos casos de carregamento dinâmico variável ao longo do tempo, pois os cálculos probabilísticos dependerão fundamentalmente dos valores estimados para as mesmas.
- iii) Incerteza na previsão das probabilidades mecânicas do (s) material (i_s) que compõem (m) a estrutura.
- iv) Incerteza na previsão da alteração das propriedades mecânicas do material base induzidas pelo próprio processo de fabricação da estrutura, que

4.4 Fadiga

Fadiga de uma estrutura ou componente mecânico pode ser definida como um processo de fratura decorrente da aplicação repetida de cargas ou deformações, quando a aplicação de uma única vez desse carregamento não causa fratura do mesmo.

Para haver ocorrência do fenômeno de fadiga é necessário a existência de três fatores básicos, os quais são:

- i) presença de tensões cíclicas;
- ii) presença de tensões de tração;
- iii) presença de deformações plásticas localizadas.

A partir da definição do processo de colapso de fadiga, bem como das condições necessárias para a ocorrência do mesmo, pode-se observar que o processo de fadiga decorre da aplicação repetida de cargas, portanto ocorre ao longo de um período de uso da estrutura, embora a fratura do componente ocorra sem qualquer indicação prévia. Outrossim, o processo de fadiga ocorre em pontos localizados da estrutura, sendo que, normalmente, estes correspondem a áreas onde a magnitude das tensões cíclicas é elevada, pontos de mudança de geometria, locais onde ocorrem tensões residuais ou onde observam-se imperfeições do material base, sendo estas consideradas localidades propícias para ocorrência do processo de fadiga.

Finalmente, deve-se ressaltar que o processo de fadiga culmina no colapso do componente por fratura. Portanto, este caracteriza-se pela propagação de uma trinca até que esta atinja um comprimento tal que a estrutura não suporte o carregamento externo e falha por fratura frágil.

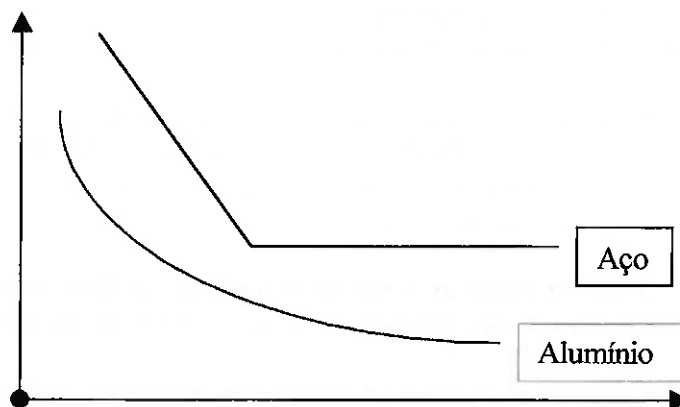
Podem ser distinguidas duas diferentes metodologias de resistência à fadiga de um componente mecânico ou estrutural:

- i) Aplicação das Curvas SN ;
- ii) Aplicação das Curvas $\frac{da}{dN} \times \Delta K$.

Estas curvas são obtidas através de ensaios, para os quais a técnica de execução, a geometria do corpo de prova, bem como a forma de apresentação dos resultados experimentais são normalizados.

Como observações relevantes sobre a curva SN , tem-se que através desta não é possível a distinção das fases de iniciação e propagação da trinca, bem como, em função das reduzidas dimensões do corpo de prova, o tamanho crítico da trinca que induz a fratura do mesmo também é reduzido.

Ressalta-se que as curvas SN têm sido tradicionalmente empregadas no projeto de componentes mecânicos como eixos, engrenagens, rodas, etc , bem como na previsão da vida de estruturas complexas, tais como plataformas oceânicas, casco resistente de submarinos, vasos de pressão, linhas de amarração de unidades flutuantes de exploração de petróleo, etc. Também é de grande valia



A primeira delas, típica do aço, indica que existe uma tensão, denominada tensão limite de fadiga, abaixo da qual o material não sofre a ruptura por fadiga, ou seja, abaixo de um certo valor de tensão cíclica o material tem vida infinita. Na mesma figura observa-se a curva SN típica para o alumínio, onde verifica-se que este material não apresenta tensão limite de fadiga, ou seja, para cada valor de tensão cíclica o material apresenta uma vida finita e numericamente determinada, indicando uma variação do comportamento da curva SN em função do material analisado.

Um fator que afeta significativamente o comportamento da curva SN é o valor da razão de tensão. Principalmente para estruturas com valor de tensão média diferente de zero, a correta determinação da influência do fator R é fundamental para a avaliação da vida em fadiga da estrutura.

Existe diversas relações empíricas propostas para corrigir o diagrama SN em função do valor de R, permitindo que seja calculada a vida em fadiga da estrutura, mesmo que esteja submetida a tensões médias diferentes do valor empregado nos testes. Dentre estas relações podem ser citadas a de Goodman modificada, a de Gerber e a de Soderberg.

Para obter-se as expressões para estas relações, bem como a nomenclatura empregada, consultar a referência bibliográfica [6].

Alguns autores propõem críticas às relações acima, afirmando que as tensões de escoamento e limite de resistência do material se alteram em função do carregamento cíclico. Tal fato é verdadeiro nas situações em que ocorre a plastificação do material, podendo ocorrer o amolecimento ou endurecimento do mesmo em função da ação do carregamento cíclico. Entretanto, para estruturas em que o carregamento, dada as condições de projeto, não cause tensões cujas magnitudes atinjam o valor da tensão de escoamento do material, este último trabalha em regime de proporcionalidade, não havendo o efeito do encruamento sobre as tensões de escoamento e limite de resistência. Desse modo as relações empíricas para correção do diagrama SN podem ser aplicadas com confiança para o cálculo da vida em fadiga destas estruturas.

Outros fatores que influenciam diretamente os resultados experimentais empregados no levantamento do diagrama SN são:

5. Fundamentos do Método Probabilístico Condicionado

Avançado

Uma premissa básica para a aplicação do modelo de Nível II é a linearidade da função do estado limite (Z). Entretanto, de modo geral, a função $g(x)$ é não linear. Neste caso, uma aproximação linearizada da mesma pode ser obtida através da expressão desta em uma Série de Taylor, selecionando-se os termos de 1ª ordem, tal como abaixo indicado:

$$Z = g(x)$$

Onde:

$x \dots$ é o valor de variáveis básicas de ordem n .

Expandindo-se em série de Taylor tem-se:

$$Z = g(x^*) + \sum_{i=1}^n (x_i - x_i^*) \cdot g_i'(x^*) + \frac{\sum (x_i - x_i^*)^2}{2!} \cdot g_i''(x^*) + \dots$$

Selecionado os termos de 1ª ordem, expressão da função de estado limite é aproximada por:

$$Z \cong g(x^*) + \sum_{i=1}^n (x_i - x_i^*) \cdot g_i'(x^*) \quad (5.1)$$

A equação (5. 1) pode ser expandida da forma:

$$Z \cong g(x^*) + \sum_{i=1}^n x_i \cdot g_i'(x^*) + \sum_{i=1}^n (-x_i^*) \cdot g_i'(x^*) \quad (5.2)$$

Os termos da expressão acima podem ser reagrupados da seguinte forma:

$$Z \cong g(x^*) + \sum_{i=1}^n x_i \cdot g_i'(x^*) + \sum_{i=1}^n (-x_i^*) \cdot g_i'(x^*) \quad (5.3)$$

ou

$$Z \cong c_o + \sum_{i=1}^n c_i x_i \quad (5.4)$$

onde

$$c_o = g(x^*) + \sum_{i=1}^n x_i^* \cdot g_i'(x^*)$$

$$c_i = g_i'(x^*)$$

Uma imprecisão apontada na metodologia exposta relaciona-se ao fato da necessidade de linearização da função de estado limite. Como o ponto de linearização, correspondente ao vetor formado pelo valor médio das variáveis básicas, situa-se em uma região de espaço para o qual $Z > 0$, sabe-se que quando maior for a distância deste ponto à superfície definida pela condição $Z = 0$, maior será o erro cometido no cálculo do índice de confiabilidade, devido a erros de definição da superfície para a qual a função de estado limite, linearizada em torno do ponto médio, assume o valor nulo. Nesta situação, o índice de confiabilidade é menor que o obtido caso fosse considerada a real superfície para a qual $Z = 0$.

Visando a solução do problema acima descrito, desenvolveu-se o Método Probabilístico Condicionado Avançado, no qual o ponto escolhido para a linearização da função do estado limite (Z) deve ser tal que a probabilidade de falha na estrutura seja maximizada, sendo que o mesmo se encontra na curva definida por $Z = 0$.

Mantendo-se a definição do índice de confiabilidade (β) como a relação entre a média e o desvio padrão, a função do estado limite (Z), pode ser definida da forma já linearizada, através da expressão abaixo:

$$Z \cong g(x^*) + \sum_{i=1}^n (x_i - x_i^*) g'_i(x^*) \quad (5.7)$$

O valor esperado da função Z é expresso por:

$$m_z \cong g(x^*) + \sum_{i=1}^n (m_i - x_i^*) g'_i(x^*) \quad (5.8)$$

e o seu desvio padrão é escrito da forma :

$$\sigma_z \cong \left[\sum_{i=1}^n (g'_i(x^*) \sigma_i)^2 \right]^{1/2} \quad (5.9)$$

No Método Probabilístico Condicionado Avançado o desvio padrão da função do estado limite linearizado é expressa a partir de uma combinação linear dos desvios padrões das variáveis básicas envolvidas no problema, da seguinte forma:

$$\sigma_z \cong \left[\sum_{i=1}^n \alpha_i g'_i(x^*) \sigma_i \right] \quad (5.10)$$

sendo o valor da constante de proporcionalidade α_i , referente a cada variável básica, determinado pela relação:

$$\alpha_i = \frac{g'_i(x^*) \sigma_i}{\left[\sum_{j=1}^n (g'_j(x^*) \sigma_j)^2 \right]^{1/2}} \quad (5.11)$$

Sabendo-se que o ponto de linearização encontra-se sobre a superfície definida por $Z = 0$, e aplicando-se as expressões (5.8) e (5.9) para a definição do índice de confiabilidade tem-se:

Conhecendo-se a função densidade de probabilidade que melhor se adapta na descrição de cada uma das variáveis básicas envolvidas no problema em estudo, sugere-se a aplicação do modelo desenvolvido por Rackwitz e Shov, para o qual é introduzida uma correção no cálculo do valor esperado e do desvio padrão da variáveis básica, procurando-se obter, no valor x_i^* uma equivalência entre os valores das funções densidade de probabilidade e distribuição acumulada que realmente descrevem o comportamento da variável e os valores destas mesmas funções calculadas para a distribuição normal.

A correção é executada através das seguintes expressões:

$$m_i^n = x_i^* - \Phi^{-1}[F_{x_i}(x_i^*)] \sigma_i^n \quad (5.14)$$

$$\sigma_i^n = \frac{f^n\{\Phi^{-1}[F_{x_i}(x_i^*)]\}}{f_{x_i}(x_i^*)} \quad (5.15)$$

onde

m_i^n valor esperado corrigido da variável básica x_i ;

σ_i^n desvio padrão corrigido da variável básica de probabilidade da variável básica x_i ;

$f_{x_i}(x_i^*)$ magnitude da função densidade de probabilidade da variável básica x_i ;

calculada no ponto $x_i = x_i^*$;

$F_{x_i}(x_i^*)$ magnitude da função distribuição acumulada da variável básica x_i , calculada no ponto $x_i = x_i^*$

$f^n(a)$ magnitude da função densidade de probabilidade normal reduzida, calculada para o ponto a ;

$\Phi^{-1}(b)$ valor da coordenada que corresponde a uma magnitude igual a b para a função distribuição acumulada da distribuição normal reduzida.

para condições de carga de amplitude constante, sendo X a fração da vida gasta pela amplitude de um certo número de ciclos a um dado nível de amplitude de tensão, sendo igual à razão entre o número de ciclos aplicados n e o número de ciclos total que provocaria a ruptura total, N . Se W representar a energia total efetiva despendida na ruptura tem-se que:

$$\frac{w_1}{W} = \frac{n_1}{N}, \frac{w_2}{W} = \frac{n_2}{N}, \dots, \frac{w_n}{W} = \frac{n_n}{N} \quad (5.17)$$

sendo que $W_1, W_2, \dots, W_n$ a energia dispendida durante $n_1, n_2, \dots, n_n$ ciclos para n níveis de tensão. Dado que

$$W_1 + W_2 + \dots + W_n = W$$

$$\frac{W_1}{W} + \frac{W_2}{W} + \dots + \frac{W_n}{W} = 1$$

Ou

$$\frac{n_1}{N_1} + \frac{n_2}{N_2} + \dots + \frac{n_n}{N_n} = 1$$

$$D = \sum_{i=1}^n X_i = \sum_{i=1}^n \frac{n_i}{N_i} = 1 \quad (5.18)$$

que é a expressão da regra Palmgren- Miner.

