

MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO
UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL

ESCOLA DE ENGENHARIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA DE MINAS,
METALÚRGICA E DE MATERIAIS - PPGE3M

MODELO DE CONFIABILIDADE ESTRUTURAL DE TUBOS COM TRINCAS USADOS
NA INDÚSTRIA DE ÓLEO E GÁS: A IMPORTÂNCIA DAS VARIÁVEIS DOS END

RODOLFO MUSSINI PÉREZ

Trabalho realizado na Escola de Engenharia da UFRGS, dentro do Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Minas, Metalúrgica e de Materiais - PPGE3M, como parte dos requisitos para a obtenção do título de Doutor em Engenharia.

Área de Concentração: Ciência e Tecnologia dos Materiais

Porto Alegre
2018

Esta Tese foi julgada adequada para obtenção do título de Doutor em Engenharia, área de concentração em Ciência e Tecnologia dos Materiais e aprovada em sua forma final, pelo Orientador e pela Banca Examinadora do Curso de Pós-Graduação.

Orientador: Prof. Dr. Thomas Clarke

Co-Orientador:

Banca Examinadora:

Dr. Afonso Reguly

Dr. Jorge Riera

Dr. Héctor Cancela

Prof. Dr. Carlos Pérez Bergmann

Coordenador do PPGE3M

Dedico esta tese à Mariela pela sua infinita compreensão dos meus sonhos e paciência, e aos meus queridos filhos Juan Andrés e Nadia

AGRADECIMENTOS

Ao Prof. Dr. Telmo Roberto Strohaecker (in memoriam).

Ao Prof. Dr. Thomas Clarke e ao Prof. Dr. Héctor Cancela pelo grande apoio.

Aos meus amigos do LAMEF pela permanente compreensão e ajuda durante minha permanência em Porto Alegre.

SUMÁRIO

1.	INTRODUÇÃO.....	17
2.	REVISÃO	19
2.1	Diagrama FAD nos procedimentos de avaliação de integridade estrutural.....	19
2.1.1	Aspectos gerais	19
2.1.2	Conceito de diagrama de avaliação de falha (failure assessment diagram, FAD).....	20
2.1.3	Versões atuais do diagrama FAD	22
2.2	Teoria de confiabilidade estrutural	23
2.2.1	¿O que é confiabilidade estrutural?	23
2.2.2	Importância da confiabilidade estrutural	24
2.2.3	Relação entre a análise de risco e a análise de confiabilidade estrutural.....	24
2.3	Alguns conceitos básicos de estatística para confiabilidade estrutural	25
2.3.1	Tipos de variáveis	25
2.3.2	Distribuições de probabilidade de variáveis aleatórias discretas e função de massa de probabilidade	26
2.3.3	Função de distribuição de probabilidade acumulada de uma variável aleatória discreta.....	26
2.3.4	Média e variância de uma variável aleatória discreta.....	27
2.3.5	Distribuição binomial	27
2.3.6	Função densidade de probabilidade de variáveis aleatórias contínuas	28
2.3.7	Função distribuição acumulada de uma variável aleatória continua	29
2.3.8	Média e variância de variáveis aleatórias contínuas.....	30
2.3.9	Coefficiente de variação.....	30
2.3.10	Distribuição uniforme.....	31
2.3.11	Distribuição normal ou de Gauss.....	31
2.3.12	Distribuição normal padrão	32
2.3.13	Distribuição lognormal	32
2.3.14	Função de densidade de probabilidade conjunta de duas variáveis aleatórias contínuas.....	33
2.4	Métodos de projeto estrutural	34
2.4.1	Métodos determinísticos.....	35
2.4.2	Métodos semi-probabilísticos.....	36
2.4.3	Estados limites	37
2.4.4	Estados limites considerados em códigos de ductos	38
2.4.5	Estados limites e diagrama FAD	39
2.5	Definição matemática de probabilidade de falha.....	40
2.6	Métodos computacionais de confiabilidade estrutural	43
2.6.1	Simulação de Monte Carlo	43
2.6.2	Valor alvo da probabilidade de falha.....	45
2.6.3	Definição do número de amostras necessárias no metodo MCS.....	46
2.7	Análise de confiabilidade em procedimentos de avaliação de integridade estrutural ..	47
2.8	Probabilidade de detecção por END.....	48

2.8.1	Introdução	; Error! Marcador no definido.
2.8.2	Intervalo de confiança.....	49
2.8.3	Confiabilidade e capacidade dos END	49
2.8.4	Níveis de confiabilidade em processos de END.....	50
2.8.5	Natureza estatística dos processos de END.....	51
2.8.6	Curva $POD(a)$ baseada em dados hit/miss	51
2.8.7	Curva $POD(a)$ baseada em dados sinal de resposta.....	52
2.8.8	Impacto da informação $POD(a)$ no risco estrutural.....	54
2.8.9	Comentários sobre o procedimento API579-1/ASME 1-FFS e os processos de detecção por END.....	55
2.9	Dimensionamento de trincas por END	56
2.9.1	Introdução	; Error! Marcador no definido.
2.9.2	Erros e incertezas de medição.....	56
2.9.3	Erros de dimensionamento com ultra-som e seu impacto na avaliação de integridade estrutural	59
2.9.4	Amplitude versus difração em métodos de ultra-som para o dimensionamento de trincas.....	60
2.9.5	Dificuldades com o dimensionamento de defeitos	60
2.9.6	Comentários sobre o procedimento API579-1/ASME FFS-1 e os processos de dimensionamento de trincas por END.....	60
3.	REPARO DE TRINCAS	61
3.1	Varáveis a ser consideradas na seleção do método de reparo	62
3.2	Tipos de reparo sugeridos para trincas axiais em tubos	62
3.3	Comentários sobre processos de reparação de tubos com trincas e análise de confiabilidade estrutural	63
4.	MATERIAIS E MÉTODOS	65
4.1	Descrição do tubo e da trinca.....	65
4.2	Procedimento de avaliação de integridade estrutural	66
4.3	Variáveis estruturais básicas de entrada	67
4.4	Simulação de Monte Carlo (método direto)	68
4.5	Curvas $POD(a)$ definidas pelo usuário	68
4.6	Implementação computacional do <i>SRM</i>	69
4.7	Diferencias do trabalho com outros autores	69
5.	RESULTADOS	70
5.1	Efeito das variáveis dos processos de detecção <i>POD_{pt}</i> e <i>ath</i> na probabilidade de falha 70	
5.2	Efeito conjunto da variável de dimensionamento de trinca <i>COVa</i> e do <i>POD_{pt}</i> na probabilidade de falha	80
6.	DISCUSSÃO	84
6.1	Efeitos dos processos de detecção na probabilidade de falha	84

6.2	Efeito conjunto dos processos de detecção e de medição na probabilidade de falha.....	85
7.	CONCLUSÕES.....	87
8.	REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	88

LISTA DE FIGURAS

Fig. 1-1: Duto de transmissão [2].	17
Fig. 2-1: Comportamento estrutural de uma placa com uma trinca central passante [15].	20
Fig. 2-2: Primeira versão do diagrama FAD do procedimento R6.	22
Fig. 2-3: Distribuição binomial de uma variável aleatória discreta [23].	28
Fig. 2-4: Função de densidade de probabilidade de uma variável aleatória contínua [23].	29
Fig. 2-5: Função distribuição acumulada de uma variável aleatória contínua [24].	30
Fig. 2-6: Distribuição uniforme contínua [23].	31
Fig. 2-7: Densidade de probabilidade normal com diferentes valores dos parâmetros μ_X e σ_X [23].	32
Fig. 2-8: Distribuições lognormal com $\theta_W = 0$ e diferentes valores de ω_W [23].	33
Fig. 2-9: Função de densidade de probabilidade conjunta para as variáveis, X e Y [23].	34
Fig. 2-10: Natureza aleatória da carga e da resistência e valores nominais de carga, SN e de resistência, RN no projeto determinístico [20].	36
Fig. 2-11: Funções de estado limite no diagrama FAD [Fonte: própria do autor].	40
Fig. 2-12: Representação geométrica da probabilidade de falha [29].	41
Fig. 2-13: Estimativa da probabilidade de falha pelo método MCS [Fonte: própria do autor].	44
Fig. 2-14: Estimativa pontual da probabilidade média de falha, P_f obtida por MCS (pontos vazios), a convergência observada é em 104 (adaptado de [25]).	45
Fig. 2-15: Curva de probabilidade de detecção para o caso de trincas superficiais	48
Fig. 2-16: Resultado do análise hit/miss realizado com o software mh1823 [36].	49
Fig. 2-17: Curvas POD(a) de diferentes processos de inspeção de tubos (adaptado de [11]).	50
Fig. 2-18: Dados hit/miss obtidos com o ensaio de correntes parasitas (adaptado de [38]).	52
Fig. 2-19: Exemplo dados de resposta do sinal em função da profundidade verdadeira da trinca [43].	53
Fig. 2-20: Curvas “definidas pelo usuário” (adaptado de [44]).	55
Fig. 2-21: Curvas de redução de risco (adaptado de [44]).	55
Fig. 2-22: Valor verdadeiro, indicado com “0”, intervalo de incerteza [47].	56
Fig. 2-23: O processo de medição (adaptado de [47]).	57
Fig. 2-24: Processo de realização de múltiplas medidas sucessivas [47].	58
Fig. 3-1: Reparo do tipo dupla calha soldada (“Type B sleeve” em [53]).	62
Fig. 3-2: Reparo do tipo abraçadeira mecânica [52].	63
Fig. 4-1: Fluxograma do SRM desenvolvido (adaptado de [11]).	65
Fig. 4-2: Tubo com trinca superficial externa axial submetido a pressão interna.	66
Fig. 4-3: Curva POD(a) base (contínua) e curva definida pelo usuário (descontínua) onde $POD_{pt} = 0,90$, e $ath = 0,50t$ (adaptado de [11]).	69
Fig. 5-1: Diagrama FAD e MCS para $POD_{pt} = 0,80$ e $ath_{-min} = 3,0$ mm e $ath_{-max} = 4,0$ mm.	70
Fig. 5-2: MCS para $POD_{pt} = 0,70$, $ath_{-min} = 3,0$ mm e $ath_{-max} = 4,0$ mm.	71
Fig. 5-3: MCS para $POD_{pt} = 0,80$, $ath_{-min} = 3,0$ mm e $ath_{-max} = 4,0$ mm.	71
Fig. 5-4: MCS para $POD_{pt} = 0,90$, $ath_{-min} = 3,0$ mm e $ath_{-max} = 4,0$ mm.	72
Fig. 5-5: Probabilidades de falha sem reparo para o caso de $POD_{pt} = 0,70$.	73

Fig. 5-6: Probabilidades de falha com reparo para o caso de $POD_{pt} = 0,70$; o fator de confiabilidade de reparo é $\alpha = 0,90$.	73
Fig. 5-7: Probabilidades de falha sem reparo para o caso de $POD_{pt} = 0,80$.	74
Fig. 5-8: Probabilidades de falha com reparo para o caso de $POD_{pt} = 0,80$; o fator de confiabilidade de reparo é $\alpha = 0,90$.	74
Fig. 5-9: Probabilidades de falha sem reparo para o caso de $POD_{pt} = 0,90$.	75
Fig. 5-10: Probabilidades de falha com reparo para o caso de $POD_{pt} = 0,90$; o fator de confiabilidade de reparo é $\alpha = 0,90$.	75
Fig. 5-11: Probabilidades de falha com reparo para o caso de $POD_{pt} = 0,90$; o fator de confiabilidade de reparo é $\alpha = 0,95$.	76
Fig. 5-12: Probabilidades de falha com reparo para o caso de $POD_{pt} = 0,90$; o fator de confiabilidade de reparo é $\alpha = 0,98$.	76
Fig. 5-13: Ampliação do gráfico da Fig. 5-11.	77
Fig. 5-14: Ampliação do gráfico da Fig. 5-12.	77
Fig. 5-15: Gráfico caixa e bigode para $POD_{pt} = 0,70$, $ath_{-min} = 3,0$ mm e $ath_{-max} = 4,0$ mm.	78
Fig. 5-16: Gráfico caixa e bigode para $POD_{pt} = 0,80$, $ath_{-min} = 3,0$ mm e $ath_{-max} = 4,0$ mm.	79
Fig. 5-17: Gráfico caixa e bigode para $POD_{pt} = 0,90$, $ath_{-min} = 3,0$ mm e $ath_{-max} = 4,0$ mm.	79
Fig. 5-18: Variação da probabilidade de falha global, $Pf(W)$ com o valor de POD_{pt} para $COVa = 0,10$ no caso de “reparo imperfeito” ($\alpha = 0,95$) e de “reparo perfeito” ($\alpha = 1$).	80
Fig. 5-19: Variabilidade da probabilidade de falha global, $Pf(W)$ entre replicações para o caso de “reparo imperfeito” ($\alpha = 0,95$) da Fig. 5-18.	80
Fig. 5-20: Variação da probabilidade de falha global, $Pf(W)$ com o valor de POD_{pt} para $COVa = 0,15$ no caso de “reparo imperfeito” ($\alpha = 0,95$) e de “reparo perfeito” ($\alpha = 1$).	81
Fig. 5-21: Variabilidade da probabilidade de falha global, $Pf(W)$ entre replicações para o caso de “reparo imperfeito” ($\alpha = 0,95$) da Fig. 5-20.	81
Fig. 5-22: Variação da probabilidade de falha global, $Pf(W)$ com o valor de POD_{pt} para $COVa = 0,30$ no caso de “reparo imperfeito” ($\alpha = 0,95$) e de “reparo perfeito” ($\alpha = 1$).	82
Fig. 5-23: Variabilidade da probabilidade de falha global, $Pf(W)$ entre replicações para o caso de “reparo imperfeito” ($\alpha = 0,95$) da Fig. 5-22.	82
Fig. 5-24: Variação da probabilidade de falha global, $Pf(W)$ com o valor de POD_{pt} para $COVa = 0,50$ no caso de “reparo imperfeito” ($\alpha = 0,95$) e de “reparo perfeito” ($\alpha = 1$).	83
Fig. 5-25: Variação da probabilidade de falha global, $Pf(W)$ com o valor de POD_{pt} para $COVa = 0,50$ no caso de “reparo imperfeito” ($\alpha = 0,95$) e de “reparo perfeito” ($\alpha = 1$).	83
Fig. 6-1: Variação da probabilidade de falha global, $Pf(W)$ com o valor de POD_{pt} para diferentes valores de $COVa$ no caso de “reparo imperfeito” com $\alpha = 0,95$.	85

LISTA DE TABELAS

Tabela 2-1: Relação entre a probabilidade de falha e o coeficiente de confiabilidade (adaptado de [14]).....	46
Tabela 2-2: Valores dos coeficientes parciais de segurança, γ_a para o caso da variável tamanho de trinca (adaptado de [14])......	47
Tabela 2-3: Variáveis relevantes e tipo de trincas.....	55
Tabela 2-4: Resumo de valores das coordenadas dos pontos de avaliação.....	59
Tabela 2-5: Considerações do Nível 2 do procedimento API579-1 para trincas superficiais..	61
Tabela 4-1: Variáveis determinísticas.....	68
Tabela 4-2: Variáveis probabilísticas.....	68
Tabela 4-3: Diferentes interpretações da <i>pdf</i> de <i>a</i>	69
Tabela 5-1: Resumo dos resultados obtidos nas <i>MCS</i> das Figs. 5-2 até 5-4.....	72
Tabela 6-1: Possíveis combinações para obter um valor <i>Pft</i> de 0,0020 a partir da Fig. 6-1..	85

LISTA DE SIMBOLOS

a - profundidade máxima da trinca semi-elíptica

a_{th} - valor limiar nas curvas definidas pelo usuário

$2c$ - comprimento da trinca

D_0 - diâmetro externo

K_{IC} - tenacidade à fratura em estado plano de deformações

K_{mat} - tenacidade à fratura utilizada na avaliação

K_r - ordenada do ponto de avaliação no diagrama FAD

L_r^P - abscissa do ponto de avaliação no diagrama FAD

$L_{r(max)}^P$ - valor da posição da linha de corte (cut-off line)

$N_{(DET)}$ - número de vezes que a trinca é detectada

$N_{(NO-DET)}$ - número de vezes que a trinca não é detectada

$N_{(MCS)}$ - número de amostras

p - pressão interna

P_m - tensão primária de membrana

P_b - tensão primária de flexão

P_f^* - taxa de falhas

$P_{f(DET)}$ - componente da probabilidade de falha devida a detecções da trinca

$P_{f(NO-DET)}$ - componente da probabilidade de falha devida a não detecções da trinca