A aplicação desta regra ao estudo do comportamento à fadiga de um componente submetido a um espectro de carga de amplitude variável implica que esses espectros sejam decompostos numa série de espectros parciais de amplitude constante.

Segundo esta regra, se $D > 1$ ocorrerá ruptura por fadiga ao longo da vida prevista para o componente e se $D < 1$ o componente suportará o tempo previsto para sua utilização.

$$\delta = \frac{1}{N(S_a)} \quad (5.19)$$

onde:

Consideradas as seguintes variáveis probabilísticas aleatórias.

Δ valor crítico do dano acumulado, para o qual haveria ruptura por fadiga;

K_s coeficiente da curva SN;

$\sum_i S_{ai}^b$ somatória de amplitude de tensões atuantes na estrutura ao longo do período de tempo estudado.

Sendo que a estrutura sofrerá colapso por fadiga quando

$$g_s(x) \leq 0$$

Para aplicação dos métodos de Nível II avançados, é necessário o conhecimento da função densidade de probabilidade das variáveis aleatórias que compõem a função de estado limite.

Com respeito à representação do valor crítico do dano acumulado (Δ), este é tratado como uma variável com função densidade de probabilidade lognormal, com o valor crítico do dano acumulado expresso em termos de valor esperado e variância, obtidos através da compilação do trabalho de diversos pesquisadores.

Quando à função densidade de probabilidade da constante K_s , esta é considerada lognormal e depende da curva SN empregada no cálculo.

Com respeito à função densidade de probabilidade que caracteriza a $\sum_i^n S_{ai}^b$, esta somatória pode ter sua função densidade de probabilidade simulada por uma distribuição normal, mantendo fixo o valor de b.

$$E[S_{ai}^b] = \int_0^\infty S_a^b f_s(S_a) dS \quad (5.23)$$

e

$$E\left[\sum_{i=0}^{n-1} S_{ai}^b\right] = \sum_{i=0}^{n-1} E[S_{ai}^b] = nE[S_{ai}^b] \quad (5.24)$$

Tendo em vista que o objetivo deste estudo de confiabilidade é determinar a probabilidade de ocorrência do colapso por fadiga em um período específico de

t_s tempo de simulação empregado na solução da equação do movimento da estrutura.

Combinando as equações (5.26) e (5.27), obtém-se:

$$E\left[\sum_{i=0}^{n-1} S_{ai}^b\right]_T = E[S_{ai}^b] T \left(\frac{n_s}{t_s}\right) \quad (5.28)$$

Finalmente, para caracterizar a distribuição normal da expressão $\sum_{i=0}^{n-1} S_{ai}^b$ no intervalo de tempo $[0, T]$, resta calcular a variância da mesma.

Neste trabalho identifica-se uma metodologia para cálculo da variância de processos nos quais estão envolvidas distribuições gama-generalizada, como a que representa a função densidade de probabilidade de flutuações de tensão.

O cálculo de confiabilidade é executado considerando a função densidade de probabilidade de flutuações de tensão como uma distribuição de banda estreita, mais especificamente uma distribuição de Rayleigh, que é um caso particular da distribuição gama-generalizada. Nesta situação, utiliza-se um fator de correção, proposto pela American Society of Civil Engineer –SSCE, visando a correção dos resultados em função da distribuição de tensões não poder ser considerada de banda estreita.

Considerando-se que a distribuição da flutuação de tensão apresenta banda estreita, e sabendo-se que esta flutuação é um processo aleatório estacionário, Grandall e Mark propõem a seguinte formulação para cálculo do desvio padrão da somatória de tensões:

$$\frac{\sigma[\sum S_{ai}^b]}{E[\sum S_{ai}^b]} = \sqrt{\nu_o^* T} \left\{ \frac{f_1(b)}{\xi} - \frac{f_2(b)}{\xi^2 \nu_o^* T} + \frac{f_3(b)}{\nu_o^* T} \right\}^{1/2} \quad (5.29)$$

onde:

$E[\sum S_{ai}^b]$ valor esperado da somatória das amplitudes de tensões em “n” ciclos.

Desta forma o dano acumulado para um dado estado de solicitação, tendo P ciclos de tensão, é expresso através da seguinte formulação:

$$D_j = \frac{1}{K_s} \left[\sum_{i=1}^p S_{\sigma_i}^b \right]$$

onde $\left[\sum_{i=1}^p S_{\sigma_i}^b \right]_j$ é a soma das flutuações de tensão atuantes na estrutura em função da ação do carregamento atuante j, sendo esta uma variável probabilística.

O dano total acumulado durante toda a vida operacional da estrutura, através do critério de Palmgren-Miner, é computado pela soma ponderada dos danos causados pelas condições ambientais envolvidas (K), ou seja:

$$D = \left[\sum_{j=1}^k P_j D_j \right] \quad (5.32)$$

Onde P_j é a probabilidade de ocorrência de uma dada condição ambiental j.

Considerando-se a ação de K estados ambientais ao longo da vida da estrutura, a função "Estado Limite", passa a apresentar a forma:

$$Z_s = g_s(x) = \Delta - \frac{1}{K_s} \sum_{j=1}^k P_j \left[\sum_{i=1}^p S_{\sigma_i}^b \right]_j \quad (5.33)$$

onde a função $g_s(x)$ apresenta as seguintes variáveis

probabilísticas aleatórias: Δ , K_s e $\left[\sum_{i=1}^p S_{\sigma_i}^b \right]_j$ para $j = 1$ a k

A equação (5.33) é a função do estado limite para cálculo da probabilidade de colapso por fadiga de uma saia de pistão articulado, aplicando-se a curva SN. Ela é o ponto de partida para contabilizarmos o estado em que a estrutura em estudo resiste ou falha, de acordo com o valor que esta função assume.

e a probabilidade de falha é dada aproximadamente por:

$$P_f = \frac{\text{numero_de_falhas}}{\text{numero_total_de_tentativas} \cdot N} \quad (6.4)$$

6.1.1-Acerto-ou-Erro Monte Carlo

Suponha que nós queiramos calcular o valor numérico de uma integral da função limite, $0 \leq f(x) \leq 1$, onde, $0 \leq x \leq 1$:

$$J = \int_0^1 f(x) dx \quad (6.5)$$

A curva $y=f(x)$ pode ser extraída na unidade quadrada (Harr 1987). O valor da integral é a área limitada por esta curva dentro do intervalo $[0,1]$. Agora nós apanhamos n pontos aleatoriamente na unidade quadrada acima da curva. Destes, m pontos estão sob a curva $y=f(x)$; nós dizemos que eles são "acertos". Os outros $(n-m)$ pontos são chamados "erros". A integral J pode ser estimada por:

$$J \approx \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{m}{n} \quad (6.6)$$

Ao invés de tomar pontos, assuma que nós geremos um grupo de pares de números aleatórios uniformemente distribuídos ξ_x, ξ_y ; se $\xi_y < f(\xi_x)$ eles são acertos, e se $\xi_y > f(\xi_x)$, eles são erros. Repetindo o processo para um amplo número de tais pares de números aleatórios, a integral J pode ser estimada.

Defina como variáveis aleatórias de indicação:

$$I(x, y) = \begin{cases} 1 & \text{se } y < f(x) \\ 0 & \text{se } y > f(x) \end{cases} \quad (6.7)$$

$$f(x) = \int_0^1 I(x, y) dy \quad (6.8)$$

$$J = \int_0^1 \int_0^1 I(x, y) dx dy \quad (6.9)$$

e o indicador é:

$$\hat{J} = E[I(x, y)] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n I(\xi_x, \xi_y) = \frac{m}{n} \quad (6.10)$$

Numa explicação das técnicas de Monte Carlo, o acerto-ou-erro Monte Carlo é o método mais fácil para compreensão, particularmente se é explicado na forma de linguagem gráfica envolvendo uma curva circunscrita no quadrado. Por esta

$$S_t^2 = \frac{1}{n-1} \left\{ \sum_{i=1}^n I^2(\xi_i) - n \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n I(\xi_i) \right]^2 \right\} \quad (6.17)$$

$\hat{P}_f$ pode ser chamado de um estimador primitivo de Monte Carlo de μ_{pf} .

6.1.1.3-Exatidão e Número de Iterações

Como mencionado anteriormente, o exato valor de significado das iterações pode ser obtido apenas se um número infinito de iterações forem conduzidas. Por exemplo,

$$J \approx \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{m}{n} \quad (6.18)$$

$$\hat{P}_f = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n I(\xi_i) \quad (6.19)$$

Portanto, o número de iterações é diretamente relacionado à exatidão que esperamos de nossa simulação. Entretanto, na simulação de Monte Carlo, apenas um número finito de iterações são conduzidas, e um amplo número de iterações pode ser custoso e levar tempo. Por isso, queremos saber quantas tentativas são necessárias para atingir uma exatidão específica com um certo grau de confiabilidade. Apesar de que, com a enorme evolução de performance dos microprocessadores, torna-se relativamente simples o processo e geração de um número grande de iterações, e, conseqüentemente, obtenção de melhores resultados. Mas o problema é complicado, já que a variação da distribuição amostral é uma função da probabilidade a ser estimada.

Baseado no teorema central de limite, uma distribuição Gaussiana pode ser aplicada. Temos então:

$$P(-K_{\alpha/2} \sigma_{pf} \leq \hat{P}_f - \mu_{pf} \leq K_{\alpha/2} \sigma_{pf}) = 1 - \alpha = C \quad (6.20)$$

Para desenvolver a relação entre a exatidão e o número de iterações de Monte Carlo, Shooman(1968), sugeriu que μ_{pf} e σ_{pf} na equação anterior pode ser aproximada pela distribuição binomial, já que o resultado de cada tentativa pode ser classificado tanto como um "sucesso" como uma "falha". Deixe p denotar a probabilidade de sucesso, e $q = 1 - p$ denotar a probabilidade de falha. Se o número de tentativas é amplo, pode-se fazer da probabilidade de falha $\mu_{\hat{P}_f} = nq$ e o desvio padrão $\sigma_{pf} = \sqrt{npq}$ para $np \geq 5$ quando $p \leq 0.5$ (Ross 1987). Substituindo estes na equação (6.20), obtemos

$$P(-K_{\alpha/2} \sqrt{npq} \leq \hat{P}_f - nq \leq K_{\alpha/2} \sqrt{npq}) = C \quad (6.21)$$

Assumindo que ξ_i são os números aleatórios uniformemente distribuídos ($0 \leq \xi_i \leq 1$), o método de transformação inversa é usado para equacionar a ξ_i para $f_x(x_i)$ como segue:

$$f_x(x_i) = \xi_i \quad \text{ou} \quad x_i = F_x^{-1}(\xi_i) \quad (6.23)$$

Este método pode ser aplicado em variáveis para as quais uma função cumulativa de distribuição foi obtida de observação direta, ou uma expressão analítica para a função inversa cumulativa $F^{-1}(\cdot)$ exista.

6.1.2.2-Método de Rejeição

Se a distribuição cumulativa $F_x(\cdot)$ não possuir uma função inversa conhecida $F^{-1}(\cdot)$ ou não for fácil computar, o método de rejeição pode ser tentado. O método de rejeição (Hammersley e Handscomb 1964, Ross 1987, Butler 1956; gillespie 1975) consiste na extração de uma variável aleatória de uma distribuição de probabilidade apropriada e submetê-la a algum tipo de teste para determinar se será ou não aceito para uso.

Suponha que dois grupos de números aleatórios independentes ξ_1 e ξ_2 , onde ξ_2 é usado para simular a variável aleatória tendo a função de densidade $G(x)$ e ξ_1 é usada como um limite para determinar a aceitação ou rejeição para uso, forem geradas. Simulando ξ_2 de $G(x)$, a simulação de uma distribuição contínua tendo função de densidade $f(x)$ é conduzida. Nós escolhemos sucessivamente números aleatórios independentes ξ_1 e ξ_2 até que encontremos primeiro um par (ξ_{1i}, ξ_{2i}) que satisfaça

$$\xi_{1i} \leq \frac{f(\xi_{2i})}{cg(\xi_{2i})} \quad (6.22)$$

onde c é uma razão. Então nós admitimos $x = \xi_{2i}$, i.e., ξ_{2i} é aceito, sendo todos os pares anteriores rejeitados.

Os procedimentos para simulação de uma variável aleatória tendo função densidade de probabilidade $f(\cdot)$, são como segue:

passo1: Simule ξ_2 tendo função densidade de probabilidade $g(\cdot)$ e simule um número aleatório ξ_1 .

passo 2: Se $\xi_1 \leq f(\xi_2)/cg(\xi_2)$, atribua $X = \xi_2$; de outra forma, retorne para o passo 1.

$$P_f = P[g(X) \leq 0] = \int \dots \int \frac{I(x) f_x(x) dx}{f_x^*(x)} f_x^*(x) dx \quad (6.25)$$

onde $f_x^*(x)$ é a função de densidade de probabilidade de amostragem de importância. Por comparação, a expectativa da função de indicação na Eq. (6.25), pode ser escrita na forma:

$$P_f = E\left[\frac{I(x) f_x(x)}{f_x^*(x)}\right] = \mu_{pf} \quad (6.26)$$

Onde $x_1^*, x_2^*, \dots, x_n^*$ significam observações aleatórias da função de amostragem de importância, $f_x^*(\cdot)$. Então uma estimativa não propensa de $\hat{P}_f^*$ é dada por:

$$\hat{P}_f^* = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{I(x_i^*) f_x(x_i^*)}{f_x^*(x_i^*)} \quad (6.27)$$

A escolha de $f_x^*(\cdot)$ é bastante importante. Se a densidade $f_x^*(\cdot)$ foi escolhida de tal forma que há uma abundância de observações para as quais $I(X_i^*)=1$ e se a razão $f_x(x_i^*)/f_x^*(x_i^*)$ não muda muito com os diferentes valores de X_i^* , então $Var[\hat{P}_f^*]$ será muito menos que do que $Var[\hat{P}_f]$ [Eq.(6.16)]. Consequentemente, $\hat{P}_f^*$ requer muito menos observações que $\hat{P}_f$ [Eq.(6.15)] para atingir o mesmo grau de precisão.

A variância de $\hat{P}_f^*$ é dada por:

$$\begin{aligned} Var[\hat{P}_f^*] &= \frac{1}{n} \left\{ \int \dots \int \left[\frac{I(x) f_x(x)}{f_x^*(x)} \right]^2 f_x^*(x) dx - \mu_{pf}^2 \right\} \\ &= \frac{1}{n} \left\{ \int \dots \int \frac{[I(x)]^2 [f_x(x)]^2}{f_x^*(x)} dx - \mu_{pf}^2 \right\} \end{aligned} \quad (6.28)$$

A escolha ideal de f_x^* é obtida usando o cálculo:

$$\frac{\partial}{\partial f_x^*(x)} \left\{ Var[\hat{P}_f^*] + \lambda \left[\int \dots \int f_x^*(x) dx - 1 \right] \right\} = 0 \quad (6.29)$$

onde λ é um múltiplo Lagrangiano, que pode ser resolvido usando-se o cálculo de variações. Obtemos:

$$f_x^*(x) = \frac{|I(x) f_x(x)|}{\int \dots \int |I(x) f_x(x)| dx} \quad (6.30)$$

1- A avaliação das probabilidades de modos de falha em sistemas de complexas linhas de eventos.

2- A avaliação de probabilidades de falha de pressão em embarcações por meio de tentativas seguindo o processo estocástico de formação de ruptura, detecção de ruptura e crescimento de ruptura.

3- A avaliação das consequências de acidentes por meio de tentativas seguindo o processo estocástico de variação de densidade populacional.

Gore et al. (1989) relatou que seu trabalho de pesquisa no cálculo de probabilidades condicionais integradas de rupturas reatoras em embarcações sobre a vida útil de fábricas usa o método de Monte Carlo.

O código de análise de simulação da integridade de embarcações (VISA) (Simonem et al. 1986) foi usado para calcular a probabilidade de ruptura reatora de embarcações (i.e., através do crescimento do muro da ruptura resultante da superpressurização, que por sua vez foi resultado de falha do sistema de correção do enfraquecimento por superpressurização). O código VISA desempenha uma análise mecânica de ruptura determinística para temperatura e pressão transitórias e calcula fatores de intensidade de enfraquecimento e temperaturas através da parede da embarcação como uma função do tempo durante o transitório. VISA, então, desempenha a simulação de Monte Carlo na qual os valores da profundidade da ruptura e da resistência da embarcação são amostrados aleatoriamente e utilizados para estimar a probabilidade condicional de ruptura na embarcação.

Takashima et al. (1984) apresentou um estudo sobre aplicação do método Monte Carlo para avaliar a possibilidade que a ocorrência de fragilidade num "container" de armazenagem de aço esférico HT80 pudesse ser induzida por defeitos residuais durante os testes de pressão.

Outras aplicações típicas incluem confiabilidade de fadiga (Ichikawa et al. 1983, Itagaki e Shinozuka 1972) e avaliação, e previsão de consequências socioeconômicas de uma falha acidental de um sistema de armazenamento de água (Ganoulis 1987).

Recentemente, estudos sobre o desenvolvimento de uma simulação nova ou modificada de Monte Carlo têm sido apresentados.

Deodatis e Shinozuka (1989) relataram que eles desenvolveram uma técnica para avaliar analiticamente e numericamente o espectro de livre-distribuição acima de limites da variabilidade da resposta de sistemas estocásticos. Os sistemas de estruturas examinados consistem de suportes elásticos linearmente e suportes estatisticamente determinados e indeterminados submetidos à cargas estáticas. A avaliação numérica dos limites é feita por meio da rápida técnica de simulação de Monte Carlo, que requer um tamanho de amostragem extremamente pequeno. Essencialmente a técnica rápida de simulação de Monte Carlo é um método para estimar numericamente a função de resposta de variabilidade, na qual a avaliação analítica é particularmente embaraçosa mesmo para um sistema simples estocástico. No estudo de Deodatis e Shinozuka, o número requerido de simulações para convergência usando o método rápido de Monte Carlo, é usualmente menor

7. Um sistema para Confiabilidade

Existem vários métodos estatísticos para definição, medição e elaboração de previsões sobre confiabilidade. Ao lado destes métodos estatísticos, existem poucos organizados que se aproximam do que tem sido usado na efetuação das metas da confiabilidade. Estes serão tratados neste capítulo. Mais uma vez um dos padrões militares MIL-STD-785B é usado como um recurso básico. O padrão militar descreve um sistema, e seus vários componentes devem estar no lugar no sentido de obter a confiabilidade em produtos. Alguns dos importantes componentes do sistema são descritos abaixo.

7.1 Metas da Confiabilidade

Estabelecer o objetivo da confiabilidade é o primeiro item na agenda do programa de confiabilidade. Este objetivo é escolhido para o sistema total no mais alto nível. Por exemplo, um fabricante de máquina a Diesel escolherá a confiabilidade para a máquina, e um fabricante de caminhão escolherá o objetivo da confiabilidade para o caminhão total.

A meta selecionada deverá ser baseada em história prévia, um registro do competidor, ou demandas do cliente, e razoável julgamento do que pode ser executado. O custo total de desenvolvimento, fabricação, operação, e manutenção do equipamento, ou o custo do ciclo-de-vida, influenciariam também a seleção das metas de confiabilidade. A meta deveria ser fixada juntamente com a especificação por exigência de performance do produto e condições esperadas do meio.

7.2 Distribuição

A meta de confiabilidade escolhida para o sistema total seria, então, distribuído para o próximo nível de subsistemas. Esta distribuição é um processo repetitivo cumprido a fim de obter metas de subsistemas que combinariam razoavelmente às capacidades dos subsistemas. Isto é executado, primeiramente, preparando o modelo de confiabilidade ou diagrama em bloco (DEB) que refletiria o relacionamento funcional dos subsistemas para a função do sistema. É claro, em qualquer estágio no desenvolvimento do produto, o modelo apenas refletiria o nível corrente de detalhes obtidos no processo do projeto. O modelo pode ser atualizado conforme progride o processo do projeto.

Existem métodos estatísticos discutidos que podem ser usados para obter a confiabilidade do sistema das confiabilidades dos subsistemas. As confiabilidades dos subsistemas neste estágio são valores estimados, ou aqueles providos pelos fornecedores dos subsistemas ou valores publicados para itens desatualizados.

Poucas repetições são necessárias para alocar a meta do sistema para os subsistemas, de tal maneira que maiores confiabilidades são exigidas de subsistemas mais capazes, a fim de acomodar os subsistemas menos capazes. Mais frequentemente do que nunca, isso se tornará aparente durante este processo de alocação, ao menos para alguns dos subsistemas cuja capacidade não satisfaz

8. A Organização da Confiabilidade

Para qualquer programa de confiabilidade ser bem sucedido, deveria haver uma organização da confiabilidade na companhia, formada por qualificados engenheiros de confiabilidade, com a responsabilidade de planejar, iniciar, monitorar e coordenar as atividades de confiabilidade. Parece haver uma concordância entre as autoridades que os engenheiros que estão familiarizados com as fases de projeto e fabricação de um produto, quando treinados em métodos de confiabilidade, seriam melhor ajustados à performance das funções de confiabilidade. A ajuda de estatísticos com avançado conhecimento pode ser procurada quando as complexidades dos problemas de confiabilidade justificam tal ajuda. O grupo da confiabilidade deveria ser adequadamente formado (staffed) e ter um orçamento proporcional com a quantia de trabalho envolvido.

Onde deveria ser situada a unidade da confiabilidade na organização? Tradicionalmente, elas estão localizadas ou no grupo de qualidade ou no grupo de engenharia de projetos. A organização da qualidade é feita de pessoas com habilidade e perícia semelhante àquelas necessárias ao trabalho da confiabilidade. A localização no grupo de engenharia tem a vantagem de que o trabalho de confiabilidade tem muito a fazer pela engenharia, e a engenharia pode beneficiar muito o trabalho de confiabilidade. Há também um argumento de que a confiabilidade deveria ser responsabilidade de um grupo independente de qualidade e engenharia, desde que tivesse a habilidade de avaliar criticamente ambas as atividades, que são os maiores contribuintes da confiabilidade.

Onde a unidade de confiabilidade está situada na organização depende do tamanho desta, da extensão do trabalho de confiabilidade necessário, da disponibilidade corrente de peritos e da cultura da organização com respeito à habilidade de grupos de trabalho um com o outro. Independente de já onde a unidade esteja situada, é importante que haja uma unidade de confiabilidade que inclua um gerente de confiança com responsabilidade para a coordenação do trabalho relativo à confiabilidade, e pessoas com capacidades em engenharia e métodos estatísticos que possam trabalhar com pessoas engajadas em atividades sobrepostas à confiabilidade.