$P_{f(W)}$ - probabilidade de falha global

P_f^t - valor alvo de probabilidade de falha

PSF_a - fator parcial de segurança para o tamanho da trinca

PSF_k - fator parcial de segurança para a tenacidade à fratura

PSF_s - fator parcial de segurança para a tensão aplicada

POD_{pt} - patamar de probabilidade de detecção nas curvas definidas pelo usuário

R_i - raio interno

R_0 - raio externo

t - espessura de parede

α - fator de confiabilidade do reparo

σ_{ys} - tensão de escoamento

σ_{ref}^P - tensão de referência baseada nas tensões primárias

Φ^* - fator de correção por plasticidade

Φ - função de distribuição acumulada da distribuição normal padrão

LISTA DE SIGLAS

- CVN* - energia de impacto Charpy (Charpy V-Notch energy)
- DFM* - mecânica da fratura determinística (deterministic fracture mechanics)
- END* - ensaios não destrutivos
- FAD* - diagrama de avaliação de falha (failure assessment diagram)
- FFS* - adequação ao uso (fitness-for-service)
- MCS* - simulação de Monte Carlo (Monte Carlo simulation)
- MFEP* - mecânica da fratura elasto-plástica
- MFLE* - mecânica da fratura linear elástica
- NDT* - ensaios não destrutivos (non-destructive testing)
- pdf* - função densidade de probabilidade (probability density function)
- PFM* - mecânica da fratura probabilística (probabilistic fracture mechanics)
- PND(a)* - probabilidade de não detecção (probability of non-detection)
- POD(a)* - probabilidade de detecção (probability of detection)
- QRA* - avaliação de risco quantitativa (quantitative risk assessment)
- SLS* - estados limite de serviço (serviceability limit states)
- SRM* - modelo de confiabilidade estrutural (structural reliability model)
- TOFD* - ensaio por difração de tempo de vôo (time of flight diffraction testing)
- ULS* - estados limite últimos (ultimate limit states)
- UT* - ensaio por ultra-som (ultrasonic testing)

RESUMO

A confiabilidade estrutural de tubos industriais, incluindo aqueles que são utilizados na indústria do óleo e gás, tem um significativo impacto na segurança das pessoas e no meio ambiente. O presente trabalho visa desenvolver um modelo computacional de confiabilidade estrutural (*SRM*) que considera o método do diagrama de avaliação de falha (*FAD*), a técnica de simulação de Monte Carlo, e as curvas de probabilidade de detecção definidas pelo usuário de ensaios não destrutivos (*END*). O conceito do “fator de confiabilidade do reparo” é proposto. Logo os efeitos da inspeção considerando diferentes curvas de probabilidade de detecção definidas pelo usuário, e diferentes valores do fator de confiabilidade do reparo na probabilidade de falha são discutidos. Os principais resultados incluem a identificação de casos onde fazer uma reparação não garante uma melhoria da confiabilidade estrutural, e as consequências de considerar o reparo como um “processo perfeito” o que resulta numa avaliação não conservadora. Finalmente, uma dada combinação de dados de probabilidade de detecção e de dados da medida do tamanho da trinca que permite prever o valor alvo de probabilidade de falha é proposto.

ABSTRACT

The structural reliability of industrial pipes, including those in oil and gas industries, has a significant impact on the safety of people and the environment. This work aims to develop a computational structural reliability model (*SRM*) which considers the failure assessment diagram (*FAD*) method, the Monte Carlo Simulation (*MCS*) technique, and the user-defined probability of detection curves of non-destructive testing (*NDT*). The concept of “reliability factor of a repair” is proposed. Then the effects of the pipe inspection considering different user-defined probability of detection curves and different values of the reliability factor of a repair on probability of failure are discussed. The main results include the identification of cases where performing repairs does not guarantee an improved structural reliability, as well as the consequences of considering the repair as a “perfect process” which result in non-conservative assessments. Finally, a given combination of probability of detection data and crack measurement data that allows to predict a target value of failure probability is proposed.

1. INTRODUÇÃO

O petróleo e o gás fornecem 60% do combustível primário do mundo [1]. Portanto, não é surpresa descobrir que há mais 1 milhão de toneladas de óleo e 250 milhões de m³ de gás consumido cada hora ao redor do mundo. A maioria deste óleo e gás é transportada em dutos. Os maiores destes dutos são chamados de dutos de transmissão, Fig. 1-1.



Fig. 1-1: Duto de transmissão [2].

Os dutos de transmissão são geralmente de grande diâmetro e operam com altas pressões para permitir altas taxas de transporte de massa de fluidos. Eles são projetados, construídos e operados levando em conta leis e normas bem estabelecidas, devido a que os produtos que eles transportam podem representar um significativo risco para a população e o ambiente circundante.

Todos os dutos devem garantir:

- (i) baixo risco - o sistema deve apresentar um risco aceitavelmente baixo para a população circundante
- (ii) conformidade com os códigos e legislação - o sistema deve satisfazer as leis e normas locais e nacionais
- (iii) confiabilidade de fornecimento - o sistema deve entregar o seu produto de forma contínua

Isto só pode ser atingido se o duto não apresenta falha estrutural devido a mecanismos de danos nos seus tubos tais como [3]:

corrosão generalizada

corrosão sob tensão (stress corrosion cracking, SCC)

corrosão por pite (pitting)

fadiga

corrosão-fadiga

mossas (dents)

sulcos (gouges)

mossas contendo sulcos

defeitos de fabricação no material do tubo

defeitos de fabricação na solda circunferencial

defeitos de fabricação na solda longitudinal

Sendo sempre, para qualquer destes mecanismos de dano, o evento final da falha é a ruptura (rupture) ou o vazamento (leak) do tubo.

A integridade estrutural dos tubos contendo trincas geradas por alguns dos mecanismos de dano supracitados (fadiga, corrosão sob tensão, corrosão-fadiga) pode ser avaliada seguindo metodologias da mecânica da fratura. No momento presente, estão disponíveis no nível industrial procedimentos de avaliação de integridade estrutural (ou procedimentos de adequação ao uso) os quais incluem métodos de mecânica da fratura tais como o diagrama de avaliação de falha (failure assessment diagram, *FAD*) [4, 5, 6, 7, 8].

Do ponto de vista de análise, duas aproximações são habitualmente usadas na metodologia de mecânica da fratura, a determinística (*DFM*) e a probabilística (*PFM*).

A metodologia *DFM* é mais comumente empregada em procedimentos de avaliação de integridade estrutural na indústria de petróleo e gás, sendo o resultado das avaliações a previsão determinística de falha por fratura ou por colapso plástico para um determinado conjunto de condições de tensão, tamanho da trinca, propriedades de tração e tenacidade à fratura do material do componente. Enquanto na metodologia *PFM* o resultado usual das avaliações é a probabilidade de falha para um determinado conjunto de condições do componente analisado.

Uma das primeiras aplicações da *PFM* em componentes pressurizados foi desenvolvida por P.E. Becher e A. Pedersen na área de vasos de alta pressão da indústria nuclear [9]. D.O. Harris posteriormente introduz variáveis de processos de detecção por ensaios não destrutivos, (*END*) na metodologia da *PFM* para estimar as probabilidades de falha de componentes pressurizados sujeitos a carregamentos cíclicos [10].

Um processo (ou sistema) de *END* pode ser definido como uma combinação de equipamento, procedimento, e pessoal para uma aplicação específica [5].

No presente trabalho um “modelo de confiabilidade estrutural”, *SRM* é definido como uma ferramenta de engenharia baseada numa aproximação probabilística do procedimento de avaliação de integridade estrutural API579-1/ASME 1-FFS [4] e também em processos de *END* [11]. Esta aproximação é usada para estimar a probabilidade de falha. Deve ser notado que o termo “modelo de confiabilidade estrutural” é também usado na indústria nuclear, mas num sentido ligeiramente diferente [12].

O presente trabalho visa desenvolver um *SRM* para obter uma estimativa da probabilidade de falha por fratura ou colapso plástico de tubos com trincas usados em dutos de transmissão na indústria de petróleo e gás. O *SRM* desenvolvido considera os seguintes efeitos:

- a) aleatoriedade dos valores das propriedades mecânicas do material dos tubos
- b) aleatoriedade durante os processos de detecção de trincas por *END*
- c) aleatoriedade dos valores durante os processos medição de trincas por *END*
- d) métodos de reparo

O objetivo principal deste trabalho é analisar especificamente a importância dos processos de detecção e medição de trincas por *END* e o efeito do método de reparo na estimativa da probabilidade de falha.

Ao contrário do conceito proposto por D.O. Harris [10] e Harris, Lim e Dedhia [13], neste trabalho não vai ser considerado o efeito que tem um processo de detecção por ultra-som durante a inspeção de varias trincas de fabricação, crescentes sob carregamento cíclico durante o serviço, na probabilidade de falha de um sistema tubos. Em vez disso, vai ser considerado o efeito de varios processos de detecção na probabilidade de falha por fratura ou colapso plástico de um tubo com uma trinca considerada não crescente no tempo (trinca estacionária).

2. REVISÃO

2.1 Diagrama FAD nos procedimentos de avaliação de integridade estrutural

2.1.1 Aspectos gerais

Os códigos de projeto de engenharia baseiam-se tradicionalmente na filosofia de comparar a tensão aplicada com algum nível de tensão limite, tal como a tensão de escoamento do material, enquanto esta última seja maior que a anterior, o componente é considerado seguro [14].

Esta abordagem pressupõe duas hipóteses; o material é homogêneo e isento de defeitos. Se uma descontinuidade estrutural (por exemplo, uma trinca) está presente, o princípio pode não se aplicar, sendo necessária uma análise com base em parâmetros da ponta da trinca, isto é, mecânica da fratura.

O comportamento do componente pode então ser analisado em termos da carga aplicada crítica e do tamanho crítico da trinca. Enquanto o comportamento estrutural do componente for linear elástico o parâmetro relevante é o fator de intensidade de tensões, K , Fig. 2-1.

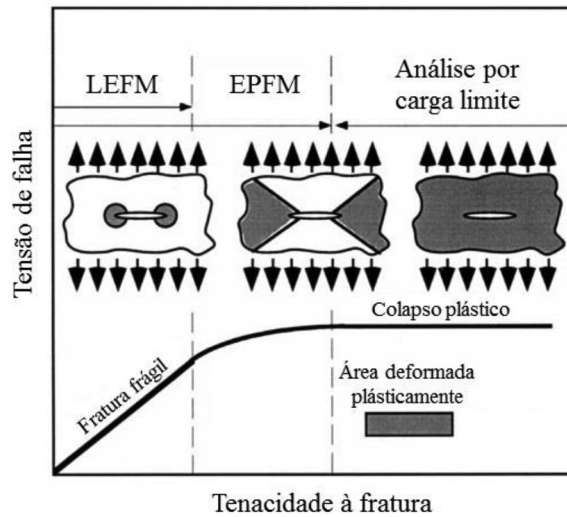


Fig. 2-1: Comportamento estrutural de uma placa com uma trinca central passante [15].

Se o componente se comporta de forma elasto-plástica, Fig. 2-1, então a situação é bem mais complexa, devido a que o carregamento na ponta da trinca também é influenciado pelo comportamento de deformação do material, conforme é indicado pela sua curva de tensão-deformação. Isto faz que a elaboração de manuais de soluções nesta metodologia seja uma tarefa muito difícil, embora elas só estão disponíveis para algumas configurações geométricas específicas. Daí métodos analíticos são requeridos para responder a maioria das questões de integridade estrutural. Estas abordagens têm sido desenvolvidas ao longo de quase 40 anos e revisões abrangentes dos vários métodos estão disponíveis [14].

Um princípio comum a todos os métodos é que eles visam produzir resultados conservadores e, portanto, se uma análise leva a um resultado "potencialmente inseguro", isso não significa necessariamente que o componente irá a apresentar uma falha, mas que é necessário examiná-lo mais minuciosamente.

Esforços têm sido feitos nos últimos anos para reduzir o grau de incerteza dos métodos de avaliação através do uso de procedimentos em etapas ou níveis crescentes de sofisticação.

2.1.2 Conceito de diagrama de avaliação de falha (failure assessment diagram, FAD)

No ano 1975 A.R. Downley e C.H. Townley reconheceram que a falha sob cargas estáticas de uma estrutura contendo defeitos do tipo trinca pode ocorrer por fratura ou por colapso plástico [16]. No caso da mecânica da fratura linear elástica (*MFLE*), a ruptura irá ocorrer quando o fator de intensidade de tensões em Modo I de carga, K_I atinge um valor crítico conhecido como a tenacidade à fratura, K_{mat} [17].

$$K_I = \sigma_{nom} \sqrt{\pi a} f(a/W)$$

2-1

Aqui, a tensão nominal aplicada é σ_{nom} , o tamanho da trinca é a , a largura estrutural é W , entanto $f(a/W)$ é uma função da geometria, a que é tabelada para alguns tipos de estruturas e corpos de prova simples. Consequentemente, o valor da tensão nominal de falha por fratura, σ_f é dado por:

$$\sigma_f = K_{mat} / \sqrt{\pi a} f(a/W) \quad 2-2$$

ao mesmo tempo, a falha devido ao colapso plástico é função da geometria estrutural e da resistência à tração do material, σ_u . O valor da tensão nominal no instante da falha por colapso plástico, σ_c pode ser expresso como:

$$\sigma_c = D(a/W)\sigma_u \quad 2-3$$

Onde a função $D(a/W)$ é dependente da geometria do componente e da trinca [18].

Ambos os parâmetros, σ_f e σ_c podem ser normalizados e a transição entre a fratura em condições de *MFLE* e a condição de colapso plástico representada de forma simples no denominado diagrama *FAD*.

Vários tipos de diagrama *FAD* têm sido desenvolvidos ao longo dos anos, sendo a primeira versão a *R6* desenvolvida no ano 1976 por Harrison et al, Fig. 2-2 [19]. A linha deste diagrama e conhecida como linha de avaliação de falha (failure assessment line, *FAL*) [18],

$$K_r = S_r \left[\frac{8}{\pi^2} \ln \sec \left(\frac{\pi}{2} S_r \right) \right]^{-1/2} \quad 2-4$$

As coordenadas do ponto de avaliação são:

$$S_{rAP} = \frac{F}{F_Y} \quad 2-5$$

$$K_{rAP} = \frac{K_I}{K_{mat}} \quad 2-6$$

Na equação 2-5, F é a carga no componente e F_Y é o valor da carga de colapso plástico do componente contendo a trinca, sendo esta ultima definida como,

$$F_Y = L_u(\bar{\sigma}/\sigma_u) \quad 2-7$$

a tensão de fluxo, $\bar{\sigma}$ tipicamente é

$$\bar{\sigma} = (\sigma_y + \sigma_u)/2 \quad 2-8$$

onde σ_y é a tensão de escoamento e L_u é uma função que depende da geometria.

O efeito de uma trinca numa estrutura pode ser avaliado em termos do cálculo das coordenadas do ponto de avaliação, S_{rAP} e K_{rAP} de forma independente e logo se desenhar este ponto sob o diagrama *FAD*. Se o ponto fica entre os eixos e a *FAL*, Fig. 2-2, a situação pode ser considerada segura, mas se o ponto fica fora da *FAL* a situação é potencialmente insegura.

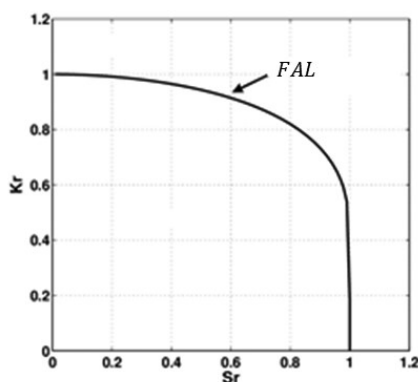


Fig. 2-2: Primeira versão do diagrama *FAD* do procedimento R6.

2.1.3 Versões atuais do diagrama *FAD*

Desenvolvimentos subsequentes da metodologia de mecânica da fratura elasto-plástica (*MFEP*) levaram à formulação do diagrama *FAD*, como é atualmente utilizado em diversos procedimentos de avaliação de integridade, ou procedimentos de adequação ao uso, *FFS* (fitness-for-service) [4, 5, 6, 7, 8].

O modelo “strip yield” do diagrama *FAD* mostrado na Fig. 2-2 tem sido suplantado pela chamada “Opção 1” na terminologia R6 ou pelo “*FAD* Nível 2” ou “*FAD* Nível 3” na terminologia BS 7910, o que tem a vantagem da independência da geometria [17].

O eixo do S_r foi substituído por um novo parâmetro de colapso plástico, L_r , mas o princípio subjacente ao método permanece sendo o mesmo desde que a primeira versão do R6 foi publicada.

O principal benefício do diagrama *FAD* é que ele permite ao usuário avaliar uma estrutura aplicando conceitos simples da metodologia *MFLE* em situações onde a tensão de falha é na realidade controlada por parâmetros da metodologia *MFEP* tais como a integral J ou o $CTOD$, sendo a metodologia *MFEP* mas complexa que a *MFLE*. Isto é, pode-se avaliar o efeito de uma trinca numa estrutura sem levar em conta a quantidade de deformação plástica na sua ponta, seguindo uma única metodologia.

2.2 Teoria de confiabilidade estrutural

2.2.1 O que é confiabilidade estrutural?

A maioria dos fenômenos observáveis no mundo contém certa quantidade de incerteza; ou seja, eles não podem ser previstos com certeza [20]. Em geral, medidas repetidas de fenômenos físicos geram vários resultados. Entre estes vários resultados, alguns são mais frequentes do que outros. A ocorrência de vários resultados sem qualquer padrão é descrita por termos como “aleatoriedade” ou “incerteza”.

Em geral, todos os fatores ou propriedades de interesse no projeto estrutural e avaliações de engenharia têm algum grau de incerteza e, portanto, podem ser consideradas variáveis aleatórias ou estocásticas [20].

O termo “confiabilidade estrutural” deve ser considerado como tendo dois significados; um geral e outro matemático [21]:

- a) No sentido mais geral, a “confiabilidade” de uma estrutura é sua capacidade de satisfazer o seu propósito de projeto para um tempo especificado.
- b) No sentido restrito, é a “probabilidade” de que uma estrutura não vai atingir cada um dos estados limites (últimos ou de serviço) considerados no seu projeto durante um período de referência especificado.

No presente trabalho, vai ser considerada a confiabilidade estrutural no sentido restrito e os estados limites de fratura e colapso plástico. Uma definição mais formal do conceito de estados limites vai ser dada no ponto 2.4.3.

Em geral, a confiabilidade estrutural é dependente do tempo de exposição ao meio e às cargas [21]. Também é afetada se propriedades dos materiais mudam com o tempo. Considerando o efeito do tempo, os diferentes métodos de análise de confiabilidade estrutural podem ser incluídos em qualquer um dos seguintes grupos:

- Métodos de confiabilidade estrutural independentes do tempo
- Métodos de confiabilidade estrutural dependentes do tempo

O *SRM* desenvolvido no presente trabalho considera que o único carregamento atuante no tubo é uma pressão interna de magnitude constante ao longo de tempo, e que a trinca no tubo não é crescente no tempo (trinca estacionária). Se considera então que a situação global é independente do tempo.

A confiabilidade estrutural utiliza os métodos de probabilidade e estatística, entre os quais uma distinção deve ser feita aqui [20]. Estatística é a quantificação matemática da incerteza (por ex.

média e desvio padrão) de uma variável aleatória, enquanto que a teoria da probabilidade usa as informações da estatística para calcular a probabilidade de ocorrência de eventos específicos.

A confiabilidade estrutural, SR e a probabilidade de falha estrutural, P_f estão relacionadas como [20],

$$SR = 1 - P_f \quad 2-9$$

Isto é, quando a probabilidade de falha estrutural é mínima, a confiabilidade estrutural vai ser máxima.

2.2.2 Importância da confiabilidade estrutural

A importância dos tópicos que abrange a confiabilidade estrutural no nível mundial é manifestada a través da criação de diferentes tipos de instituições. Entre elas se destacam a IASSAR (International Association for Structural Safety and Reliability) e a ESRA (European safety and Reliability Association).

2.2.3 Relação entre a análise de risco e a análise de confiabilidade estrutural

Atualmente vem sendo feito o uso extensivo de análise de risco em muitas áreas [22].

As abordagens de análise de risco utilizadas na avaliação de segurança de processos ou operações de planta são geralmente chamadas avaliações de risco quantitativas, QRA (quantitative risk assessment).

A avaliação QRA pode ser definida como a abordagem formal e sistemática para identificar eventos potencialmente perigosos e estimar a probabilidade de ocorrência e as consequências para as pessoas e o meio ambiente, devido a acidentes desenvolvidos a partir desses eventos.

Um número de definições de risco pode ser encontrado na literatura. De relevância aqui é uma definição de risco, R como uma função da taxa de falhas, P_f^* e das consequências, C . Convencionalmente, esta função é definida como o produto dos dois termos:

$$R = P_f^* C \quad 2-10$$

A taxa de falhas ou frequência de eventos, P_f^* é expressa como “eventos / unidade de tempo”, geralmente por ano. As consequências podem ser expressas como o número de pessoas afetadas (feridas ou mortas), quantidade de vazamento (ou área afetada), ou o prejuízo financeiro. As consequências são expressas “por evento”, por exemplo, “quantidade de vazamento/evento”. Os riscos só podem ser comparados caso sejam baseados nas mesmas medidas das consequências.

Para vasos de pressão, dutos, estruturas off-shore e muitos tipos de edificações, a probabilidade de falha estrutural parcial ou completa durante a vida útil é uma entrada, muitas vezes a entrada principal, em uma avaliação *QRA*.

No entanto, a técnica de análise de confiabilidade estrutural para determinar a probabilidade de falha, P_f conforme ao discutido no presente trabalho, difere substancialmente da técnica de avaliação de risco baseadas na determinação das taxas de falha ou frequência de eventos, P_f^* .

Primariamente, a análise de confiabilidade estrutural utiliza como entradas as distribuições de probabilidade, para modelar as incertezas das variáveis básicas de engenharia as quais são relevantes para o problema analisado. Desta forma é possível estimar a probabilidade de falha do componente ou sistema. Enquanto que, a entrada principal para as avaliações *QRA* são as taxas de falha (eventos / unidade de tempo), geralmente com base em estatísticas atuariais, para componentes individuais (por exemplo, dutos, bombas e válvulas) de um tipo de sistema específico.

O uso de estatística atuarial não é geralmente aplicável à confiabilidade estrutural devido ao fato de que os componentes estruturais individuais raramente falham, e assim o conhecimento das taxas de falha tem geralmente pouco valor pela natureza não homogênea das populações de componentes ou estruturas e das cargas aplicadas a eles.

Assim, cada vez mais, os resultados da análise de confiabilidade estrutural estão sendo introduzidos nas taxas de falhas dos sistemas completos para as avaliações *QRA*, mas deve ter se em conta que a probabilidade de falha estrutural, P_f é só uma parte da taxa de falhas ou frequência de eventos, P_f^* . O ponto destacável é que as técnicas de análise quantitativo do risco ou *QRA* e de análise de confiabilidade estrutural não são fundamentalmente diferentes sendo importante que no futuro estas técnicas se tornem cada vez mais integradas [22].

2.3 Alguns conceitos básicos de estatística para confiabilidade estrutural

A confiabilidade estrutural é baseada na teoria de probabilidade e estatística [21] [20]. No presente trabalho não foram ainda definidos formalmente alguns conceitos estatísticos básicos que são necessários para conseguir interpretar os métodos de confiabilidade estrutural, o que sera feito a seguir.

2.3.1 Tipos de variáveis

Uma variável aleatória é uma função que confere um número real a cada resultado no espaço amostral de um experimento aleatório [23]. As variáveis aleatórias normalmente são representadas por letras maiúsculas, como X e Y . Por outro lado, as letras minúsculas x e y são

usadas para representar valores específicos da variável aleatória correspondente. Por exemplo, X pode representar a variável aleatória tensão de escoamento, enquanto x representa os valores específicos da variável aleatória, por exemplo, $x_1 = 350$ MPa, $x_2 = 357$ MPa, $x_3 = 359$ MPa e assim por diante.

Uma variável aleatória discreta é uma variável, cujos valores possíveis constituem um conjunto finito ou podem ser relacionados em uma seqüência infinita na qual haja um primeiro elemento, um segundo e assim por diante [24].

Uma variável aleatória é contínua se seu conjunto de valores possíveis consiste em um intervalo completo da reta de números (reta real) [24]. Por exemplo, corrente elétrica, comprimento, pressão, tensão, temperatura e tempo.

2.3.2 Distribuições de probabilidade de variáveis aleatórias discretas e função de massa de probabilidade

A distribuição de probabilidade de uma variável aleatória X é a descrição de probabilidade associada aos possíveis valores de X [23]. Para uma variável aleatória discreta, a distribuição é frequentemente especificada só por uma lista dos possíveis valores de X com os seus correspondentes valores de probabilidade. P . Por exemplo, se X só pode ter como valor possível 0, 1, 2, 3 ou 4,

$$P(X = 0) = 0,6561 \quad P(X = 1) = 0,2916$$

$$P(X = 2) = 0,0486 \quad P(X = 3) = 0,0036$$

$$P(X = 4) = 0,0001$$

Em outros casos é mais conveniente expressar a probabilidade ao través de uma formula ou um gráfico de linhas. Para uma variável aleatória discreta X com possíveis valores x_1, x_2, \dots, x_n , a função de massa de probabilidade $f_X(x_i)$ é uma função tal que:

$$f_X(x_i) \geq 0$$

$$\sum_{i=1}^n f_X(x_i) = 1 \quad 2-11$$

$$f_X(x_i) = P(X = x_i)$$

2.3.3 Função de distribuição de probabilidade acumulada de uma variável aleatória discreta

Um método alternativo para descrever a distribuição de probabilidade de uma variável aleatória discreta é o uso da função de distribuição de probabilidade acumulada [23].

A função de distribuição de probabilidade acumulada de uma variável aleatória discreta X , referida como $F_X(x)$ é,

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \sum_{x_i \leq x} f_X(x_i) \quad 2-12$$

2.3.4 Média e variância de uma variável aleatória discreta

A média ou valor esperado de uma variável aleatória discreta X , referida como μ_X ou $E(X)$ é,

$$\mu_X = E(X) = \sum_x x f_X(x) \quad 2-13$$

A variância de X , referida como σ^2 ou $V(X)$ é,

$$\sigma^2 = V(X) = \sum_x (x - \mu_X)^2 f_X(x) \quad 2-14$$

E o desvio padrão de X , referido como σ é,

$$\sigma = \sqrt{\sigma^2} \quad 2-15$$

2.3.5 Distribuição binomial

Um experimento aleatório pode ser pensado como uma sequência de experimentos simples repetidos n número de vezes (trials). Por exemplo, o simples fato de se jogar uma moeda 10 vezes é um experimento aleatório que consiste em 10 experimentos simples ($n = 10$) [23]. Assim, pode-se assumir como variável aleatória X ao número de vezes que o experimento resulta em coroa (lado do valor). Um experimento simples que tem só dois resultados possíveis, como o caso de jogar uma moeda, é referido como experimento de Bernoulli.

Um experimento aleatório que consiste em n experimentos simples de Bernoulli, de forma que:

- a) os ensaios são independentes
- b) os ensaios só resultam em duas possíveis saídas, referidas como “sucesso” e “fracasso”
- c) a probabilidade de sucesso em cada ensaio, referida como p , permanece constante

A variável aleatória X igual ao numero de ensaios que resultam em sucesso constitui uma variável aleatória binomial com parâmetros $0 < p < 1$ e $n = 1, 2, \dots$. A função de massa de probabilidade de X é,

$$f_X(x) = \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}, \quad x = 0, 1, \dots, n \quad 2-16$$

Na Fig. 2-3 se mostra um exemplo de distribuição binomial onde $n = 20$ e $p = 0,5$.

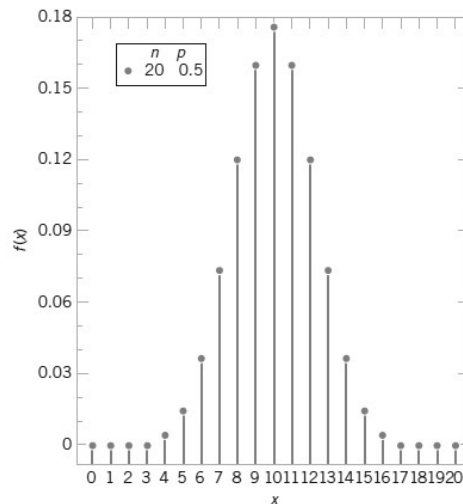


Fig. 2-3: Distribuição binomial de uma variável aleatória discreta [23].

2.3.6 Função densidade de probabilidade de variáveis aleatórias contínuas

Para descrever a distribuição de probabilidade de uma variável aleatória contínua X , uma função de densidade de probabilidade $f_X(x)$ pode ser usada.

Se em um dado intervalo é provável que um valor de X este conteúdo, sua probabilidade é grande e isto corresponde a grandes valores de $f_X(x)$. A probabilidade de X ter um determinado valor no intervalo $[a, b]$ é,

$$P(a \leq X \leq b) = \int_a^b f_X(x) dx \quad 2-17$$

Isto é, a probabilidade de X ter um determinado valor dentro do intervalo $[a, b]$ é a área abaixo da curva da função de densidade de probabilidade, $f_X(x)$, conforme ao ilustrado na Fig. 2-4.

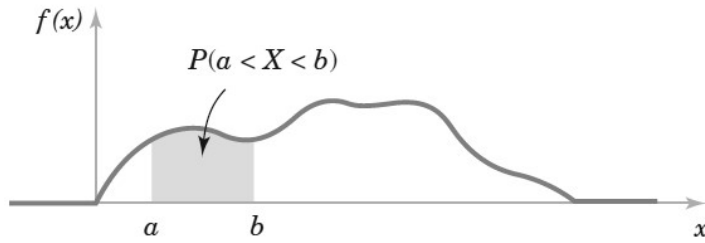


Fig. 2-4: Função de densidade de probabilidade de uma variável aleatória contínua [23].

Para uma variável aleatória contínua, X a função de densidade de probabilidade, $f_X(x)$ é uma função tal que [23]:

$$f_X(x) \geq 0$$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx = 1 \quad 2-18$$

$$P(a \leq X \leq b) = \int_a^b f_X(x) dx = \text{area abaixo de } f_X(x) \text{ desde } a \text{ até } b$$

2.3.7 Função distribuição acumulada de uma variável aleatória contínua

Um método alternativo para descrever a distribuição de uma variável aleatória contínua, X pode ser uma função distribuição acumulada, $F_X(x)$ ela é definida como:

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f_X(u) du \quad 2-19$$

Para cada x , o valor de $F_X(x)$ é a área abaixo da curva de densidade à esquerda de x , conforme é ilustrado na Fig. 2-6 [24]. Portanto, o valor $F_X(x)$ aumenta à medida que x aumenta.

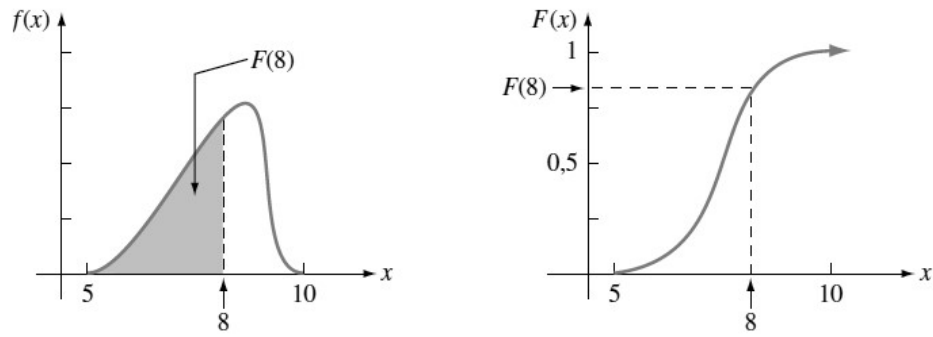


Fig. 2-5: Função distribuição acumulada de uma variável aleatória contínua [24].

2.3.8 Média e variância de variáveis aleatórias contínuas

Supondo que X é uma variável aleatória contínua com função densidade de probabilidade $f_X(x)$, a média ou valor esperado de X , designada como μ_X ou $E(X)$ é,

$$\mu_X = E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx \quad 2-20$$

a variância de X , designada como σ_X^2 ou $V(X)$ é,

$$\sigma_X^2 = V(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu_X)^2 f_X(x) dx \quad 2-21$$

e o desvio padrão de X , designado como σ_X é,

$$\sigma_X = \sqrt{\sigma_X^2} \quad 2-22$$

2.3.9 Coeficiente de variação

Embora o valor do desvio padrão é expresso nas mesmas unidades que o valor médio, o seu valor absoluto não indica claramente o grau de dispersão da variável aleatória sem fazer referência ao valor médio. Para isto um termo não dimensional é introduzido, ele é designado como coeficiente de variação, δ_X ou $COV(X)$:

$$\delta_X = COV(X) = \frac{\sigma_X}{\mu_X} \quad 2-23$$

2.3.10 Distribuição uniforme

Uma variável aleatória contínua, X com função densidade de probabilidade,

$$f_X(x) = \frac{1}{b-a} ; a \leq x \leq b \quad 2-24$$

é uma variável aleatória uniforme, Fig. 2-7 [23].