Nem todas as organizações de produção necessitam extensos departamentos de confiabilidade. Uma firma de fabricação de parafusos de madeira ou de produção de ferro fundido não necessitarão um departamento de confiabilidade porque não existe uma complexa relação entre os componentes e os conjuntos; existem projetos provados e o custo de falha não é grande. Por outro lado, uma fábrica que produza bomba de combustível de automóveis, sistema de freios, ou transmissão, deve estar preocupada com a confiabilidade e deve ter um pessoal capaz adequadamente agrupado a apresentar as funções exigidas para alcançar as metas de confiabilidade.

8.1 Revisões de Projeto

As revisões de projeto são os pontos importantes em um programa de confiabilidade, significando monitorar o progresso na direção das metas de confiabilidade feitas por um grupo de pessoas que tenha a responsabilidade pela

O essencial para a eficácia do RFAAC é a forma do relatório de falha, que incluiria as seguintes informações:

- sinais da falha e seus efeitos
- condições envolvendo a falha (carga, temperatura, umidade, etc.)
- identificação (ou rastreamento) da falha do componente
- tempo de operação na falha (ciclos, quilometragem, etc.)
- data/tempo de falha
- identificação do modo de falha
- análise de todas as falhas do componente
- ação de reparo tomada para tornar o equipamento operacional
- ação corretiva necessária para prevenir reocorrência de tal falha

O relatório de falha deveria ser iniciado em cada falha e o equipamento ou componente falho deveriam ser adequadamente etiquetados com o número de série do relatório de falha pertencente ao item nele escrito.

O RFAAC também deveria favorecer revisões periódicas do sistema de circuito fechado para garantir que estágios de relatório, análise, e ação corretiva para cada falha sejam adequadamente seguidos.

8.3 Previsões de Confiabilidade

Assim como a distribuição ou alocação é uma aproximação descendente (topdown) para determinar as exigências de confiabilidade dos subsistemas, conjuntos, subconjuntos, e partes, a previsão é o método ascendente (bottom-up) para assegurar a confiabilidade do sistema inteiro das confiabilidades dos componentes e conjuntos, conforme o projeto progride e os dados se tornam disponíveis na confiabilidade dos componentes. As previsões caindo abaixo do nível de exigência, em qualquer nível, indicariam necessidade por atenção. A simplificação do projeto, os componentes de mais alta qualidade, a melhoria do meio, a redundância, etc., deveriam ser aperfeiçoados a fim de melhorar a confiabilidade prevista. Por outro lado, uma séria deficiência pode apontar para a necessidade de outra repetição da alocação de confiabilidade para melhor combinar as exigências e previsões.

As previsões deveriam ser feitas tão cedo quanto possível, e atualizadas conforme os detalhes do projeto fossem sendo decididos. Embora as primeiras previsões sejam grosseiras, elas provêm informação para determinar a praticabilidade da confiabilidade do sistema naquele estágio. Conforme o projeto progride e os esboços no papel são convertidos em componentes e subconjuntos, os dados dos testes de confiabilidade podem ser incorporados nas previsões, e as previsões se tornam mais confiáveis.

As previsões não deveriam ser feitas como a confiabilidade alcançada no equipamento; a confiabilidade alcançada no equipamento pode ser obtida apenas de resultados dos testes.

3. Roteiro de aplicação dos componentes (carga, meio, etc., condições incluindo procedimentos de avaliação*);
4. Procedimentos de teste, investigação ou aprovação de componentes.

Quando um componente não padrão é proposto para a seleção, ele deveria ser aprovado somente depois que todas as opções que incluíssem componentes padrão tivessem sido investigados.

8.6 Teste de Confiabilidade

O teste de confiabilidade é discutido a fim de enfatizar seu papel como parte do sistema de confiabilidade. O teste é usado para avaliar a confiabilidade dos produtos em vários estágios: no estágio de desenvolvimento, para descobrir deficiências no projeto e para monitorar o crescimento em confiabilidade; depois da produção, para demonstrar o encontro das especificações da confiabilidade; e para eliminar a possibilidade de componentes delicados afetarem a confiabilidade do equipamento através das primeiras falhas.

Procedimentos de vários testes têm sido planejados para encontrar os diferentes objetivos acima mencionados. A seleção de um procedimento de teste próprio, de acordo com as necessidades da ocasião, ajudariam na obtenção de máxima informação com o mínimo de teste. Embora exercícios de previsão provenham informações úteis na confiabilidade com propósitos de estimativas para estudar a praticabilidade ou fazer a distribuição, apenas o teste pode provar a confiabilidade inerente obtida em um produto. Portanto, o teste serve como um importante componente do sistema de confiabilidade.

Quando possível, o teste de confiabilidade deveria ser combinado e integrado com o teste de performance para economizar o custo de testes. Tanto quanto possível, o teste do meio deveria ser realístico no sentido de estimular as condições nas quais o equipamento basicamente tem trabalhado. Quando possível, o teste deveria ser feito por um grupo independente da produção para evitar tendências nas avaliações. É essencial que registros completos sejam mantidos nos testes de projetos, esquemas, falhas observadas, ações corretivas tomadas, análise de dados e resultados finais.

8.7 Sumário do Sistema de Confiabilidade

Uma aproximação sistemática é necessária para iniciar, monitorar e sustentar atividades para executar as metas da confiabilidade. Uma organização formada com pessoas qualificadas a apresentar trabalho de confiabilidade é necessária para estabelecer metas, manter esquemas, e coordenar atividades relativas à confiabilidade. As revisões de projeto provêm a checagem necessária nos estágios apropriados do desenvolvimento do produto para assegurar que a confiabilidade seja dada consideração própria juntamente com a performance, capacidade de produzir, custo, etc. Um sistema de relatório de falhas é necessário

* A avaliação é o método de seleção de um componente para condições menos severas que suas condições avaliadas a fim de obter uma melhoria da confiabilidade.

9. Análise Numérica da Saia do Pistão Articulado de Interesse

Procurando enquadrar-se em limites determinados por lei de emissão de gases de exaustão, fabricantes de motores Diesel tiveram que desenvolver soluções inovadoras ao longo dos últimos dez anos envolvendo melhores processos de combustão, controles eletrônicos de injeção de combustível e altura reduzida do *top land*, o que aumentaram as cargas térmicas e mecânicas em pistões. Vários fabricantes de motores então tomaram um rumo em direção ao conceito de pistão articulado, que proveu o incremento necessário na resistência estrutural na cabeça (material ferroso) e saia de alumínio leve, para objetivos de orientação de trajetória.

Durante o desenvolvimento de um desses motores (QUANTUM QV - CUMMINS), entretanto, uma condição de sobrecarga não prevista no motor foi aplicada, e ocorreu uma falha estrutural na saia. A aproximação numérica completa para a análise desta falha e propostas de solução é apresentada, mostrando a combinação de saídas do PISDYN de saia versus campos depressão linear e o modelo de elementos finitos tridimensional do pistão completo. A validação da metodologia com testes adicionais de motores pode ser comprovada.

9.1 Descrição da Falha

Em condições de teste de potência máxima, o projeto inicial da saia não apresentou nenhuma falha estrutural. Durante o desenvolvimento do motor, no entanto, uma condição de teste não prevista denominada *extreme peak torque* (torque máximo) foi aplicada, e trincas na saia ocorreram em dois pontos indicados na figura 6. Uma delas desenvolveu-se abaixo do furo para pino, e a outra na parte inferior da bandeja de óleo.

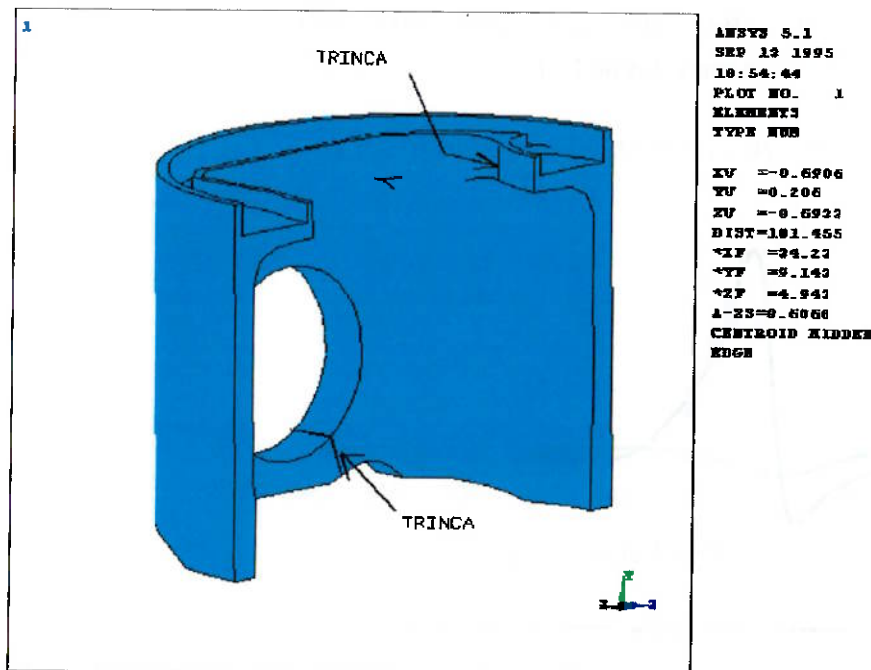


Figura 6- Localizações das falhas na primeira versão de saia (baseline)

- Piston Dynamics (PISDYN - Dinâmica do Pistão)

O PISDYN foi usado para simular dinâmicas secundárias do pistão. Dois projetos de saia de pistão foram simulados:

versão 1 - linha básica, que falhou na condição de torque máximo;

versão 2 - projeto proposto, com furo para pino reforçado.

Os campos de pressão hidrodinâmica e as distribuições de pressão de contato para a versão 1 são mostrados nas figuras 9 e 10, a seguir:

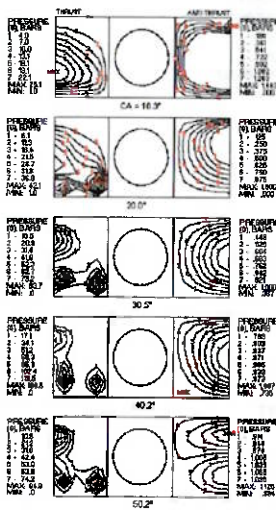


Figura 9 - Campo de pressão hidrodinâmica

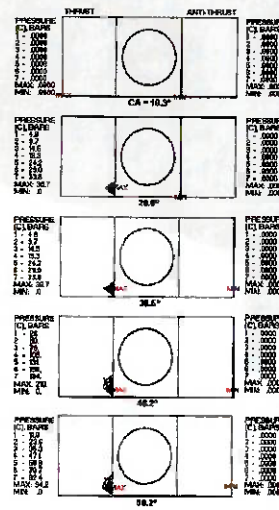


Figura 10 - Campo de pressão de contato

Do mesmo modo, as figuras 11 e 12, abaixo, mostram resultados para a versão 2 da saia.