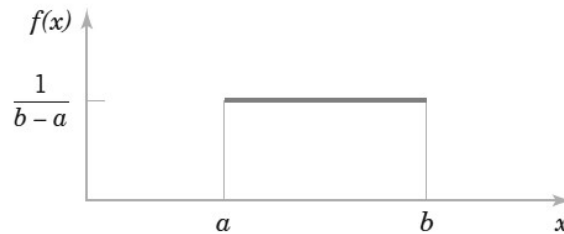


Fig. 2-6: Distribuição uniforme contínua [23].

A média é,

$$\mu_X = E(X) = \frac{a+b}{2} \quad 2-25$$

e variância é,

$$\sigma_X^2 = V(X) = \frac{(b-a)^2}{12} \quad 2-26$$

2.3.11 Distribuição normal ou de Gauss

A distribuição normal ou de Gauss é a mais importante de todas em probabilidade e estatística [24]. Muitas populações numéricas possuem distribuições que podem ser ajustadas aproximadamente por uma curva normal apropriada.

Uma variável aleatória contínua X com função densidade de probabilidade,

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_X}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu_X}{\sigma_X}\right)^2\right] ; -\infty < x < +\infty \quad 2-27$$

é uma variável aleatória normal com parâmetros μ_X onde $-\infty < \mu_X < \infty$, e $\sigma_X > 0$, Fig. 2-8.

Sendo,

$$\mu_X = E(X) \quad 2-28$$

$$\sigma_X^2 = V(X) \quad 2-29$$

A notação $N(\mu_X, \sigma_X^2)$ é usada para designar à distribuição normal.

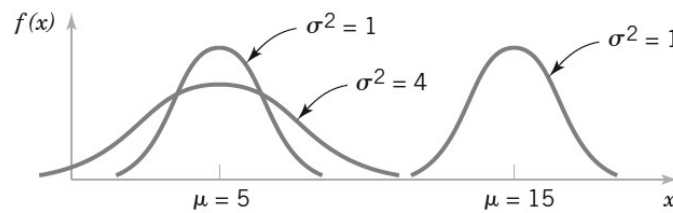


Fig. 2-7: Densidade de probabilidade normal com diferentes valores dos parâmetros μ_X e σ_X [23].

2.3.12 Distribuição normal padrão

Uma variável aleatória normal com parâmetros,

$$\mu_X = 0 ; \sigma_X^2 = 1 \quad 2-30$$

é chamada variável aleatória normal padrão e é designada com a letra Z . A função de distribuição acumulada de uma variável aleatória normal padrão é designada como,

$$\Phi(z) = P(Z \leq z) \quad 2-31$$

2.3.13 Distribuição lognormal

Se o expoente W é uma variável aleatória normal e $X = \exp(W)$, a distribuição de X é chamada distribuição lognormal. O nome é devido a que $\ln(X) = W$. Assim as probabilidades para X são obtidas pela transformação da distribuição normal.

Se W tem uma distribuição normal com media θ_W e variância ω_W^2 , logo $X = \exp(W)$ é uma variável aleatória lognormal, Fig. 2-9, com função de densidade de probabilidade,

$$f_X(x) = \frac{1}{x\omega_W\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{[\ln(x) - \theta_W]^2}{2\omega_W^2}\right\} ; 0 < x < +\infty \quad 2-32$$

A média e a variância são,

$$E(X) = \exp\left[\frac{\theta_W + \omega_W^2}{2}\right] \quad 2-33$$

$$V(X) = [\exp(2\theta_W + \omega_W^2)][\exp(\omega_W^2) - 1] \quad 2-34$$

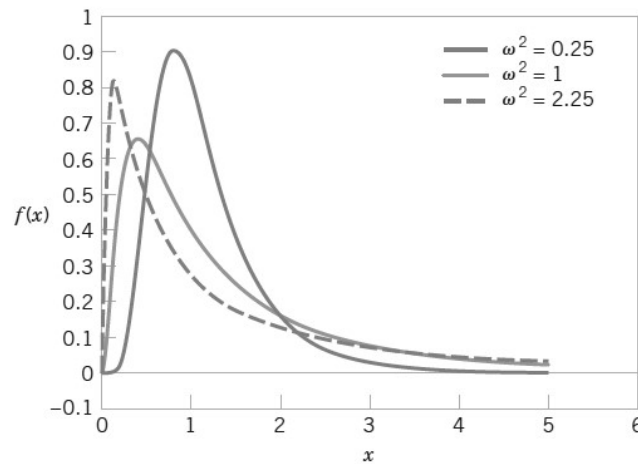


Fig. 2-8: Distribuições lognormal com $\theta_W = 0$ e diferentes valores de ω_W [23].

2.3.14 Função de densidade de probabilidade conjunta de duas variáveis aleatórias contínuas

A função de densidade de probabilidade conjunta de duas variáveis aleatórias contínuas, X e Y fornece um método para calcular a probabilidade de que elas assumem um valor em qualquer região, R de um espaço bidimensional.

Análogo ao caso de uma variável aleatória continua simples, X definida em uma dimensão, a função de densidade de probabilidade conjunta é definida sobre um espaço bidimensional. A integral dupla de $f_{XY}(x, y)$ sobre a região R fornece a probabilidade de que X, Y assumam um valor em R . Esta integral dupla representa a magnitude do volume abaixo da superfície $f_{XY}(x, y)$ sobre a região R , Fig. 2-10.

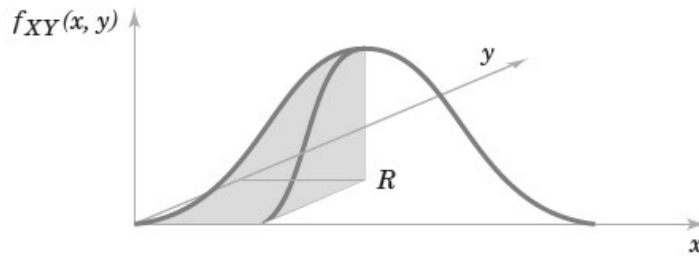


Fig. 2-9: Função de densidade de probabilidade conjunta para as variáveis, X e Y [23].

A função de densidade de probabilidade conjunta das variáveis aleatórias contínuas, X e Y , designada $f_{XY}(x, y)$, satisfaz as seguintes condições:

Para todos os x, y ,

$$f_{XY}(x, y) \geq 0$$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f_{XY}(x, y) dx dy = 1 \quad 2-35$$

E para qualquer região R do espaço bidimensional,

$$P[(X, Y) \in R] = \iint_R f_{XY}(x, y) dx dy \quad 2-36$$

2.4 Métodos de projeto estrutural

Os métodos de projeto estrutural podem ser classificados como [22]:

- a) Determinísticos (por exemplo, métodos baseados em tensões admissíveis)
- b) Probabilísticos ou baseados em confiabilidade (por exemplo, método dos coeficientes parciais)

Grande parte da discussão abaixo se baseia no desenvolvimento de métodos de projeto estrutural de edifícios e pontes, devido a que grandemente no passado estes tipos de estruturas civis conduziram os avanços na metodologia de projeto. O projeto estrutural de vasos de pressão e dutos ficou atrasado em relação à área civil, e só muito recentemente é que os métodos de estados limites estão sendo aplicados a estes tipos de construções mecânicas.

2.4.1 Métodos determinísticos

O método das tensões admissíveis é um método determinístico tradicional baseado no método de projeto elástico o qual tem sido usado extensivamente no passado para muitos tipos de estruturas ao longo do mundo [20] [22] [25]. A formulação em códigos de projeto ou normas baseados no método das tensões admissíveis tem a forma [20]:

$$S_N \leq R_a \quad 2-37$$

Onde S_N é a tensão nominal devida às cargas de projeto aplicadas ao componente e R_a é a tensão admissível,

$$R_a = R_N/SF \quad 2-38$$

onde R_N é a resistência nominal do material, muitas vezes igual à tensão nominal de escoamento e SF é o fator de segurança que leva em conta de todas as incertezas, por exemplo, em carga, resistência do material e métodos de análise.

Ambos os a tensão nominal, S e a resistência, R são variáveis de natureza aleatória ou estocástica; sua aleatoriedade é caracterizada pelos valores de suas médias, μ_S e μ_R , pelos valores dos seus desvios padrão, σ_S e σ_R , e pelas suas funções de densidade de probabilidade, $f_S(s)$ e $f_R(r)$, respectivamente, Fig. 2-11 [20]. Na Fig. 2-11, também estão identificados os valores nominais (determinísticos) desses parâmetros, S_N e R_N .

A resistência nominal (ou capacidade), R_N é geralmente um valor conservativo, talvez dois ou três desvios-padrão abaixo do valor médio, μ_R . A tensão nominal (ou demanda) do componente, S_N também é um valor conservativo e, portanto, é vários desvios-padrão acima do valor médio, μ_S .

Assim, o conservadorismo que se pretende introduzir em projetos baseados no método de tensões admissíveis sob a forma do fator de segurança, equações 2-44 e 2-45, depende de muitos outros fatores. Isto é da aleatoriedade ou incerteza no valor das tensões nominais, S da incerteza no valor da resistência, R e do grau de conservadorismo (numero de desvios padrão k_S e k_R na Fig. 2-11) com que os valores nominais de tensão e de resistência são selecionados pelo projetista.

O valor do fator de segurança nominal, S_N pode falhar na transmissão de uma margem de segurança que pode não ser real em um projeto.

A principal desvantagem com o método das tensões admissíveis é que todas as aleatoriedades associadas ao projeto são incorporadas num único coeficiente de segurança [22]. Como resultado, esta aproximação pode conduzir a inconsistências nos níveis de segurança, os que em geral são conservativos, mas em outros casos podem ser não conservativos.

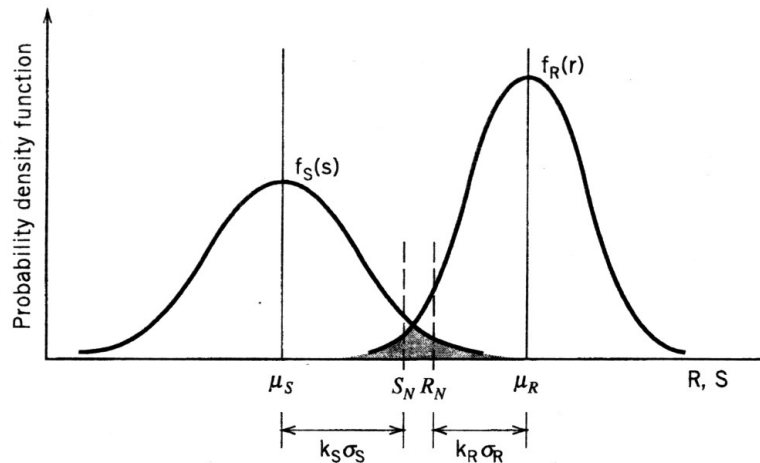


Fig. 2-10: Natureza aleatória da carga e da resistência e valores nominais de carga, S_N e de resistência, R_N no projeto determinístico [20].

2.4.2 Métodos semi-probabilísticos

A abordagem semi-probabilística de projeto abrange o método dos coeficientes parciais tais como os empregados no Eurocode 3 [26] e o método do fator de carga e de resistência (Load and Resistance Factor Design, *LRFD*) da norma ANSI/AISC 360 [27]. Estes métodos usam um número de coeficientes ou fatores parciais que são aplicados aos termos de resistência para diferentes tipos de componentes, e também aos tipos básicos de cargas de projeto [22]. Os tipos de carga dependem do tipo específico de estrutura, mas incluem:

- a) cargas permanentes ou mortas, por exemplo, peso próprio
- b) cargas vivas, por exemplo, operacionais, pressão, temperatura
- c) cargas dinâmicas, por exemplo, de impacto
- d) cargas do meio, por exemplo, vento, neve

Os fatores parciais refletem o nível de aleatoriedade ou incerteza em cada uma das variáveis básicas de projeto, por exemplo, no caso simples da Fig. 2-11 a aleatoriedade na tensão aplicada, S e na resistência, R .

No caso do método *LRFD*, o formato para uma verificação de projeto em sua forma mais simples é:

$$S_d \leq R_d$$

Onde S_d é a tensão de projeto do componente, ela é avaliada para a combinação de cargas mais desfavorável,

$$S_d = \sum_{i=1}^n \gamma_i L_i \quad 2-40$$

sendo,

γ_i o fator de carregamento para o tipo de carregamento i ($\gamma_i > 1$) e

L_i o valor da carga de projeto

No entanto que a resistência de projeto, R_d é,

$$R_d = R_k \phi \quad 2-41$$

onde,

R_k é a resistência nominal do componente, função do material e da geometria

ϕ é o fator de resistência, função do tipo de componente e solitação ($\phi < 1$)

2.4.3 Estados limites

O projeto probabilístico ou baseado em confiabilidade começa com a definição da “função de estado limite”, também chamada “função de comportamento”, para o modo ou mecanismo de falha que se pretende avaliar [20] [25] [28] [29]. Em geral, o problema pode ser considerado como um problema de oferta e demanda. Para o caso simples onde só duas variáveis aleatórias estruturais básicas são consideradas, a falha ocorre quando a resistência, R (oferta) e menor que o valor de carregamento ou tensão no componente, S (demanda). Uma forma geral de função de estado limite é,

$$g(R, S) = R - S \quad 2-42$$

A falha vai ocorrer quando,

$$g(R, S) < 0 \quad 2-43$$

Além disso, as características aleatórias das variáveis estruturais básicas R e S necessitam ser conhecidas, isto é suas respectivas funções de densidade de probabilidade. Devido a que R e S são variáveis aleatórias sempre vai existir uma probabilidade de falha, P_f que é definida como,

$$P_f = \Pr[g(R, S) < 0] = \Pr(R < S) \quad 2-44$$

No caso geral, os estados limites podem ser considerados sem uma interpretação física específica, tal que um estado limite é só um critério matemático que classifica qualquer conjunto de valores das variáveis estruturais básicas, X_1, X_2, \dots, X_n (por exemplo, cargas, propriedades mecânicas do material e variáveis geométricas) em duas categorias [22].

A categoria conhecida como conjunto seguro onde a função de estado limite é,

$$g(X_1, X_2, \dots, X_n) > 0 \quad 2-45$$

e a categoria conhecida como conjunto não seguro ou conjunto de falha onde a função de estado limite é,

$$g(X_1, X_2, \dots, X_n) < 0 \quad 2-46$$

No âmbito dos estados limites o termo “falha” significa não satisfazer a função de estado limite, e não uma falha no sentido de algum evento físico como a ruptura (rupture) ou o vazamento (leak) de um tubo.

O formato internacional da norma ISO 2394:1998 [30] de princípios gerais de confiabilidade para estruturas, classifica aos estados limite como:

- a) estados limite últimos (ultimate limit states, *ULS*), relacionados com o colapso ou quaisquer outras formas similares de falha estrutural
- b) estados limite de serviço (serviceability limit states, *SLS*), relacionados com condições de funcionamento normal da estrutura.

2.4.4 Estados limites considerados em códigos de dutos

Um número considerável de definições de estados limite na operação de dutos tem sido proposto, a maioria destes usa os conceitos de *SLS* e *ULS* [22]. Por exemplo, os estados limite para os gasodutos podem ser categorizados como [31]:

- *ULS*, os que incluem grandes vazamentos e ruptura, resultando em significativas consequências para a seguridade
- Estados limite de vazamento, os que incluem vazamentos provenientes de furos menores que 10 mm; conduzem a uma limitada perda do conteúdo do gasoduto que não tem consequências significativas

- *SLS*, os que incluem dano ao gasoduto devido a excessiva deformação plástica, ovalização, presença de mossas, flambagem local ou global; podem provocar uma interrupção do serviço do gasoduto e exigir reparo, mas não causam perda de produto.

2.4.5 Estados limites e diagrama FAD

Até agora se tem tratado somente alguns aspectos dos estados limites em relação com projeto estrutural de componentes metálicos, mas a filosofia dos estados limite também é aplicável à avaliação da integridade estrutural de componentes ou estruturas em serviço contendo diferentes tipos de dano, por exemplo, trincas. Atualmente, o método mais utilizado no nível industrial para a análise de trincas é o diagrama *FAD*. Independentemente do tipo específico de diagrama *FAD* empregado (R6 [6], API 579-1/ASME FFS-1 [4], BS7910 [5] ou outro), uma combinação das variáveis aleatórias estruturais básicas, por exemplo:

- a) tensão
- b) tamanho da trinca
- c) limite de escoamento
- d) tenacidade à fratura

determina a posição do ponto de avaliação no diagrama. Se o ponto fica dentro do diagrama *FAD* a situação é segura, ou seja, que o ponto de avaliação pertence ao “conjunto seguro” [$g(X_1, X_2, \dots, X_n) > 0$]. Se o ponto fica fora do diagrama *FAD* a situação é potencialmente insegura, ou seja, que em este caso o ponto de avaliação pertence ao “conjunto não seguro” ou “domínio de falha” [$g(X_1, X_2, \dots, X_n) < 0$]. Assim, o diagrama *FAD* representa duas funções de estado limite; a função de estado limite de falha por fratura e a função de estado limite por colapso plástico (linha de corte ou cut off).