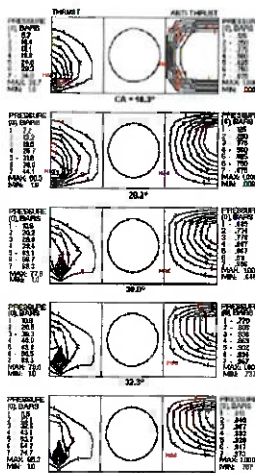


Figura 11 - Campo de pressão hidrodinâmica

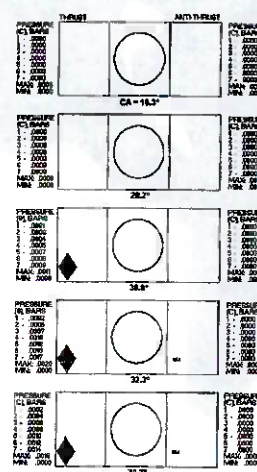


Figura 12 - Campo de pressão de contato

O campo de pressão hidrodinâmica aplicado como uma carga lateral no modelo da saia no ANSYS é mostrado na figura 15, a seguir:

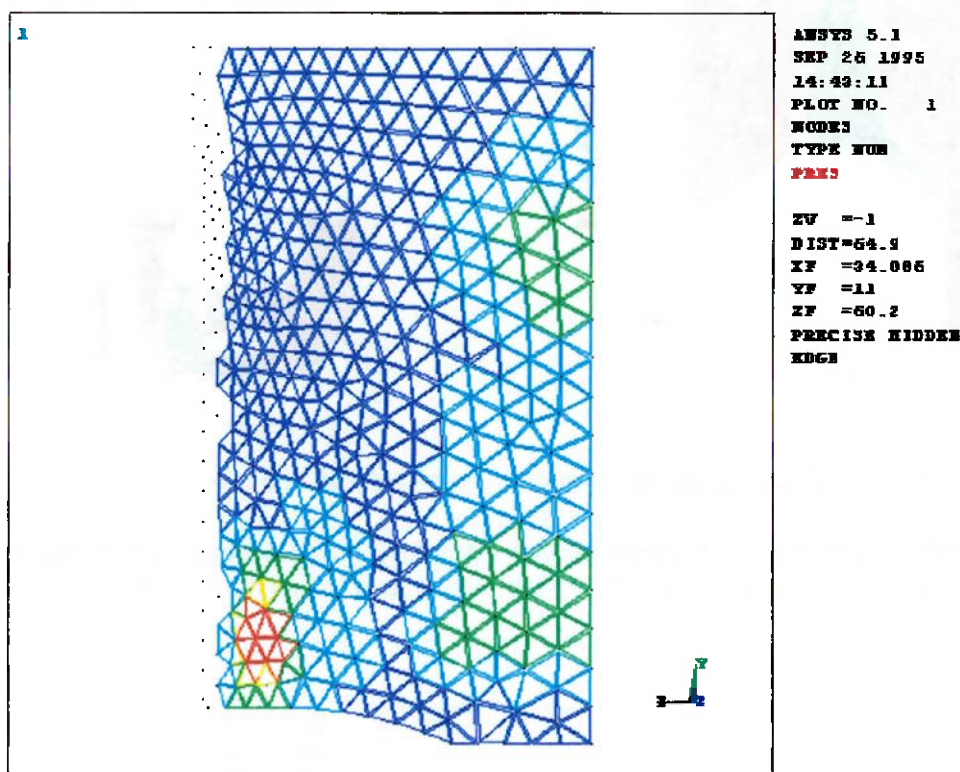


Figura 15- Distribuição hidrodinâmica de pressão na saia (MEF)

9.4 Análise Estrutural

Tendo cargas laterais correspondentes à pressão de combustão e inércia sido aplicadas às versões 1 e 2 da saia, saídas gráficas foram geradas.

A figura 16 mostra o gráfico das tensões σ_3 devidas à carga de gás lateral na condição de torque máximo para a versão 1 da saia, onde pode-se notar que a máxima pressão de compressão ocorreu próxima à localização da trinca na parte inferior do furo para pino (163.7 MPa).

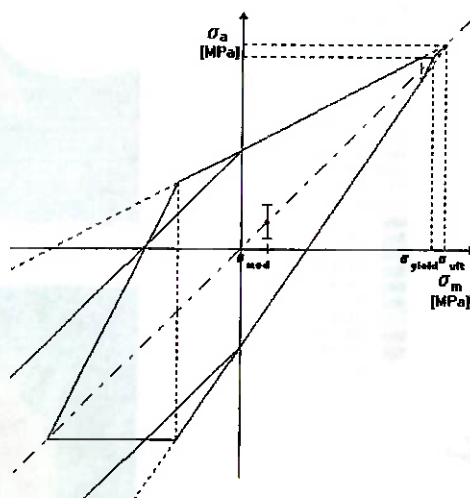


Figura 18

A figura 19 mostra a distribuição do fator de fadiga da versão 1, e claramente nota-se que o valor mínimo do fator de fadiga (1.2) ocorre na localização exata da trinca do furo para pino e a parede interna da parte inferior da bandeja de óleo. Por este motivo, o modelo é capaz de reproduzir ocorrências de trincas, e a proposta de solução poderia ser avaliada por esta metodologia.

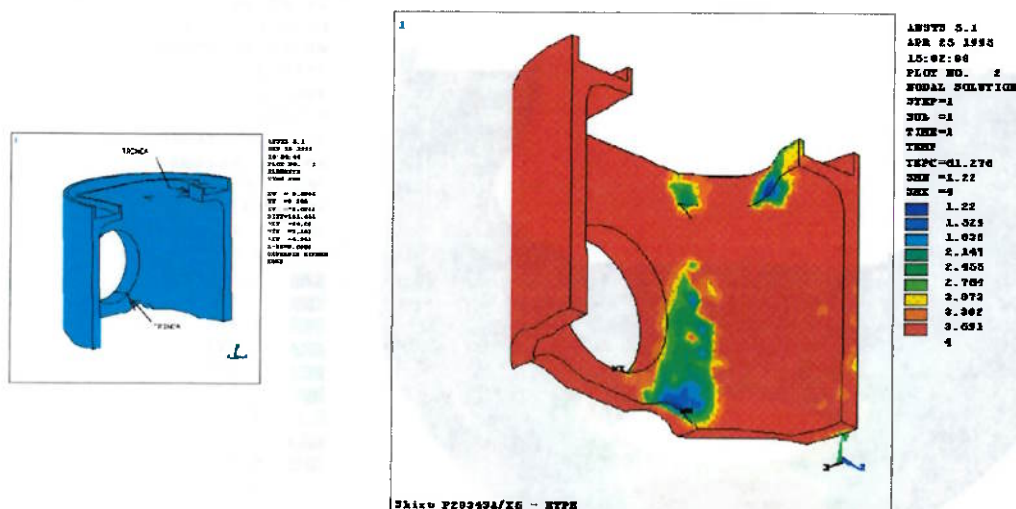


Figura 19- Fatores de fadiga – saída versão 1

As figuras 17, 18 e 19 são diagramas para a versão 2 das tensões σ_3 (devidas à carga lateral de gás), σ_1 (carga de inércia) e fatores de fadiga, respectivamente.

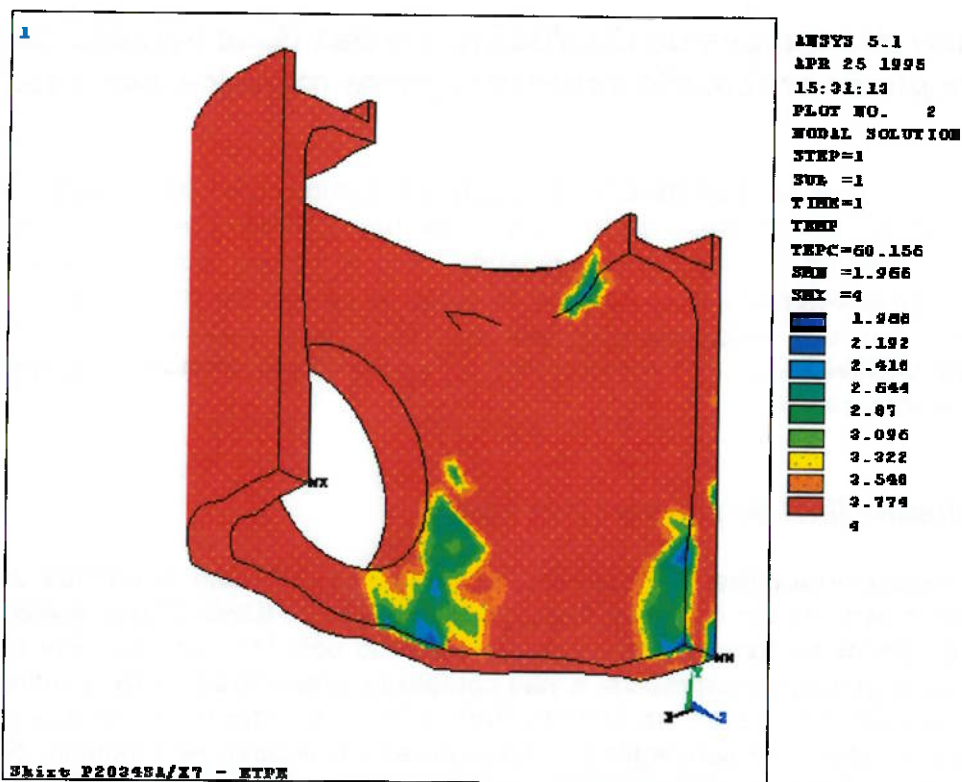


Figura 22- Fator de fadiga—saia versão 2 (Proposta)

Os fatores de fadiga mostram na figura 22 indicação de uma melhora, com valores de 2.2 no furo para pino e 2.6 na parede da bandeja de óleo, que estão dentro das recomendações de projeto da Metal Leve.

- média :

$$E\left[\sum_{i=1}^p S_{Fi}^b\right] = E[S_{Fi}^b] \cdot T \cdot \left(\frac{n_s}{t_s}\right)$$

onde:

T ... tempo considerado para cálculo da probabilidade de colapso.

$$T = 10 \text{anos} * 8 \text{h/dia} = 28800 \text{h}$$

t_s ... tempo de simulação empregado no cálculo do comportamento dinâmico.

$$t_s = 500 \text{h}$$

n_s ... número de ciclos de tensão observados durante o tempo de simulação.

$$n_s = 500 \text{h} * 1300 \text{rpm} = 3,9.E + 7 \text{ciclos}$$

b ... expoente da lei que define o diagrama SN .

$$b = 7,43136$$

$$\text{Portanto, } E\left[\sum_{i=1}^p S_{Fi}^b\right] = 23,353 \cdot \frac{3,9E+7}{500} \cdot 28800 = 5,246E+10$$

- desvio padrão:

Utilizando-se uma aproximação proposta em uma das referências, tem-se que:

$$\frac{\sigma\left(\sum_{i=1}^p S_{Fi}^b\right)}{E\left(\sum_{i=1}^p S_{Fi}^b\right)} = \left[\frac{f_1(b)}{\xi v_o^+ T} \right]^{1/2}$$

onde:

$$v_o^+ T = \left(\frac{n_s}{t_s}\right)^T \text{ ... número de ciclos esperados no intervalo de tempo } [0, T]$$

ξ ... coeficiente de amortecimento.

$f_1(b)$... função específica.

Para a análise do problema específico, iremos nos basear em uma liga fictícia, com características bem próximas à que seria razoável em empregar-se neste tipo de aplicação. Assim, temos os dados da curva $\varepsilon'N$, que é escrita da forma:

(norma SAE J1099_ "SAE HANDBOOK")

$$\frac{\Delta\varepsilon}{2} = \left(\frac{\Delta\varepsilon e}{2} \right) + \left(\frac{\Delta\varepsilon p}{2} \right) \quad (10.1)$$

onde:

$\Delta\varepsilon$... variação total de deformação cíclica.

$\Delta\varepsilon e$... variação total de deformação elástica.

$\Delta\varepsilon p$... variação total de deformação plástica.

A equação anterior pode ser escrita da forma:

$$\frac{\Delta\varepsilon}{2} = \left(\frac{\sigma'_e}{E} \right) (2N_F)^b + \varepsilon'_F (2N_F)^c \quad (10.2)$$

deformação elástica deformação plástica

sendo N_F o número de ciclos de deformação a qual o material é submetido.

A partir de um conjunto de dados, para efeitos de cálculo, é possível traçar o gráfico de flutuação de deformação $\left(\frac{\Delta\varepsilon}{2} \right)$ x número de reversões $(2N_F)$.