No caso específico do diagrama *FAD* empregado no procedimento API579-1/ASME FFS-1 [4], Parte 9, Nível de avaliação 2, as funções de estado limite são [11]:

$$g_{K_{rFAD}}(X) = K_{rFAD} - K_r \tag{2-47}$$

$$gL_r^P(X) = L_{r(max)}^P - L_r^P$$

Se ambas as funções de estado limite forem maiores que zero, o componente funcionará com segurança. Inversamente, se uma ou ambas as funções for menor ou igual que zero, o componente é considerado potencialmente inseguro pelo procedimento API579-1/ASME FFS-1, mas no presente trabalho, admite-se que o componente falha. Este último critério define o domínio de falha do diagrama *FAD*, Fig. 2-11.

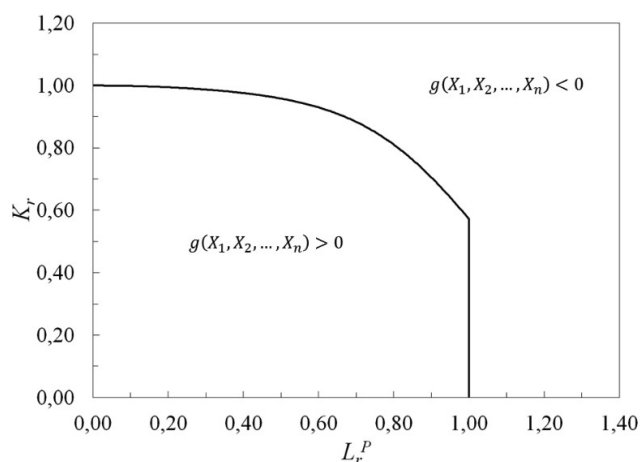


Fig. 2-11: Funções de estado limite no diagrama *FAD* [fonte: autor]

2.5 Definição matemática de probabilidade de falha

No caso de duas variáveis aleatórias estruturais básicas, R e S , a probabilidade de falha pode ser calculada através da seguinte integral dupla:

$$P_f = P[g(R, S) \leq 0] = \iint_{g(R, S) \leq 0} f_{R, S}(r, s) dr ds \quad 2-48$$

onde,

r - são valores específicos da variável aleatória de resistência, R

s - são valores específicos da variável aleatória de carga, S

$f_{R, S}(r, s)$ - função de densidade de probabilidade conjunta das variáveis aleatórias de carga e resistência

A representação geométrica da probabilidade de falha, no caso da equação 2-48, é mostrada na Fig. 2-12 [29]. Na Fig. 2-12(a), se visualiza a função de densidade de probabilidade conjunta $f_{R, S}(r, s)$, e o volume definido por ela, e as chamadas funções marginais de densidade de probabilidade $f_R(r)$ e $f_S(s)$.

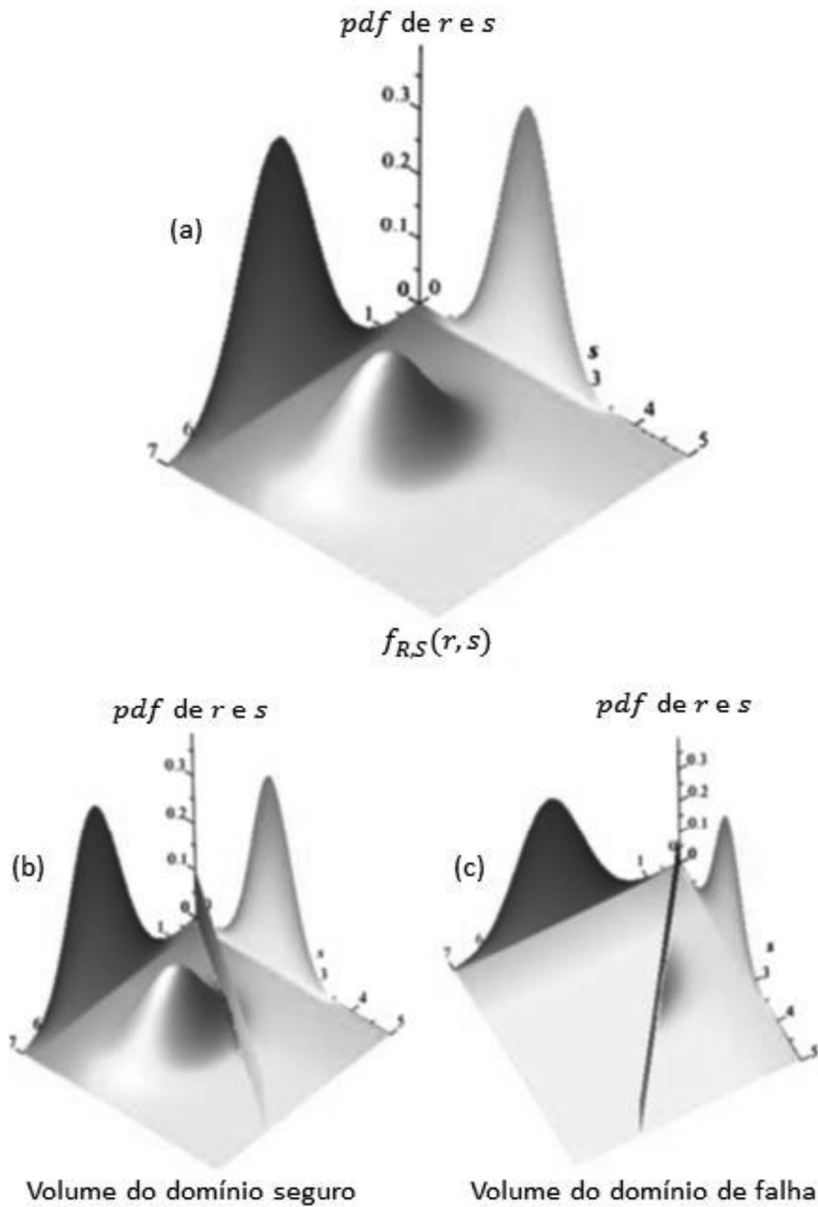


Fig. 2-12: Representação geométrica da probabilidade de falha (adaptado de [29]).

A função de densidade de probabilidade conjunta e o volume definido por ela pode ser separado em duas partes, como é mostrado nas Fig. 2-12(b) e 2-12(c), sendo a linha de separação $R = S$ a função de estado limite, onde $g(R, S) = 0$. A probabilidade de falha pode ser agora interpretada em um sentido geométrico como a porção do volume definido pela função de densidade de probabilidade conjunta localizada sobre o domínio de falha onde $g(R, S) < 0$, Fig. 2-12(c).

Quando as variáveis aleatórias R e S são estatisticamente independentes, sua função de densidade de probabilidade conjunta pode ser expressa como o produto de suas densidades de probabilidade individuais,

$$f_{R,S}(r, s) = f_R(r)f_S(s) \quad 2-49$$

Substituindo a equação 2-49 na 2-48 a probabilidade de falha resulta,

$$P_f = \iint_{g(R,S) \leq 0} f_R(r)f_S(s)drds \quad 2-50$$

No caso mais geral de n variáveis aleatórias estruturais básicas, a probabilidade de falha é definida como a seguinte integral multidimensional [32]:

$$P_f = P[g(X_1, X_2, \dots, X_n) \leq 0] = \iint_{g(X_1, X_2, \dots, X_n) \leq 0} \dots \int f_{X_1, X_2, \dots, X_n}(x_1, x_2, \dots, x_n)dx_1 dx_2, \dots, dx_n \quad 2-51$$

X_1, X_2, \dots, X_n - variáveis aleatórias estruturais básicas

$g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ - função de estado limite

$g(X_1, X_2, \dots, X_n) < 0$ - domínio de falha

$f_{X_1, X_2, \dots, X_n}(x_1, x_2, \dots, x_n)$ - função de densidade de probabilidade conjunta das variáveis aleatórias estruturais básicas

Similarmente ao caso anterior de duas variáveis aleatórias estruturais básicas estatisticamente independentes R e S , equação 2-54, em este ultimo caso a função de densidade de probabilidade conjunta pode ser substituída pelo produto das n funções de densidade de probabilidade individuais. Na prática, é difícil obter ainda estes, muito mais, a sua função de densidade de probabilidade conjunta.

Mesmo se essa função esteja disponível ou que as variáveis aleatórias sejam estatisticamente independentes, a avaliação da integral multidimensional da equação 2-55 é muito complicada. Portanto, na pratica os métodos de análise de confiabilidade usam aproximações analíticas ou de simulação que são mais simples para poder estimar o resultado de esta integral.

No caso específico do diagrama FAD empregado no procedimento API579-1/ASME FFS-1 [4], Parte 9, Nivel de avaliação 2, a integral multidimensional 2-51 pode ser escrita como [11],

$$P_f = \iint_{g(X) \leq 0} P(L_r^P, K_r)dK_r dL_r^P \quad 2-52$$

2.6 Métodos computacionais de confiabilidade estrutural

Existem dois tipos principais de métodos para quantificar a confiabilidade de um componente ou sistema de engenharia [32]. O primeiro método pode ser referido como "baseado em ensaios" ou "empírico", e o segundo método pode ser referido como "computacional".

Os métodos computacionais para estimar a confiabilidade estrutural podem ser classificados em duas categorias [32]:

- a) Métodos analíticos, por ex. o método *FORM* (first order reliability method) e o método *SORM* (second order reliability method)
- b) Métodos de simulação, por. ex. o método de simulação de Monte Carlo (*MCS*)

Os métodos analíticos constituem aproximações de primeira ordem ou de segunda ordem da função de estado limite e da integral de probabilidade da equação 2-51.

Os métodos de simulação geram muitas amostras aleatórias das variáveis estruturais básicas e avaliam se a função de estado limite é violada em cada uma dessas simulações.

2.6.1 Simulação de Monte Carlo

O método computacional de *MCS* é uma técnica de experimentação numérica utilizada na análise probabilística de sistemas de engenharia [20] [25] [29] [33]. Em cada experimento, os valores de variáveis aleatórias de entrada são amostrados com base em suas funções de densidade de probabilidade, *pdf* e as variáveis de saída são calculadas usando um modelo computacional, Fig. 2-14. Uma série de experimentos é realizada dessa maneira, e os resultados são utilizados para calcular as estatísticas das variáveis de saída.

No contexto dos métodos computacionais de análise de confiabilidade, o método *MCS* tem sido usado para duas finalidades [33]:

- a) validação dos métodos analíticos *FORM* e *SORM*
- b) solução de sistemas grandes e complexos, quando aproximações analíticas são muito complexas

O segundo caso ocorre quando a função de estado limite $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ não pode ser escrita como uma expressão de forma fechada em termos das variáveis aleatórias de entrada X_1, X_2, \dots, X_n .

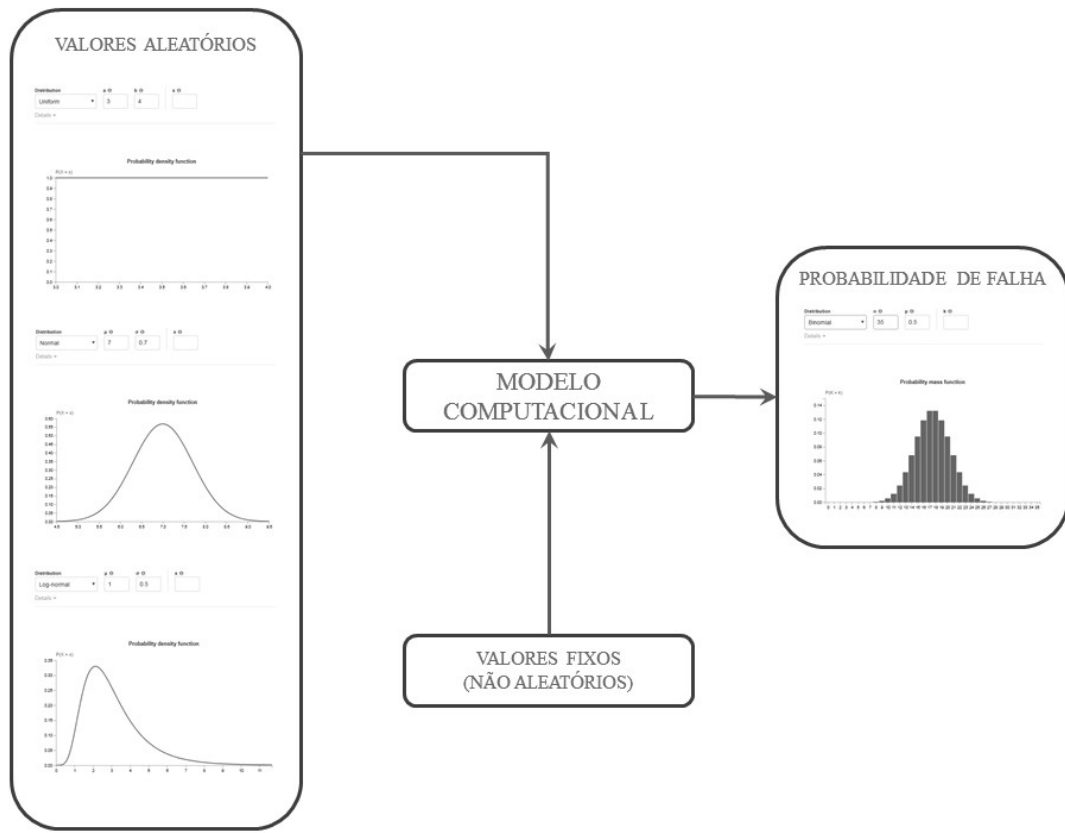


Fig. 2-13: Estimação da probabilidade de falha pelo método *MCS* [fonte: o autor].

O método *MCS* realiza múltiplas análises determinísticas do sistema para diferentes conjuntos de valores das variáveis aleatórias de entrada e calcula as estatísticas necessárias para o problema de engenharia que é analisado.

A fim de avaliar a probabilidade de falha de um componente ou sistema para uma determinada condição, o método direto de *MCS* consistiria nas seguintes etapas [33]:

- a) geração de valores das variáveis aleatórias de entrada, X_1, X_2, \dots, X_n de acordo com suas *pdf*
- b) realizar a análise determinística e verificar se o sistema tem falhado, isto é determinar se $g(X_1, X_2, \dots, X_n) < 0$
- c) repetição da etapa a) e b) um numero de vezes N_{MCS} e conto do numero de falhas, N_f
- d) obter a estimativa pontual da probabilidade média de falha, \bar{P}_f como,

$$\bar{P}_f = \frac{N_f}{N_{MCS}} \quad 2-53$$

No presente trabalho o termo “erro estatístico” representa a diferença entre a estimativa pontual da probabilidade média de falha, \bar{P}_f e o valor da média da população. O erro estatístico da estimativa pontual é dependente do número de amostras, N_{MCS} .

Na Fig. 2-14 se pode observar que quando $N_{MCS} \rightarrow \infty$, \bar{P}_f tende ao valor da média da população (padronizado com o valor 1), e portanto, o erro estatístico tende a zero. A convergência observada é em $N_{MCS} = 10^4$.

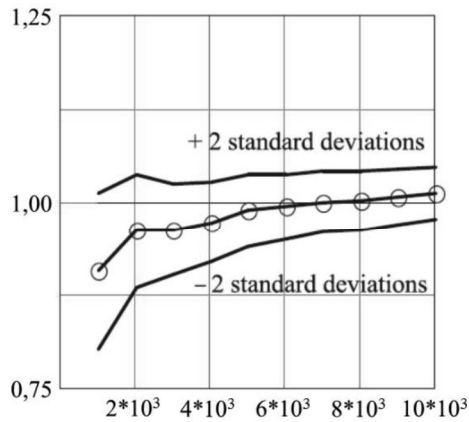


Fig. 2-14: Estimativa pontual da probabilidade média de falha, \bar{P}_f obtida por *MCS* (pontos vazios), a convergência observada é em 10^4 (adaptado de [25]).

Para realizar com sucesso este tipo de simulação, a primeira etapa é aprender como fazer a escolha dos valores das variáveis de entrada para cada experimento. Muitos programas computacionais comerciais têm geradores de números aleatórios para as distribuições de probabilidade comumente usadas em confiabilidade estrutural (por exemplo, uniforme, normal, lognormal ou weibull). Por outro lado, deve ter-se em conta que uma *MCS* também pode incluir valores fixos (não aleatórios) de variáveis estruturais básicas como entrada, Fig. 2-13.

2.6.2 Valor alvo da probabilidade de falha

No caso de uma análise de confiabilidade, uma vez que foi obtida a estimativa da probabilidade média de falha, \bar{P}_f pelo método (*MCS*, *FORM* ou *SORM*) ela tem que ser comparada contra o chamado “valor alvo de probabilidade de falha” (target failure probability), P_f^t devendo-se verificar que,

$$\bar{P}_f < P_f^t \quad 2-54$$

O valor \bar{P}_f também pode ser expresso em termos do chamado “coeficiente de confiabilidade”, β :

$$\beta = -\Phi^{-1}(\bar{P}_f) \quad 2-55$$

sendo Φ^{-1} o inverso da função de distribuição acumulada da distribuição normal padrão. A Tabela 2-5 expressa a relação entre β e \bar{P}_f .

Tabela 2-1: Relação entre a probabilidade de falha e o coeficiente de confiabilidade (adaptado de [14]).

\bar{P}_f	10^{-1}	10^{-2}	10^{-3}	10^{-4}	10^{-5}	10^{-6}	10^{-7}
β	1,3	2,3	3,1	3,7	4,2	4,7	5,2

O valor P_f^t depende do tipo específico de componente ou sistema, sendo muito baixa onde as consequências da falha são graves ou muito graves, por exemplo, no caso da perda de vidas humanas. Para o caso de gasodutos onshore uma metodologia tem sido proposta para a definição de valores P_f^t . [34]

2.6.3 Definição do número de amostras necessárias no metodo MCS

Nesta fase, uma pergunta importante é, quantas simulações são necessárias? Uma forma possível de responder à pergunta anterior é avaliar o coeficiente de variação da probabilidade de falha estimada [20] [25]. Este coeficiente de variação pode ser por sua vez estimado admitindo que cada simulação de Monte Carlo é um ensaio de Bernoulli, e que o numero de falhas N_f em N_{MCS} ensaios seguem uma distribuição de probabilidade binomial, ver ponto 2.3.10. Assim o coeficiente de variação de \bar{P}_f pode ser expresso como:

$$COV_{\bar{P}_f} = \sqrt{\frac{1 - \bar{P}_f}{N_{MCS} \bar{P}_f}} \quad 2-56$$

A definição do numero mínimo de simulações necessárias, N_{MCS}^{\min} vai requerer também a definição do valor P_f^t que se pretenda atingir, ver ponto 2.6.2, e do valor alvo do coeficiente de variação, $COV_{P_f^t}^t$

$$COV_{P_f^t}^t = \sqrt{\frac{1 - P_f^t}{N_{MCS}^{\min} P_f^t}} \quad 2-57$$

Assim o valor de N_{MCS}^{\min} é,

$$N_{MCS}^{\min} = \frac{1 - P_f^t}{(COV_{P_f^t}^t)^2 P_f^t} \quad 2-58$$

2.7 Análise de confiabilidade em procedimentos de avaliação de integridade estrutural

A fim de garantir análises confiáveis que estão do lado da segurança, por um lado, mas que não são excessivamente conservativos (antieconômicos) por outro lado, se dispõe de várias opções [14]:

- 1) uma análise determinística usando os limites inferiores (ou superiores) de todas as variáveis estruturais de entrada, tais como a tensão de escoamento, tenacidade à fratura, tamanho da trinca, cargas aplicadas e nível de tenções residuais (lower and upper bound analysis)
- 2) uma análise probabilística usando as funções de densidade de probabilidade como variáveis estruturais de entrada. Isto vai dar a estimativa a probabilidade de falha do componente que está sendo considerado, devendo-se verificar logo a equação 2-58
- 3) uma análise usando coeficientes parciais de segurança os que são aplicados às variáveis estruturais de entrada para assegurar assim que a probabilidade de falha admissível (target failure probability) não vai ser atingida, Tabela 2-4. Adicionalmente, os valores dos coeficientes parciais de segurança dependem também do coeficiente de variação da variável estrutural básica considerada. Este tipo de análise, algumas vezes é designado como “análise semi-probabilístico”.

Em aplicações reais as anteriores três opções frequentemente estão combinadas, isto é, algumas variáveis estruturais de entrada são limites superiores ou inferiores, ou seja, valores fixos, e outras são distribuições de probabilidade, Fig. 2-13. Na Tabela 2-4 se mostram os valores dos coeficientes parciais de segurança para a profundidade da trinca, γ_a sugeridos nos procedimentos SINTAP/FITNET e BS 7910 em função do valor alvo da probabilidade de falha, P_f^t . [14] O valor γ_a é um fator que multiplica o valor médio da profundidade da trinca, admitindo que as diferentes medições seguem uma distribuição normal.

Tabela 2-2: Valores dos coeficientes parciais de segurança, γ_a para o caso da variável tamanho de trinca (adaptado de [14]).

P_f^t	$2,3 * 10^{-1}$	$1,0 * 10^{-3}$	$7,0 * 10^{-5}$
COV_a	γ_a	γ_a	γ_a
0,10	1,00	1,40	1,50
0,20	1,05	1,45	1,55
0,30	1,08	1,50	1,65
0,50	1,15	1,70	1,85

2.8 Probabilidade de detecção por END

Há uma variedade de métodos de *END* disponíveis com diferentes capacidades. Uma das principais características dos métodos é o seu valor de tamanho de defeito, a_{90} .

Na Fig. 2-15 é mostrada a chamada “curva de probabilidade de detecção” ou curva $POD(a)$, sendo a o tamanho do defeito. No caso de defeitos tipo trinca a forma de esta curva é em principio dependente do método de *END* considerado (por exemplo, ultra-som, partículas magnéticas ou outro) da geometria do componente (por exemplo, placa, tubo ou outra) e da geometria e posição das trincas no componente (por exemplo, superficial ou sub-superficial).

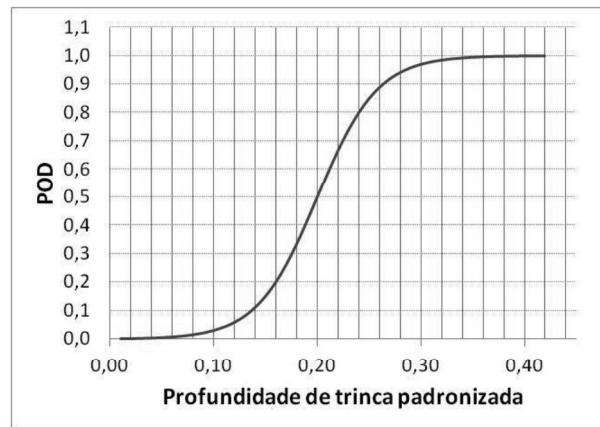


Fig. 2-15: Curva de probabilidade de detecção para o caso de trincas superficiais [fonte: autor].

Considerando a curva da Fig. 2-15, para obter uma probabilidade de detecção mínima de 90% durante o processo de inspeção, a profundidade de trinca padronizada definida como a razão entre a profundidade da trinca superficial e a espessura do material do componente, deve ser de 0,263.

Supondo, por exemplo, o caso de um tubo com espessura de parede igual 10,0 mm, se diz que o $a_{90} = 0,263 * 10 = 2,63$ mm. Trincas com profundidades menores que 2,63 mm terão probabilidades de detecção menores que 90%, entanto que trincas com profundidades maiores que 2,63 mm terão probabilidades de detecção maiores que 90 %.

Desde o ponto de vista da metodologia de avaliação de integridade estrutural, o verdadeiramente importante é o máximo tamanho de trinca que provavelmente possa não ser detectado, isto é a_{90} , e não o menor tamanho de trinca que possa ser pego durante um processo de inspeção por *END* [35]. Para o caso do exemplo anterior do tubo, se pode considerar que é possível que durante um processo de inspeção caracterizado pela curva $POD(a)$ da Fig. 2-15 se possam perder trincas com profundidades menores que 2,63 mm.

2.8.1 Intervalo de confiança

A Fig. 2-16 mostra uma curva $POD(a)$ estimada utilizando o software mh1823 desenvolvido pelo Charles Annis da companhia Statistical Engineering, e também o intervalo de confiança de 95 % caracterizado pelas curvas descontínuas de limite superior e inferior de confiança [36]. Por exemplo, para o caso de uma probabilidade de detecção de 90%, se tem uma probabilidade ou confiança de 95% de que o valor verdadeiro fique dentro do intervalo de confiança indicado pelo segmento horizontal na Fig. 2-16 [37]. Na situação mais conservadora desde o ponto de vista da integridade estrutural, corresponde adotar a intercepção do extremo do segmento vermelho com a curva de limite inferior de confiança. O valor da projeção do ponto de intercepção com eixo horizontal é usualmente designado na literatura de END como $a_{90/95}$. Tendo em conta a Fig. 2-16, e por exemplo, a inspeção de um tubo com espessura de parede de 10,0 mm, o valor de $a_{90/95} = 0,3133002 * 10,0 = 3,133 \text{ mm}$.

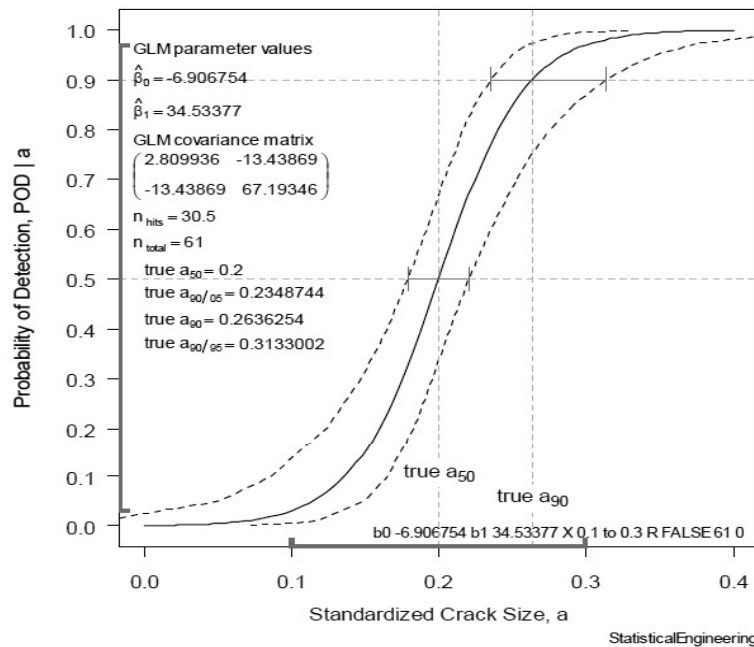


Fig. 2-16: Resultado do análise hit/miss realizado com o software mh1823 [36].

2.8.2 Confiabilidade e capacidade dos END

Os termos “capacidade” ou “capacidade intrínseca” e “confiabilidade” dos END têm sido usados de forma indistinta por muitos autores, incluindo alguns pioneiros da área como Alan P. Berens no seu clássico artigo “NDE Reliability data analysis” [38]. Porém a confiabilidade em END , R , tem sido definida de uma forma abrangente como uma função de três variáveis [39]:

$$R = f(IC) - g(AP) - h(HF) \quad 2-59$$

Onde IC é a capacidade intrínseca do equipamento baseada em leis físicas e no potencial técnico; AP são os efeitos dos parâmetros da aplicação industrial tais como restrições de acesso

ao local e condição da superfície a ser inspecionada; e *HF* são efeitos do fator humano tais como a qualificação dos inspetores de *END* e sua fadiga física.

Neste momento, deve se notar especialmente que ao longo do resto da seção 2.8 o termo “confiabilidade” é referido à confiabilidade em processos (ou sistemas) de *END* e não à confiabilidade estrutural.

A expressão de *R* na equação 2-59 deve ser interpretada de uma “forma filosófica”. O modelo conceitual sugere que a confiabilidade de um proceso (ou sistema) de inspeção por *END* nunca será melhor do que a capacidade idealizada ou intrínseca $f(IC)$, ou seja, a capacidade baseada em leis físicas.

O modelo sugere também que a confiabilidade vai tender para ser degradada quando a técnica de *END* seja usada em aplicações industriais específicas devido aos afastamentos das hipóteses assumidas durante a determinação da capacidade intrínseca.

2.8.3 Níveis de confiabilidade em processos de END

Pode-se ter uma estimativa qualitativa do nível de confiabilidade de diferentes processos de *END*, a partir da observação das suas respectivas curvas $POD(a)$. Por exemplo, para avaliar a efetividade de diferentes equipes de inspetores de *UT* durante a inspeção de tubos de aços ferríticos, três curvas $POD(a)$ têm sido propostas identificadas com diferentes qualificativos, Fig. 2-17 [40]. Os qualificativos utilizados foram “equipe avançado” (AT), o “equipe bom” (GT) e “equipe ruim” (PT).

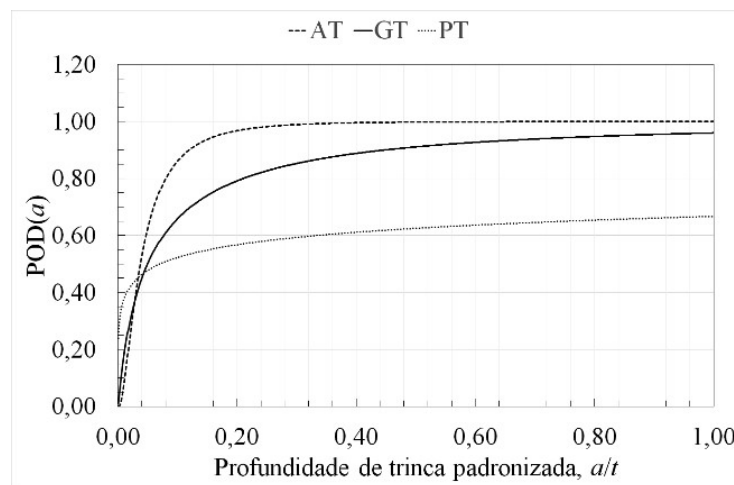


Fig. 2-17: Curvas $POD(a)$ de diferentes processos de inspeção de tubos (adaptado de [11]).

Obviamente, os métodos avançados permitem baixos valores de a_{90} . Esta situação é muito conveniente desde o ponto de vista da avaliação de integridade estrutural, ou seja, ter uma curva $POD(a)$ com uma alta inclinação inicial.

2.8.4 Natureza estatística dos processos de END

Em geral os processos de *END* envolvem a aplicação de um estímulo numa estrutura e a interpretação da resposta devida ao estímulo aplicado [38]. Inspeções repetidas de um mesmo defeito podem produzir diferentes magnitudes da resposta devidas a muitos fatores, por exemplo, pequenas variações no ajuste da calibração. Esta variabilidade é inerente a todos os processos.

Diferentes defeitos de um mesmo tamanho podem produzir diferentes magnitudes da resposta devido às diferenças em:

- 1) propriedades do material
- 2) geometria do defeito
- 3) orientação do defeito

A interpretação da resposta pode ser influenciada pelos fatores já mencionados no ponto 2.8.2, mas também em dependência da capacidade do interpretador, isto é, se a interpretação é feita de forma manual ou automática.

Todos esses fatores contribuem à incerteza e conduzem à caracterização probabilística da confiabilidade do processo de inspeção. Existem duas abordagens probabilísticas para analisar a confiabilidade de dados de inspeção dos *END*. Originalmente os resultados de uma inspeção eram relatados em termos de se um defeito era o não detectado. Dados de este tipo são chamados “hit/miss” (detecção = hit, não detecção = miss) e o método de análise para este tipo de dados evoluiu originalmente a partir da caracterização binomial.

Posteriormente foi observado que ha mais informação contéuda no sinal de resposta hit/miss. Isto é, a que a intensidade do sinal de resposta esta associada ao tamanho do defeito percebido, dados de esta natureza são chamados dados “sinal de resposta” (signal response data) ou $a - \hat{a}$. Onde a é o tamanho verdadeiro (ou de referência) do defeito, e \hat{a} é o tamanho percebido do defeito com o processo de *END* às traves do seu sinal de resposta.

Embora a abordagem hit/miss e a abordagem $a - \hat{a}$ estão baseadas em dados de diferente natureza, dados hit/miss podem igualmente ser obtidos de dados $a - \hat{a}$.