Com o material sendo submetido à deformação elástica (através da verificação na saída de "elementos finitos", onde as tensões estão abaixo da tensão de escoamento do material), a equação toma a forma:

$$\frac{\Delta\varepsilon}{2} = \frac{\Delta\varepsilon e}{2} \left(\frac{\sigma'_F}{E} \right) (2N_F)^b \quad (10.3)$$

a qual pode ser transportada na curva SN pela seguinte relação:

$$\Delta\varepsilon e E = 2(\sigma'_F)(2N_F)^b$$

pela Lei de Hook $\Delta\varepsilon e E = S$
flutuação de tensão

$$S = 2\sigma'_F (2N_F)^b$$

ou

$$S^{-1/b} (2N_F) = (2\sigma'_F)^{-1/b} \quad (10.4)$$

$\bar{K}_s$ caso em que há uma alteração no coeficiente angular (b) que define a curva SN). A condição 3 restante representa uma variação (diminuição) do desvio padrão de Δ .

Uma tabela com os dados de entrada pode ser expressa por:

	Condição 1		Condição 2		Condição 3	
	Média	Sigma	Média	Sigma	Média	Sigma
Δ	1	0,53	1	0,53	1	0,4976
$\bar{K}_s$	1,419E+14	0,8326	7,261E+15	1,36	1,419E+14	0,8326
$\left(\sum_{i=1}^p S_n^i\right)$	5,246E+10	3,085E+7	5,246E+10	3,085E+7	5,246E+10	3,085E+7

Tendo em vista que na definição da função de estado limite estão envolvidas variáveis aleatórias não normalmente distribuídas, na utilização do Método Probabilístico Condicionado Avançado considerou-se uma correção proposta por Rackwitz e Skov.

10.3 Implementação do módulo do Método de Monte Carlo

O segundo método de cálculo desenvolvido foi a Simulação pelo Método de Monte Carlo. Primeiramente tentou-se utilizar o Método Primitivo, para o caso específico das três variáveis envolvidas terem distribuições lognormais (o que já chegamos à conclusão de que não é verdade). Nenhum resultado se obteve através deste método, provavelmente por haver algum erro de modelagem.

Partiu-se então em direção ao algoritmo do Método da Transformada Inversa. A metodologia apresentada mostra-se correta, apesar de os resultados apontarem para uma maior probabilidade de colapso da estrutura, em todos os conjuntos de dados de entrada.

A razão principal da escolha dos referidos métodos foi a simplicidade de implementação, apesar da desconfiança a respeito da eficiência do método para o problema proposto. Partindo-se do pressuposto da baixa probabilidade de colapso da estrutura, certamente haveria métodos muito melhores, como por exemplo o Método de Monte Carlo por Amostragem de Importância. Mas exigiria uma dose extra de refinamento do modelo, o que está fora dos objetivos deste trabalho, que é o de apresentar apenas uma metodologia para abrir-se uma discussão para a solução deste tipo de problema.

Como já sabemos, a Função de Estado Limite a ser simulada é dada por

$$g_s(x) = D - \frac{\sum S_a}{K_s}$$

1. Gere um $\varepsilon_i \approx U[0,1]$
2. Substitua o valor ε_i obtido acima em $\hat{\eta}_D = e^{(\hat{\theta}_D \varepsilon_i + \hat{\mu}_D)}$
3. Gere um $\varepsilon_j \approx U[0,1]$
4. Substitua o valor ε_j obtido em $\hat{\eta}_{S_{K_i}} = e^{(\hat{\theta}_{S_{K_i}} + \hat{\theta}_{K_i}) \varepsilon_j + \hat{\mu}_{S_{K_i}} + \hat{\mu}_{K_i}}$
5. Faça $\hat{\eta}_D - \hat{\eta}_{S_{K_i}}$. Se $\hat{\eta}_D - \hat{\eta}_{S_{K_i}} \leq 0$, então $\|_f(i) = 1$. Caso contrário, $\|_f(i) = 0$.
6. Repita os itens 1-5 até que se completem o número desejado de iterações.
7. No final faça $\frac{\sum_{i=1}^K \|_f(i)}{K}$.

Críticas ao método adotado:

1. Como é sabido a priori que $p_f < 10^{-1}$, provavelmente um método de redução de variância seja melhor $\rightarrow$ resultados mais eficientes.
2. Não sabemos qual o gerador de números pseudo-aleatórios utilizado (função RANDOM do Pascal !!!). Portanto não sabemos qual é sua capacidade e qualidade de "geração". Pode constituir-se em um fator de discrepância na análise dos resultados.

Problemas estatísticos:

1. Estimação dos parâmetros!

Temos que se $x \approx \log \text{Normal}(\mu, \sigma^2)$ então

$$f(x) = \frac{1}{x\sqrt{2\pi\sigma}} e^{\frac{-(\log x - \mu)^2}{2\sigma^2}} \quad (0, \infty)^{(x)}$$

$$\text{Portanto, } \left. \begin{array}{l} E(x) = \int_0^\infty x f(x) dx \\ E(x^2) = \int_0^\infty x^2 f(x) dx \end{array} \right\} \rightarrow \text{Var}(x) = E(x^2) - E^2(x)^5$$

Este seria um método pelo qual os dados de entrada seriam perfeitamente determinados, e não sabemos até que ponto estas relações são satisfeitas neste trabalho.

Finalmente, após várias tentativas de se descobrir o algoritmo para a implementação do Método da Transformada Inversa, chegou-se aos passos abaixo:

1. Gere um $\varepsilon_i \approx U[0,1]$
2. Calcule Z tal que $Z = \phi^{-1}(\varepsilon_i)$

11. Conclusões

Os resultados obtidos para o índice de Confiabilidade (que se relaciona com a probabilidade de colapso de estrutura), considerando as características das funções densidade de probabilidade das variáveis aleatórias conforme condições 1, 2 e 3, pelo Método Probabilístico Condicionado Avançado, são apresentados a seguir:

	Condição 1	Condição 2	Condição 3
beta	1.88679284668979	1.88679284668979	2.00964746094542
Pf	3,01 % (500 h)	3,01 % (500 h)	2,28 % (500 h)
G'	1.0000000	1.0000000	1.0000000
Alfa	1.00E+0000	1.00E+0000	1.00E+0000
X*	-2.09E-0007	-2.09E-0007	-5.77E-0007

O resultado obtidos para a condição 1 servirá de base para a análise das duas outras condições.

Para a condição 2, com aumento do desvio padrão relativo a $\bar{K}_s$, tem-se que não há alteração dos índices de confiabilidade em relação aos valores obtidos para a condição 1.

Com relação ao índice de Confiabilidade obtido para a condição 3, procurou-se analisar uma situação na qual há uma diminuição do "espalhamento" dos dados que caracterizam as distribuição de Δ , sendo este representado pela diminuição do respectivo desvio padrão da variável. O resultado que se obteve foi um aumento do índice de Confiabilidade da versão 2 da saia de pistão articulado. Constatado que com a diminuição do desvio padrão relativo a Δ , há um sensível aumento do índice de confiabilidade em relação ao valor obtido para a condição 1, tal fato pode indicar que o índice de Confiabilidade da estrutura tem grandes indícios de ser fortemente afetado pela incerteza associada ao dano crítico (Δ).

Esta constatação indica um maior necessidade de estudos estatísticos visando a correta caracterização do valor médio e do desvio padrão associados ao dano crítico, visando uma redução na incerteza envolvida no cálculo do índice de confiabilidade de estruturas, associado ao fenômeno de colapso por fadiga.

Outras simulações podem ser feitas com a variação de alguns parâmetros, a fim de chegarmos a algumas conclusões interessantes.

Com relação aos efeitos da variação da inclinação da curva SN , representada pelo coeficiente angular b , sobre o índice de confiabilidade procurado, temos condições de dizer que, inicialmente, a variação da inclinação da curva SN altera a vida em fadiga prevista para a saia. O aumento de b acarreta uma redução da vida prevista da estrutura, enquanto que a redução implica um aumento na vida prevista para a mesma.

12. Comentários Finais

Inicialmente é preciso ressaltar a importância do emprego de métodos probabilísticos quando da avaliação da possibilidade de ocorrência de colapso por fadiga. Não faz sentido tomar decisões com relação a qualidade do projeto, baseando-se unicamente em informações obtidas através de cálculos determinísticos.

A utilização de modelos determinísticos na análise do fenômeno da fadiga, durante o projeto das estruturas supra citadas, é justificável apenas nas fases iniciais do mesmo, considerando uma única condição de carregamento, possivelmente a de maior probabilidade de ocorrência, procurando avaliar os seus efeitos no aspecto de comprometer a vida operacional exigida para estrutura, constante de seus requisitos de projeto.

Como extremo oposto ao cálculo determinístico, tem-se o desenvolvimento de um projeto probabilístico completo, no qual são consideradas, através de uma descrição de suas propriedades estatísticas, todas as variáveis que envolvem a definição de comportamento de uma estrutura quando submetida à ação de carregamento aleatório, tais como: dimensões dos perfis estruturais, propriedades mecânicas do material (módulo de elasticidade, resistência à fadiga), coeficientes empíricos utilizados para caracterizar a ação do carregamento externo, carregamento ambiental, geometria e dimensão dos eventuais defeitos introduzidos ao longo do processo de fabricação, especificamente do efeito do meio ambiente sobre as propriedades do material, etc. A execução deste tipo de projeto ainda não é viável, tendo em vista as dificuldades na elaboração de um procedimento de cálculo visando a determinação da probabilidade de colapso da estrutura, bem como a complexidade, e duvidosa eficiência, de um levantamento dos dados supra citados em padrões puramente estatísticos. Outrossim, pode ser discutida a validade do emprego de um modelo de tamanha complexidade, sob o aspecto de que uma função da grande quantidade de variáveis envolvidas no processo de cálculo, pode haver uma perda de sensibilidade no sentido de definir quais das variáveis relacionadas no cálculo exercem maior influência sobre o processo de colapso em estudo, no caso específico, a fadiga.

Alternativamente, visando a eliminação das dificuldades associadas ao projeto probabilístico completo, pode ser empregado o modelo probabilístico condicionado, conforme abordagem adotada nesta tese. Neste último, empregando-se algumas simplificações na análise do processo de colapso, através da prévia definição das variáveis que exercem maior influência sobre o mesmo, equaciona-se uma função de estado limite, expressa através de variáveis com padrões estatísticos, que supõe-se governar o fenômeno em estudo. Com a solução da função supra citada, que envolve a definição do valor para o qual esta se anula, define-se o denominado índice de Confiabilidade, que indica a probabilidade da estrutura ou componente operar conforme seus requisitos de projeto, durante um período determinado de tempo e submetido às condições previamente especificadas.

Especificamente no estudo ora desenvolvido, procurou-se avaliar probabilisticamente o fenômeno de fadiga de uma saia de pistão articulado.