2.8.5 Curva POD(a) baseada em dados hit/miss

A Fig. 2-18 mostra os resultados de 60 inspeções de correntes parasitas em um conjunto de 41 trincas localizadas nos furos de parafusos de fixação de um segmento de ala de um avião C-130 [38]. Cada ponto representa a proporção de vezes em que a trinca foi detectada. Por exemplo, a trinca de 8 mm de comprimento foi detectada 36 vezes ao longo das 60 inspeções. Assim, a

probabilidade de detecção para este tamanho de trinca é $36/60 = 0,6$ ou 60%. O conjunto total de dados hit/mis da Fig. 2-18 indica claramente que:

- 1) as chances de detecção estão correlacionadas com o tamanho de trinca
- 2) trincas com aproximadamente o mesmo tamanho podem ter probabilidades de detecção significativamente diferentes
- 3) outros fatores diferentes ao tamanho da trinca também afetam as chances de detecção

Dados de esta natureza fornecem a base para a caracterização da confiabilidade de processos de *END* baseada em dados hit/miss.

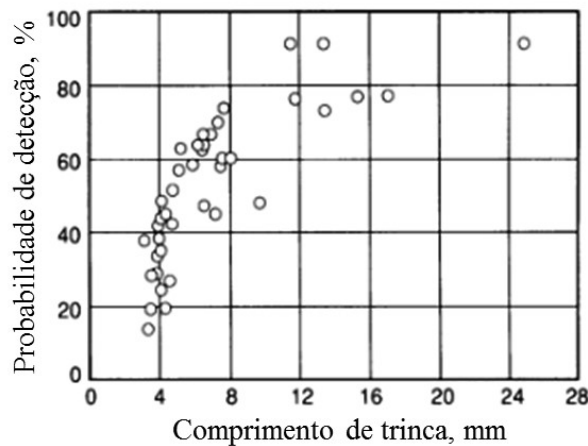


Fig. 2-18: Dados hit/miss obtidos com o ensaio de correntes parasitas (adaptado de [38]).

As curvas $POD(a)$ que resultam do ajuste de dados experimentais do tipo hit/miss podem ser representadas matematicamente por uma função logística [38]:

$$POD(a) = \frac{1}{1 + \exp(-\beta_1 - \beta_2 a)} = \frac{\exp(\beta_1 + \beta_2 a)}{1 + \exp(\beta_1 + \beta_2 a)} \quad 2-60$$

Este modelo inclui os parâmetros β_1 e β_2 os que são determinados a partir do ajuste da curva $POD(a)$. O modelo tem sido usado para o ajuste de dados hit/miss em estudos de confiabilidade de *END* usados durante a inspeção de componentes de plantas nucleares [41]. As bases de este modelo são revisadas no relatório ENIQ N° 41 [42].

2.8.6 Curva $POD(a)$ baseada em dados sinal de resposta

Em *END* as indicações estão baseadas na interpretação da resposta à aplicação de um estímulo [38]. Em correntes parasitas ou sistemas de ultrassom, a resposta pode ser um pico de voltagem com referencia a uma calibração. Em líquidos penetrantes fluorescentes seria uma combinação de brilho e tamanho da indicação.

Admite-se que o sinal de resposta pode ser quantificado em termos de um parâmetro, \hat{a} o qual é correlacionado com o tamanho verdadeiro da trinca, a . Só se \hat{a} excede um limiar de decisão, \hat{a}_{dec} vai ser relatado como uma indicação positiva, Fig. 2-19.

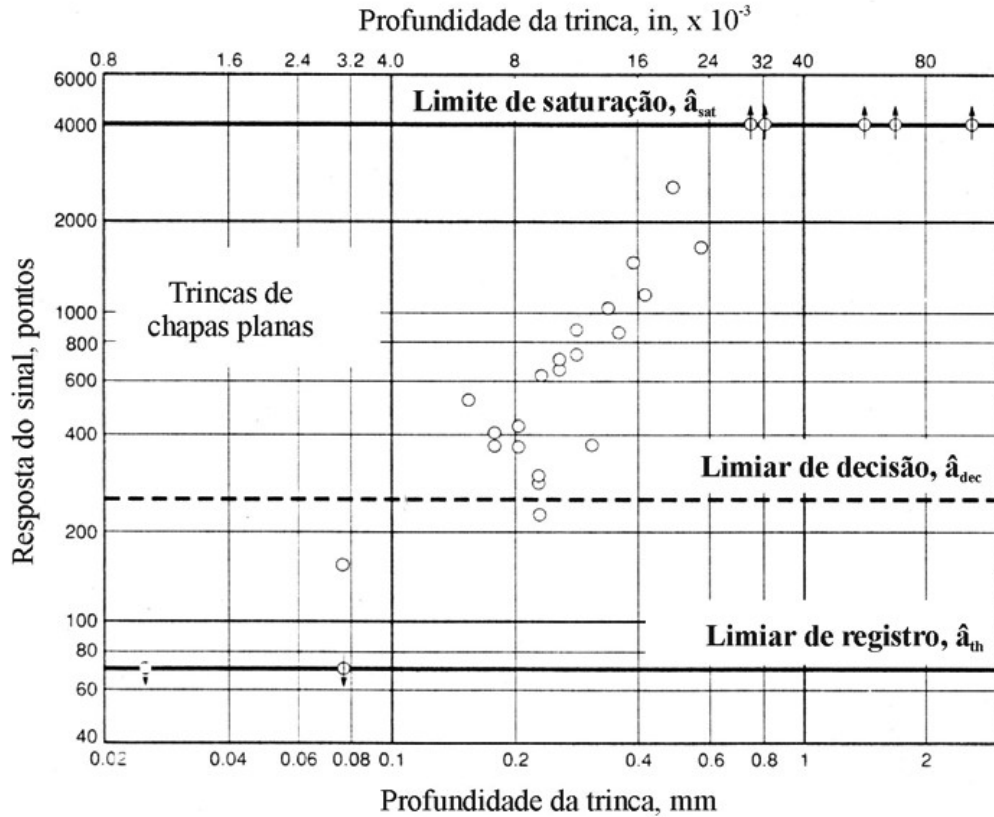


Fig. 2-19: Exemplo dados de resposta do sinal em função da profundidade verdadeira da trinca [43].

A Fig. 2-19 mostra a relação da resposta do sinal, \hat{a} , com a profundidade verdadeira da trinca, a , em mm.

O valor limite de decisão, \hat{a}_{dec} foi escolhido em 250 pontos e o valor de saturação do sistema de registro, \hat{a}_{sat} foi selecionado em 4000 pontos. Só valores incluídos na faixa de 250-4000 pontos foram considerados detecções.

No caso de dados do tipo sinal de resposta, o seguinte modelo de relação entre \hat{a} e a é frequentemente admitido [38]:

$$\ln \hat{a} = \beta_0 + \beta_1 \ln(a) + \delta \quad 2-61$$

Tendo em conta a hipótese anterior para o caso do ajuste de dados experimentais, o modelo geralmente admitido é [38]:

$$POD(a) = \Phi \left\{ \frac{\ln(a) - [\ln(\hat{a}_{dec}) - \beta_0]/\beta_1}{\sigma_\delta/\beta_1} \right\} \quad 2-62$$

A equação 2-66 é uma distribuição lognormal acumulada com valor médio, μ

$$\mu = [\ln(\hat{a}_{dec}) - \beta_0]/\beta_1 \quad 2-63$$

e desvio padrão, σ

$$\sigma = \sigma_8/\beta_1 \quad 2-64$$

2.8.7 Impacto da informação $POD(a)$ no risco estrutural

O efeito da mudança na probabilidade de falha no risco estrutural devido às inspeções de *END* tem sido estudado [44]. Este estudo assumiu as seguintes hipóteses:

- a) as consequências da falha não são afetadas pelo processo de inspeção
- b) no caso de detecção durante a inspeção, as trincas são reparadas ou removidas

Levando em conta as anteriores hipóteses, se tem:

$$\Delta R = \left[1 - \frac{p_f(\text{depois da inspecao})}{p_f(\text{antes da inspecao})} \right] * 100 \quad 2-65$$

Onde ΔR é a percentagem de redução do risco estrutural devido às inspeções de *END*. Uma inspeção “perfeita” (aquela capaz de encontrar todos os defeitos de todos os tamanhos) vai reduzir a probabilidade de falha até 0, e assim, $\Delta R = 100\%$. Por outro lado, valores de ΔR aproximadamente iguais ao 0 são indicativos de processos muito ruins de inspeção.

Para avaliar o efeito do comportamento de diferentes procedimentos de *END*, se empregaram curvas $POD(a)$ "definidas pelo usuário", Fig. 2-20 [44] [45] [46]. Cada uma de estas curvas é caracterizada pelo seu valor limiar (threslod), a_{th} e pelo seu valor de patamar (plateau), POD_{pt} . Sendo a hipótese adotada para as duas curvas definidas pelo usuário, à esquerda da Fig. 2-20:

$$\begin{aligned} POD(a) &= 0 \text{ para } 0 < a < a_{th} \\ POD(a) &= POD_{pt}, \text{ para } a > a_{th} \end{aligned} \quad 2-66$$

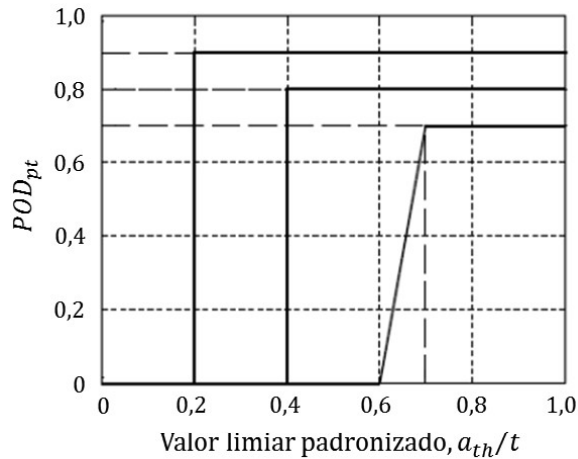


Fig. 2-20: Curvas “definidas pelo usuário” (adaptado de [44]).

Um exemplo dos cálculos de redução de risco relacionados com as curvas da Fig. 2-20, é mostrado na Fig. 2-21.

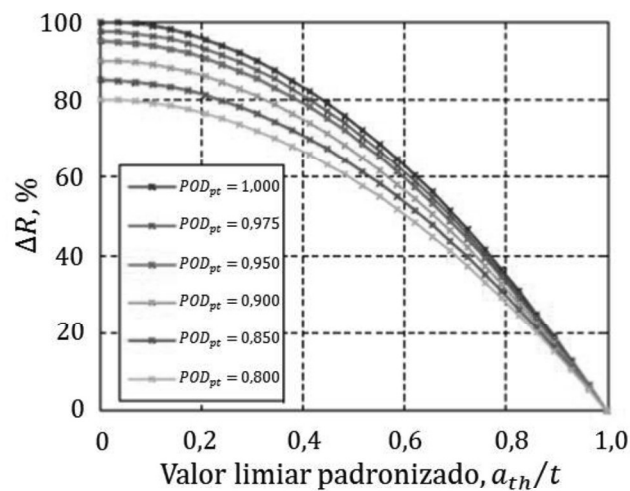


Fig. 2-21: Curvas de redução de risco (adaptado de [44]).

2.8.8 Comentários sobre o procedimento API579-1/ASME 1-FFS e os processos de detecção por END

Uma diferenciação deve ser feita entre trincas reais e trincas postuladas, sendo as variáveis relevantes, VR do processo de inspeção por END em cada caso diferentes:

Tabela 2-3: Variáveis relevantes e tipo de trincas.

Tipo de trinca	POD(a)	COV_a
Postuladas	VR	VR
Reais (previamente detectadas)	--	VR

Para o caso de trincas postuladas a versão do procedimento API579-1/ASME 1-FFS [4] não leva em conta efeitos de probabilidade de detecção por *END*. Isto é equivalente assumir que qualquer seja o tamanho da trinca postulada sua $POD(a) = 1$. Obviamente na realidade, isto não é assim.

2.9 Dimensionamento de trincas por END

A experimentação não é apenas coletar dados, qualquer engenheiro ou cientista que subscreve a crença amplamente difundida, mas errônea que experimentação é só fazer medições e coletar dados no laboratório falhará como experimentalista [47]. A parte real da coleta de dados de um programa experimental bem-sucedido, em geral constitui só uma pequena porcentagem do tempo total e o esforço investidos. Como será mostrado no ponto 2.9.2, o processo de medição para o dimensionamento de trincas por métodos de *END* tem considerável impacto nos resultados das avaliações de integridade estrutural [48].

2.9.1 Erros e incertezas de medição

O erro, δ é uma quantidade que tem um sinal particular e uma magnitude. Um erro específico, δ_i é uma diferença causada pela fonte do erro i entre a quantidade (medida ou simulada) e o seu “valor verdadeiro” ou “valor de referência” [47].

Incerteza, u é uma estimativa do intervalo, $\pm u$ dentro da qual nós acreditamos que o valor real (mas desconhecido) do erro δ reside. Isso é ilustrado na Fig. 2-22, que mostra um intervalo de incerteza $\pm u_d$ que contém o erro δ_d cujo sinal real e magnitude são desconhecidos.

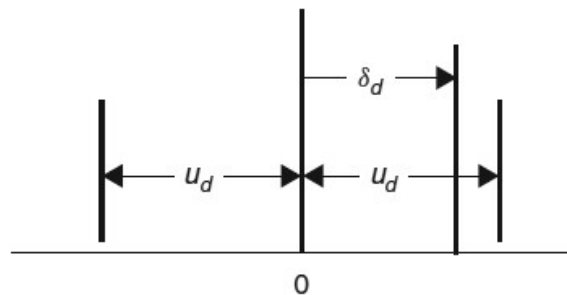


Fig. 2-22: Valor verdadeiro, indicado com “0”, intervalo de incerteza [47].

Considere-se uma variável X em um processo estacionário, ou seja, um processo onde o seu valor verdadeiro, X_{true} é constante.

As medições da variável X são influenciadas por uma série de fontes de erro elementar tais como:

- a) erros no padrão usado na calibração
- b) erros no processo de calibração
- c) erros devidos a variações do ambiente (temperatura, umidade, pressão, vibrações, influencias eletromagnéticas)
- d) instabilidade do fenômeno de “estado estacionário” (variação de X_{true})
- e) erros devidos interações não desejadas do tradutor com o meio
- f) instalação imperfeita do tradutor
- g) e outros.

Por exemplo, supor que um sistema de medição é usado para fazer N medições sucessivas de X , isto é, $X_1, X_2, X_3, \dots, X_N$ e que cada medição é influenciada por cinco fontes significativas de erro, $\delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4$ e δ_5 como é mostrado a Fig. 2-23.

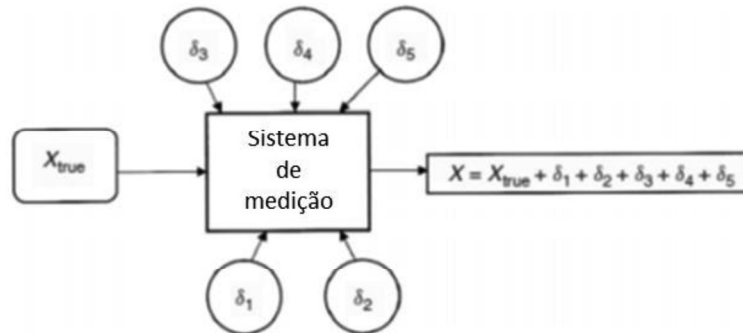


Fig. 2-23: O processo de medição (adaptado de [47]).

As primeiras duas medidas estão definidas como:

$$X_1 = X_{\text{true}} + (\delta_1)_1 + (\delta_2)_1 + (\delta_3)_1 + (\delta_4)_1 + (\delta_5)_1$$

2-67

$$X_2 = X_{\text{true}} + (\delta_1)_2 + (\delta_2)_2 + (\delta_3)_2 + (\delta_4)_2 + (\delta_5)_2$$

As medições X_1 e X_2 têm valores diferentes, uma vez que os erros de algumas das fontes variam durante o período em que as medidas são tomadas, enquanto que outros erros não variam, ou seja, permanecem constantes em cada uma das medições.