13. Bibliografia

- (1) Ireson, William G.,- **Handbook of Reliability Engineering and Management**, 1988.
- (2) Krishnamoorthi,K. S. - **Reliability Methods for Engineers**, Milwaukee, 1992.
- (3) Lewis, Elmer E. - **Introduction to Reliability Engineering**, 1987.
- (4) Merrion, David F. - **Diesel Engine Design For the 1990s**, SAE Inc., 1994.
- (5) Rodrigues, Raul - **Confiabilidade e Controle de Qualidade**, apostila FEI.
- (6) Souza, Gilberto F. M. - **Análise de Confiabilidade Estrutural à Fadiga de Risers Rígidos**, tese (doutorado) Universidade de São Paulo - Departamento de Engenharia Mecânica, São Paulo, 1994.
- (7) Souza, Gilberto F. M. - **Notas de Aula PMC 889** EPUSP.
- (8) Tsai, Pingfang - **Product Design Optimization Using Statistical Methods**, Paper SAE International, 1992.
- (9) Zottin,W; Lopez, Luis M. V.; Clemente, M. - **Numerical analisys of articulated piston skirt failure**, São Paulo, 1995.
- (10) Humes; Melo; Yoshida; Martins – **Noções de Cálculo Numérico**, São Paulo, 1994.
- (11) **Reliability Analysis in Engineering Applications.**

ANEXOS

COMPLEMENTOS DE CÁLCULOS

COMPLEMENTO: - Cálculos preliminares para a obtenção de $E[S_a^b]$ - AFOSM

Para a versão 2 da saída, temos que:

$$\sigma_{3MN} = \frac{-102,049 + 13,324}{2} = -44,3625 \text{ MPa}$$

$$\sigma_{3B} = \frac{-183,778 + 88,337}{2} = -47,7205 \text{ MPa}$$

↑
PONTO CRÍTICO

(composição da carga lateral com a carga total)

$$\sigma_{1MN} = \frac{-0,193655 + 6,9}{2} = 3,3531725 \text{ MPa}$$

$$\sigma_{1B} = \frac{-2,776 + 9,791}{2} = 3,5075 \text{ MPa}$$

Desprezando-se o efeito de cisalhamento, temos que

$$\sigma_{eqM} = \sqrt{\sigma_{1M}^2 + \sigma_{3M}^2 - \sigma_{1M} \sigma_{3M}} = 49,5674 \text{ MPa}$$

↑
TENSÃO ALTERNADA PARA MODELO DE FADIGA

$$\sigma_{1A} = 2,776 + 9,791 = 12,567 \text{ MPa}$$

$$\sigma_{3A} = 183,778 + 88,337 = 272,115 \text{ MPa}$$

$$\sigma_{eqA} = \sqrt{\sigma_{1A}^2 + \sigma_{3A}^2 - \sigma_{1A} \sigma_{3A}} = 266,05 \text{ MPa}$$

Supondo σ_{eqA} normal, temos que $\left\{ \begin{array}{l} \text{média} = 266,05 \text{ MPa} \\ \text{desvio-padrão} = 53,21 \text{ MPa} (\sim) \end{array} \right.$

$$\Rightarrow E[S_a^b] = \int_{-\infty}^{+\infty} s^b \cdot f_s(s) ds = 23,353$$

**MÉTODO PROBABILÍSTICO
CONDICIONADO
AVANÇADO
(PROGRAMA-FONTE ,
ENTRADAS E SAÍDAS)**

```

Program ConfSN;
uses crt;
const zero = 1e-6;
type vetor = array[1..100] of real;

var
    func,
    auxfunc,
    auxfunc1,
    auxfunc2,
    auxbeta,
    auxbeta1,
    auxbeta2,
    betafinal,
    betaant,
    fator1      :double;
    desvmaior,
    desvio,
    beta        : real;
    q,
    maximo,
    i            : integer;
    encontrou,
    intervalo,
    first,
    primeiro,
    flag        : boolean;
    P,
    boc,
    m,
    Md,
    Glinha,
    Sigma,
    Sigd,
    Xaster,
    alfa,
    Xaux        :Vetor;
    data,
    Grav        :text;
    dt,
    caminho     :string[20];

(*Calcula a derivada da funcao G(X*) *)
procedure deriv(Xaster:vetor;var dGaster:vetor);
var cont:integer;
begin
    dGaster[2]:=0;
    dGaster[1]:=1;
    for cont:=3 to maximo do
        begin
            dGaster[2]:=dGaster[2] + ((p[cont]*Xaster[cont])/(Xa
ster[2]*Xaster[2]));

```



```

Readln(dt);
assign(data,dt);
reset(data);
Writeln('Entre com o numero de condicoes de carregamento:');
);

Readln(maximo);
For i:=1 to maximo do
begin
  Write('Entre com m(',i,'):');
  Readln(data,m[i]);
  Writeln(m[i]);
  Md[i]:=M[i];  {* guarda a media da distribuicao *}
  Write('Entre com o desvio padrao de m(',i,'):');
  Readln(data,Sigma[i]);
  Writeln(Sigma[i]);  {* guarda o Sigma da distribuicao *}
  Sigd[i]:=Sigma[i];
  If i>2 then
  begin
    Write('Entre com P(',i,'):');
    Readln(data,p[i]);
    Writeln(p[i]);
    Write('Entre com t(',i,'):');
    Writeln(boc[i]);
    Readln(data,boc[i]);
    p[i]:=p[i]*boc[i];
  end;
  Xaster[i]:=Md[i];  {* faz X* igual a media *}
  delay(50);
end;

clrscr;
gotoxy(36,12);
Write('Aguarde!');
{Looping para o calculo de Beta (iterativamente)}
Repeat {1}
{Looping para calculo do ponto de linearizacao de G(X*)}
Repeat {2}
  deriv(Xaster,Glinha);
  For i:=1 to maximo do
  begin
    If (i<>1) or (i<>2)
    then flag:=true
    else flag:=false;
    Sigma[i]:=Sigmaicor(Xaster[i],Sigd[i],flag);
    m[i]:=Micor(Xaster[i],md[i],flag);
  end;
  fator1:=0;
  For i:=1 to maximo do
    fator1:=fator1+sqr(Glinha[i]*Sigma[i]);
  fator1:=sqrt(fator1);
  For i:=1 to maximo do
  begin

```

```

        end;
        beta:=(auxbeta1+auxbeta2)/2;
    end
    else begin {Caso G(X*) esteja "longe" de zero, rotina p
ara aproximar Beta}
        If not primeiro
        then begin
            betaant:=auxbeta;
            auxfunc:=func;
            auxbeta:=beta;
        end;
        func:=G(Xaster);
        If not primeiro
        then begin
            If (auxfunc > zero) and (func > zero)
            then beta:=beta+0.1;
            If (auxfunc < zero) and (func < zero)
            then beta:=beta-0.1;
            If ((auxfunc > zero) and (func < -zero))
or ((auxfunc < -zero) and (func > zero))
            then begin
                intervalo:=true;
                auxbeta:=betaant;
            end;
            If abs(func) <= zero
            then begin
                betafinal:=beta;
                encontrou:=true;
            end;
        end
        else begin
            If func > zero
            then beta:=beta+0.1;
            If func < -zero
            then beta:=beta-0.1;
            If abs(func) <= zero
            then begin
                betafinal:=beta;
                encontrou:=true;
            end;
            primeiro:=false;
        end;
        If not encontrou
        then For i:=1 to maximo do
            Xaster[i]:=Md[i];
        end;
        gotoxy(3,3);
        Writeln(func);
        Writeln(beta);
        Until (encontrou) ; {1}

    clrscr;

```

Entrada de dados para a condição 1:

1.0
0.53
1.419E+14
0.8326
5.24596364311E+10
3.085E+2
1.0
1.0

Entrada de dados para a condição 2:

1.0
0.53
7.261E+15
1.36
5.24596364311E+10
3.085E+2
1.0
1.0

Entrada de dados para a condição 3:

1.0
0.4976
1.419E+14
0.8326
5.24596364311E+10
3.085E+2
1.0
1.0

beta= 1.88679284668979E+0000

G`	Alfa	X*
1.0000000	1.00E+0000	-2.09E-0007

beta= 1.88679284668979E+0000

G`	Alfa	X*
1.0000000	1.00E+0000	-2.09E-0007

beta= 2.00964746094542E+0000

G`	Alfa	X*
1.0000000	1.00E+0000	-5.77E-0007

**MÉTODO DE
MONTE CARLO
(PROGRAMA-FONTE ,
ENTRADAS E SAÍDAS)**

Ent.dat (Arquivo de entrada para a Condição 1)

1.00

0.53

52460000000

30850000

141900000000000

2.3

10000

Ent2.dat (Arquivo de entrada para a Condição 2)

1.00

0.53

52460000000

30850000

7261000000000000

1.36

10000

Ent3.dat (Arquivo de entrada para a Condição 3)

1.00

0.4976

52460000000

30850000

141900000000000

2.3

1000

Program MC;

```
{* Este modulo faz o calculo do indice de confiabilidade de      *}
{* uma determinada estrutura a partir de dados estatisticos      *}
{* relativos a esta estrutura, segundo o metodo de Monte Carlo*}
```

uses crt;

```
var num_it      : longint;    (* Numero total de iteracoes *)
    contif ,
    i            : integer;
    Z_Positivo  : Boolean;
    pf ,
    MD,
    SD,
    MSa,
    SSa,
    MKs,
    SKs,
    ei,
    ej,
    ek,
    etaD,
    etaKs,
    etaSa,
    dif,
    P,
    Z,
    Integral,
    X,
    Aux,
    inicial      : real;
    data,
    Grav        : text;
    Dt,
    Caminho      : string[20];
```

```
Function f_(X:Real):Real;
{* Calcula valor numerico que assume a funcao densidade de
   probabilidade segundo uma distribuicao normal reduzida *}
Begin
    f_ := sqrt(1/6.283)*exp(-X*X/2);
End;
```

```
Function Calcula_Probabilidade(X:Real) :Real;
{* Calcula valor da Integral que denota a probabilidade
   segundo a tabela da normal reduzida, atraves da
   aproximação pela formula de Simpson      *}
Begin
    Calcula_Probabilidade := (X/6)*(f_(0) + 4 * f_(X/2) + f_(
X));
```

```

Assign (data,dt);
Reset (data);
Write ('Entre com o valor da media do Dano Critico : ');
Readln (data,MD);
Writeln (MD);
Write ('Entre com o valor de Sigma do Dano Critico : ');
Readln (data,SD);
Writeln (SD);
Write ('Entre com o valor da media de Sa : ');
Readln (data,MSa);
Writeln (MSa);
Write ('Entre com o valor de Sigma de Sa : ');
Readln (data,SSa);
Writeln (SSa);
Write ('Entre com o valor da media de Ks : ');
Readln (data,MKs);
Writeln (MKs);
Write ('Entre com o valor de Sigma de Ks : ');
Readln (data,SKs);
Writeln (SKs);
Write ('Entre com o valor do numero de iteracoes : ');
Readln (data,num_it);
Writeln (num_it);
contif := 0;
i := 1;
While i <= num_it do
  Begin
    ei := Random;
    etaD := Calcula_eta((MD),(SD),ei);
    ej := Random;
    etaKs := Calcula_eta(ln(MKs),ln(SKs),ej);
    ek := Random;
    Z_Positivo := True;
    Z := Z_inicial(ek,Z_Positivo) - 0.01;
    P := 0;
    Repeat
      Z := Z + 0.01;
      P := Calcula_Probabilidade(Z);
    Until P >= ek;
    If Z_Positivo = False
      Then Z := -1*Z;
    etaSa := Calcula_eta(ln(MSa),ln(SSa),Z);

    dif := etaD - etaSa/etaKs;
    If dif <= 0 Then contif := contif + 1;
    i := i + 1;
  End;
Writeln ('O valor de etaD e : ',etaD);
Writeln ('O valor de etaSa e : ',etaSa);
Writeln ('O valor de etaKs e : ',etaKs);

pf := contif/num_it ;

```

CONGRESSO SÃO CARLOS



ESCOLA POLITÉCNICA DA UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO

Cálculo da Confiabilidade de uma saia de pistão articulado

A fim de obtermos uma ferramenta auxiliar ao estudo de predição de vida de uma saia de pistão articulado de motor Diesel, em que não se atinge o valor mínimo de fator de fadiga desejado, aplica-se aqui uma ferramenta estatística capaz de calcular o índice de confiabilidade em uma condição específica de operação.

A abordagem proposta envolve a utilização do **método probabilístico condicionado avançado** no cálculo da probabilidade de colapso por fadiga, assim como do **método de simulação de Monte Carlo**, a fim de efetuarmos uma análise de sensibilidade dos principais parâmetros envolvidos.

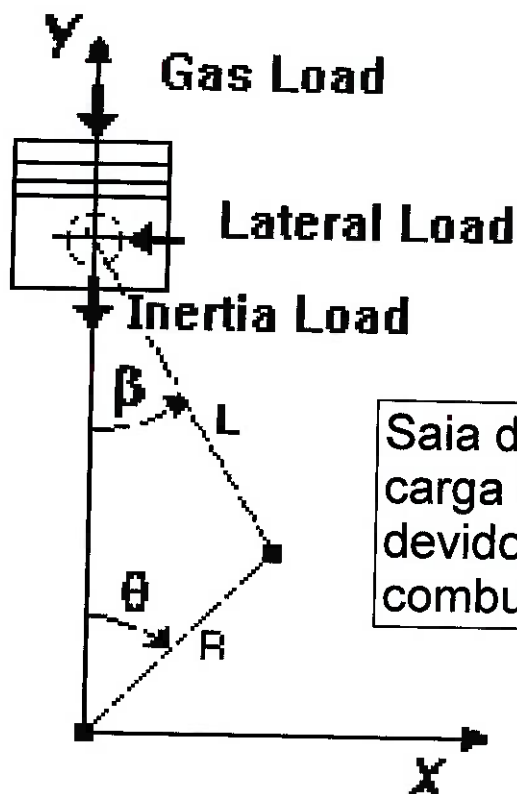
Este trabalho contém os resultados da análise de elementos finitos 3D da falha da saia do pistão Cummins QV na condição de torque máximo, calculando-se as tensões mecânicas e cargas de inércia para dois projetos diferentes de saia.

As condições de contorno aplicadas na análise de carga lateral foram calculadas pelo PISDYN, da Ricardo North America, para duas condições diferentes de operação do motor Cummins Quantum: potência máxima e torque máximo.

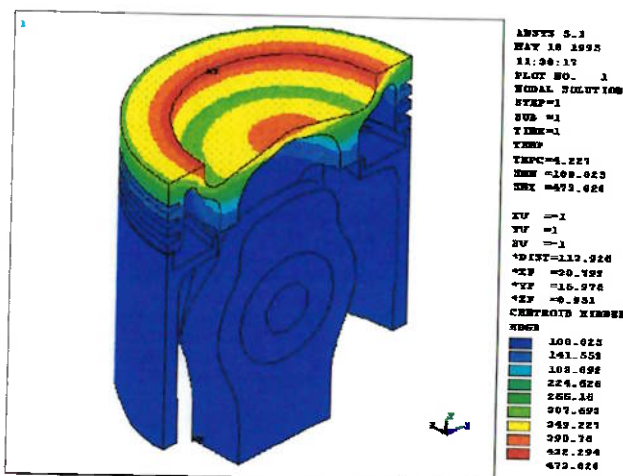


ESCOLA POLITÉCNICA DA UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO

Cálculo da Confiabilidade de uma saia de pistão articulado



Saia de pistão articulado absorve carga lateral transmitida pelo pino, devido a carga de pressão de combustão.



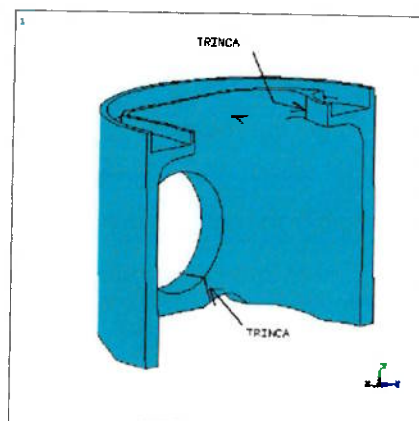
Modelo 3D do pistão articulado em estudo.



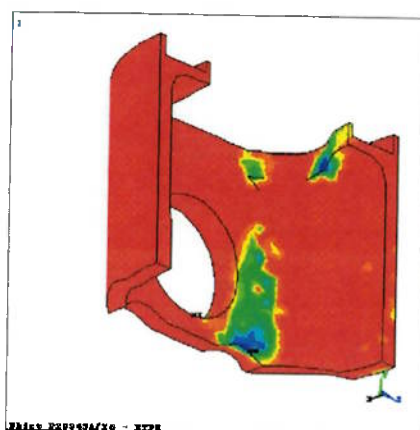
ESCOLA POLITÉCNICA DA UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO

Cálculo da Confiabilidade de uma saia de pistão articulado

Descrição da falha



ANVS 5.1
SEP 13 1998
18:04:44
PLOT NO. 1
ELEMENTS
TYPE ELEM
XV =-0.0000
XW =-0.0000
XZ =-0.0000
DIST=101.400
XV =-0.0000
XW =-0.0000
XZ =-0.0000
A=10.0000
CENTRO NIDEN
XWZ



Em condições de teste de potência máxima, o projeto inicial da saia (versão 1) não apresentou nenhuma falha estrutural. Durante o desenvolvimento do motor, no entanto, uma condição de teste não prevista (torque máximo) foi aplicada, e trincas ocorreram em dois pontos (abaixo do furo para pino e na parte inferior da bandeja de óleo).

Características do motor:

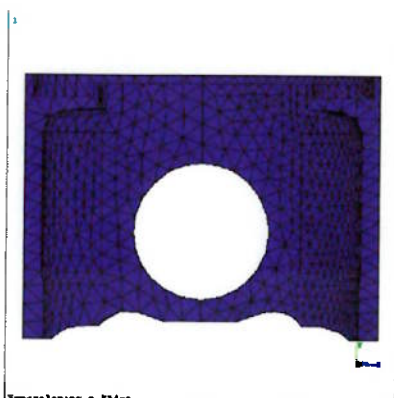
Número de cilindros : 6
Diâmetro : 158 mm
Curso : 159 mm
Potência máxima : 560 kW @ 2100 rpm
Torque máximo : 3660 N.m @ 1300 rpm



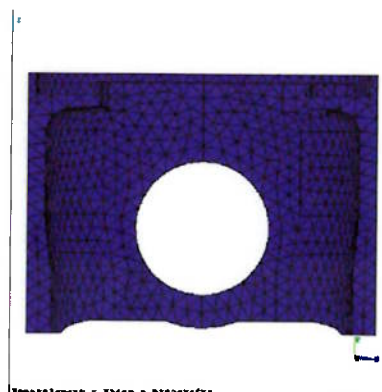
ESCOLA POLITÉCNICA DA UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO

Cálculo da Confiabilidade de uma saia de pistão articulado

Versões de saia



ANSTY 8.1
MAY 9 1995
IG: 01:04
PLAT NO. 1
ELEMENTS
MAY 950
KV = 1
DIST=07.05
KF = 00.75
KF = 1.1
CARTOON HIGHER



ANSTY 8.1
MAY 9 1995
IG: 01:04
PLAT NO. 2
ELEMENTS
MAY 950
KV = 1
DIST=07.05
KF = 00.75
KF = 1.1
CARTOON HIGHER

Versão 1 (Baseline) Falhou em torque máximo.

Versão 2 (proposál) Não falhou.

A presente análise procura fazer um estudo comparativo do índice de confiabilidade das duas versões de saia, por dois métodos diferentes (probabilístico condicionado avançado e de Monte Carlo).

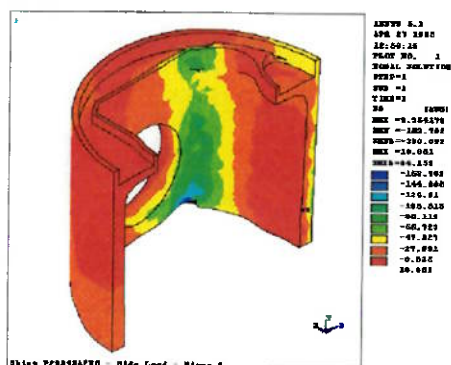
Espera-se obter valores coerentes com os fatores de fadiga, mostrando ser o estudo estatístico uma ferramenta auxiliar bastante poderosa nos projetos de estruturas mecânicas.



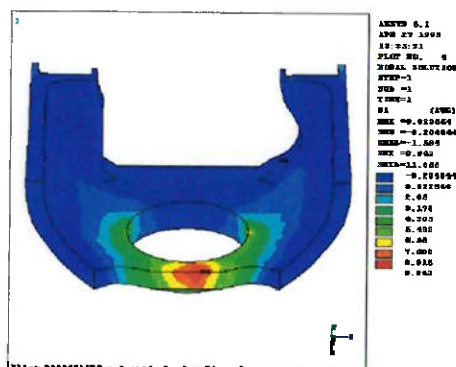
ESCOLA POLITÉCNICA DA UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO

Cálculo da Confiabilidade de uma saia de pistão articulado

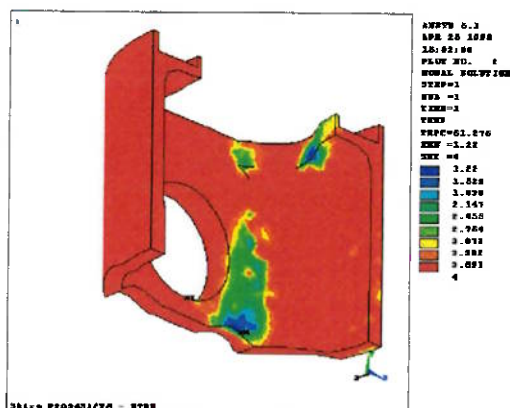
SAIA VERSÃO 1



SIGMA 3 - DISTRIBUIÇÃO DE TENSÕES - CARGA LATERAL



SIGMA 1 - DISTRIBUIÇÃO DE TENSÕES - CARGA DE INÉRCIA



FATIGUE FACTOR

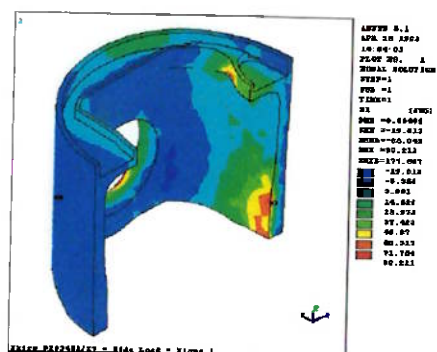
Nota-se a ocorrência de fatigue factor menor que 1.8 em determinadas regiões, valor abaixo do critério de projeto utilizado pelo fabricante.



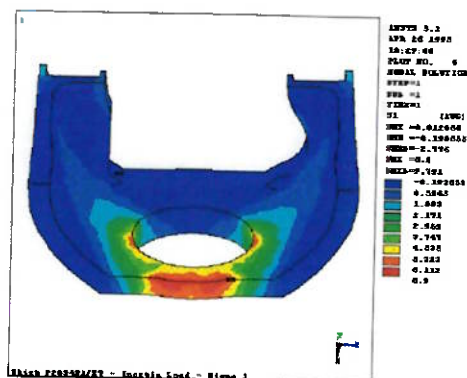
ESCOLA POLITÉCNICA DA UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO

Cálculo da Confiabilidade de uma saia de pistão articulado

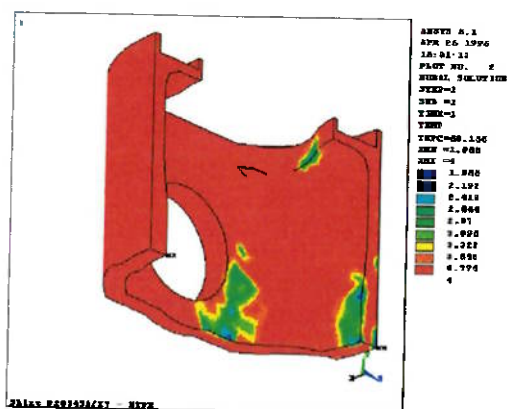
SAIA VERSÃO 2



SIGMA 3 - DISTRIBUIÇÃO DE TENSÕES - CARGA LATERAL



**SIGMA 1 - DISTRIBUIÇÃO DE
TENSÕES - CARGA DE INÉRCIA**



FATIGUE FACTOR

Nota-se que em nenhuma região há a ocorrência de fatigue factor menor que 1.8, e a condição pré-estabelecida de projeto foi obedecida.