Levando em conta nomenclatura tradicional, a letra grega β é usada para designar aos erros que não variam durante o período de medição (erros sistematicos) e a letra grega ϵ é usada para designar aos erros que variam durante o período de medição (erros aleatorios). Para este

exemplo, supor que os erros das fontes 1 e 2 não variam, e que os erros das fontes 3, 4 e 5 variam. A equações anteriores, podem ser reescritas como:

$$\begin{aligned} X_1 &= X_{\text{true}} + \beta_1 + \beta_2 + (\epsilon_3)_1 + (\epsilon_4)_1 + (\epsilon_5)_1 \\ X_2 &= X_{\text{true}} + \beta_1 + \beta_2 + (\epsilon_3)_2 + (\epsilon_4)_2 + (\epsilon_5)_2 \end{aligned} \quad 2-68$$

Na realidade uma vez que só de olhar para os valores medidos, não é possível distinguir entre β_1 e β_2 ou entre ϵ_3, ϵ_4 e ϵ_5 em cada medição. O que se tem na prática é,

$$\begin{aligned} X_1 &= X_{\text{true}} + \beta + (\epsilon)_1 \\ X_2 &= X_{\text{true}} + \beta + (\epsilon)_2 \end{aligned} \quad 2-69$$

Onde,

$$\begin{aligned} \beta &= \beta_1 + \beta_2 \\ \epsilon &= \epsilon_3 + \epsilon_4 + \epsilon_5 \end{aligned} \quad 2-70$$

O processo de realização de múltiplas medidas sucessivas é mostrado na Fig. 2-24 [47].

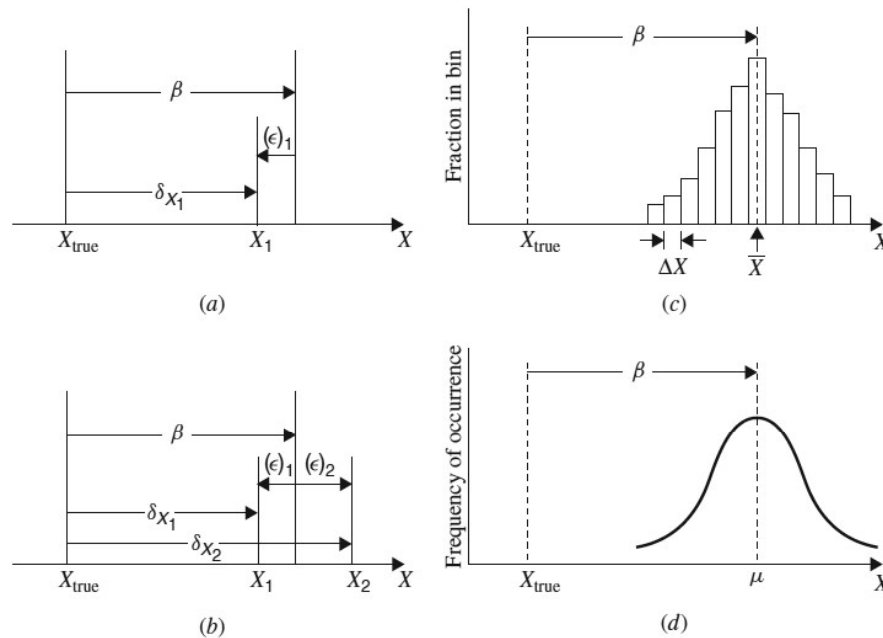


Fig. 2-24: Processo de realização de múltiplas medidas sucessivas [47].

Na Fig. 2-24(a) a primeira medida X_1 é mostrada. A diferença entre o valor medido e o valor verdadeiro é designado como erro total, δ_{X_1} , ele é definido como:

$$\delta_{X_1} = \beta + (\epsilon)_1$$

2-71

Onde β representa a soma algébrica de todos os erros sistemáticos elementares, e $(\epsilon)_1$ representa a soma algébrica de todos os erros aleatórios elementares ao tempo em que a medida X_1 é realizada, equação 2-68.

Na Fig. 2-24(b) a segunda medida X_2 é mostrada, obviamente o erro total δ_{X_2} é diferente ao erro total δ_{X_1} devido a que a componente aleatória ϵ é função do tempo.

Incrementando o numero de medidas, ou tamanho da amostra, se pode elaborar um histograma, Fig. 2-24(c). O histograma mostra a fração do total de medidas N com valores incluídos dentro dos diferentes intervalos de classe, ΔX e como eles estão distribuídos nas proximidades do valor médio da amostra, \bar{X} .

No caso que $N \rightarrow \infty$ a distribuição provavelmente iria aparecer como se mostra na Fig. 2-24(d). Ou seja, em este caso se teria a distribuição da população com o seu valor médio, μ deslocado do valor real, X_{true} um valor igual ao β .

2.9.2 Erros de dimensionamento com ultra-som e seu impacto na avaliação de integridade estrutural

Uma vez que foram detectadas trincas em um componente, a inspeção por ultra-som é frequentemente usada para fornecer informações de suas dimensões e assim poder realizar uma avaliação de integridade estrutural do componente [48]. Dados sobre o tamanho e a posição das trincas são usados para essa finalidade. Em particular, a decisão sobre o tamanho da trinca a ser usado nos cálculos, deve ser feita pelo engenheiro de integridade estrutural. Na Tabela 2-4 se mostra a diferencia nos valores das coordenadas de ponto de avaliação que surge quando é tido em conta o erro na medição do tamanho da trinca [48].

Tabela 2-4: Resumo de valores das coordenadas dos pontos de avaliação.

Base de calculo	S_r	K_r
Sem levar em conta o analise de erro	0,280	0,102
Levando em conta o analise de erro	0,368	0,143

Claramente, no exemplo se pode observar a influência que tem a consideração da avaliação dos erros nos valores das relações de colapso plástico e fratura, e portanto no resultado da análise *FAD*.

2.9.3 Amplitude versus difração em métodos de ultra-som para o dimensionamento de trincas

Três tipos de problema têm sido detectados na indústria nos diferentes procedimentos de dimensionamento de trincas baseados na técnica de queda de amplitude (6 dB, 10 dB ou 20 dB) de ultra-som convencional [49]:

- a) qualquer defeito menor que o tamanho do feixe tende a ser dimensionado como o tamanho de feixe
- b) os defeitos pequenos tendem a ser sobredimensionados
- c) e defeitos grandes tendem a ser subdimensionados.

Desde o ponto de vista da avaliação de integridade estrutural o problema (c) tem importância vital.

2.9.4 Dificuldades com o dimensionamento de defeitos

Infelizmente, até hoje são relatadas informações associadas às capacidades de dimensionamento de defeitos, incluindo trincas, por diferentes métodos de *END* sem ter em conta uma terminologia rigorosa. Isto é particularmente certo na indústria de dutos [49]. Assim termos tais como “exatidão de medição” (“accuracy”) são utilizados de diferentes formas na literatura. No caso específico da técnica *TOFD*, frequentemente é mencionado que ela tem uma exatidão de medição (accuracy) para o dimensionamento de trincas de +/- 1,0 mm, mas sem fazer uma definição exata do significado do termo “exatidão de medição” [49].

Desde o ponto de vista metrológico mais formal a exatidão de medição é o “grau de concordância entre um valor medido e um valor verdadeiro dum mensurando” [50]. A exatidão de medição não é uma grandeza, e não lhe é atribuído um valor numérico. Uma medição é dita mais exata quando fornece um erro de medição menor.

Tendo em conta o efeito da análise dos erros, mencionado no exemplo do ponto 2.9.4, as inconsistências na interpretação dos termos metrológicos associados ao potencial de dimensionamento de trincas dos diferentes equipamentos de *END*, podem também ter impactos nos resultados das análises *FAD*.

2.9.5 Comentários sobre o procedimento API579-1/ASME FFS-1 e os processos de dimensionamento de trincas por END

No caso da variável de dimensionamento de trincas superficiais por *END*, o Nível 2 de análise do procedimento API579-1/ASME 1-FFS [4] envolve a utilização do coeficiente parcial de segurança para o tamanho de trinca, PSF_a . Esta aproximação semi-probabilística considera o indicado na Tabela 2-5 [51].

Tabela 2-5: Considerações do Nível 2 do procedimento API579-1 para trincas superficiais.

Profundidade máxima da trinca superficial, a	$< 5mm$	$> 5mm$
COV_a	0,3	0,2
Tipo de distribuição	Lognormal	Lognormal
Método de confiabilidade estrutural	SORM	SORM

Se pode observar que só dois valores fixos de COV_a são tidos em conta os quais dependem do valor da profundidade máxima da trinca superficial. Além disso, a distribuição resultante do processo de medição da profundidade máxima da trinca, sempre é assumida lognormal.

Adicionalmente, os valores da Tabela 2-5 são representativos de processos de medição de trincas situadas em soldas, e não são considerados processos de medição de trincas situadas no material de base [51].

3. REPARO DE TRINCAS

Se como resultado de fazer uma avaliação de confiabilidade estrutural de um tubo com uma trinca, o valor da estimativa da probabilidade de falha é maior que o valor alvo, ou seja,

$$\bar{P}_f > P_f^t \quad 3-1$$

diferentes tipos de ações são possíveis na indústria de dutos, isto é:

- requalificação das condições operacionais
- reparo
- substituição do tramo que contem o dano

Neste ponto são apresentadas algumas variáveis a considerar na seleção dos métodos de reparo de trincas em tubos é uma breve descrição de dois destes métodos. Uma revisão abrangente sobre este tópico pode ser encontrada nos relatórios HSE 2001/038 [52] e no Pipeline repair manual [53]. Finalmente, se apresentam algumas conclusões ligando os métodos de reparo com a confiabilidade estrutural.

3.1 Variáveis a ser consideradas na seleção do método de reparo

A primeira variável a ser tida em conta na seleção do método de reparo e a orientação da trinca, isto é, axial ou circunferencial [53]. Logo a trinca pode apresentar ou não apresentar vazamentos do fluido contido no duto. Além do anterior, outras variáveis a considerar são o tipo de duto (onshore ou offshore) e a geometria do tramo que contém o dano.

Os reparos podem ser de tipo [52] [53]:

- temporários
- ou permanentes

Um reparo temporário é um reparo que será inspecionado novamente dentro de um período, menor que cinco anos, especificado pelos procedimentos do operador do duto [53]. Qualquer reparo deixado em serviço por um período superior a cinco anos, sem ser inspecionado novamente, deve ser considerado como permanente.

3.2 Tipos de reparo sugeridos para trincas axiais em tubos

Para o caso específico de trincas longitudinais não localizadas em moedas (dents), como o caso do presente trabalho, e que produzem vazamentos de fluido tem sido recomendados reparos dos tipos dupla calha soldada, Fig. 3-1, ou abraçadeiras mecânicas, Fig. 3-2.



Fig. 3-1: Reparo do tipo dupla calha soldada (“Type B sleeve” em [53]).



Fig. 3-2: Reparo do tipo abraçadeira mecânica [52].

3.3 Comentários sobre processos de reparação de tubos com trincas e análise de confiabilidade estrutural

Tendo em conta um processo de inspeção por *END*, e para um determinado valor de $POD(a)$ desse processo a probabilidade de falha global, $P_{f(W)}$ pode ser expressa como,

$$P_{f(W)} = P_{f(DET)} + P_{f(NO-DET)} \quad 3-2$$

onde,

$$P_{f(DET)} = \frac{N_{(DET)}}{N_{MCS}} \quad 3-3$$

e

$$P_{f(NO-DET)} = \frac{N_{(NO-DET)}}{N_{MCS}} \quad 3-4$$

Sendo $N_{(DET)}$ o número de vezes que a trinca é detectada, $N_{(NO-DET)}$ o número de vezes que a trinca não é detectada e N_{MCS} o número de amostras obtidas por simulação de Monte Carlo.

Obviamente,

$$N_{MCS} = N_{(DET)} + N_{(NO-DET)}$$

Muitos autores tem admitido que, no caso que as trincas sejam detectadas durante um processo de inspeção por *END*, elas são posteriormente removidas sem a introdução de novas trincas ou dano adicional [13] [54] [44]. Assim, tendo em conta a equação 3-2 no caso de reparo,

$$P_{f(DET)} = 0$$

e

$$P_{f(W)} = P_{f(\text{NO-DET})}$$

No presente trabalho, o anterior tipo de processo é chamado “reparo perfeito”. No entanto, é sabido que em muitos casos os reparos perfeitos não são possíveis, especialmente quando estes reparos são feitos no campo, ou seja,

$$P_{f(\text{DET})} > 0$$

Neste ponto a seguinte pergunta pode ser feita:

qual é o valor da probabilidade de falha global, $P_{f(W)}$ no caso de “reparos imperfeitos” tais como aqueles mostrados nas Figs. 3-1 e 3-2?

Este trabalho introduz o conceito de “fator de confiabilidade do reparo”, α assim a equação 3-2 pode ser reescrita como [11],

$$P_{f(W)} = (1 - \alpha)P_{f(\text{DET})} + P_{f(\text{NO-DET})} \quad 3-5$$

Assim um reparo ruim é aquele reparo onde o valor de $\alpha \approx 0$, e um reparo é perfeito quando o valor $\alpha = 1$.

4. MATERIAIS E MÉTODOS

O presente trabalho desenvolve um modelo computacional de confiabilidade estrutural ou *SRM* baseado na consideração de um tubo com uma trinca axial postulada. Na Fig. 4-1 se mostra o fluxograma do *SRM* desenvolvido.

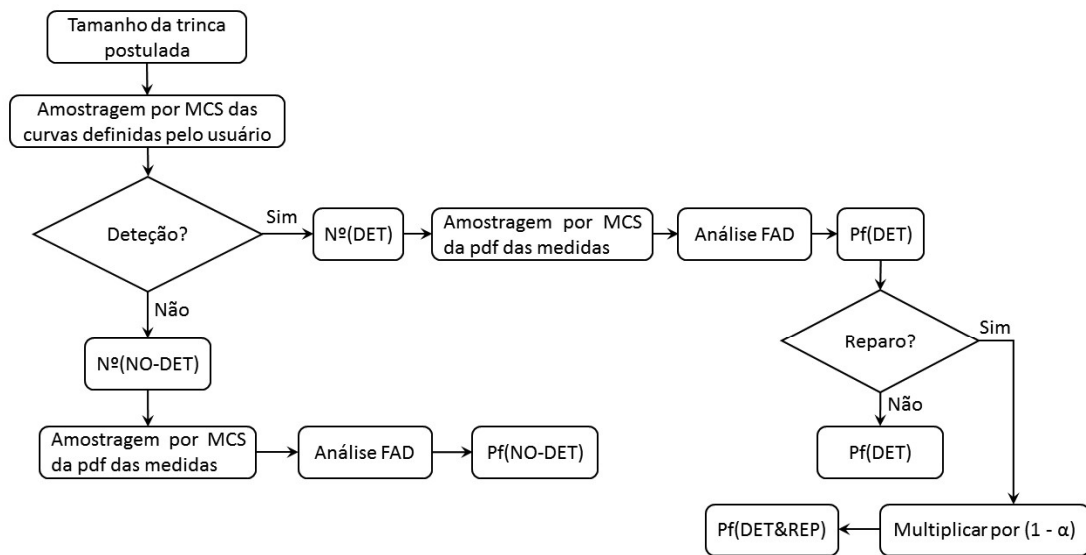


Fig. 4-1: Fluxograma do *SRM* desenvolvido (adaptado de [11]).

4.1 Descrição do tubo e da trinca

O material do tubo é aço API 5L X70. Considera-se que a única carga atuante é a devida à pressão interna de magnitude constante no tempo.

A trinca está localizada na superfície exterior do tubo, está orientada na direção áxil do mesmo, Fig. 4-2, e tem forma semi-elíptica. A trinca no tubo não é crescente no tempo (trinca estacionária), ver pontos 1 e 2.2.1. Se considera então que a confiabilidade estrutural, SR e a probabilidade de falha, P_f são independentes do tempo, equação 2-9.

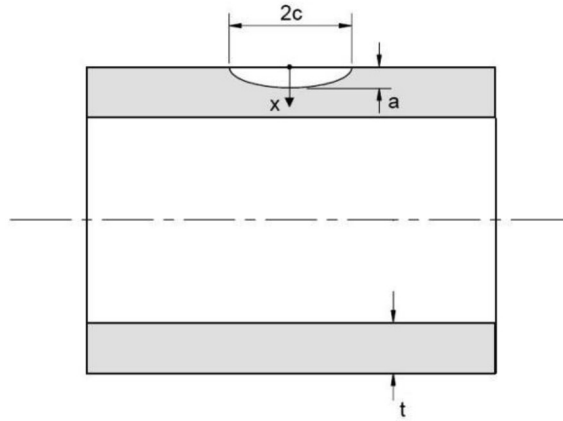


Fig. 4-2: Tubo com trinca superficial externa axial submetido a pressão interna.

4.2 Procedimento de avaliação de integridade estrutural

O procedimento utilizado é o API579-1/ASME 1-FFS [4], Parte 9, Nível de análise 3-A (análise probabilística). Este procedimento envolve a utilização da análise *FAD*, ver ponto 2.1. De acordo com o Nível 3-A de análise, a curva K_{rFAD} em função de L_r^P é a mesma do Nível 2 de análise,

$$K_{rFAD} = \{1 - 0,14(L_r^P)^2\} \{0,3 + 0,7 \exp[-0,65(L_r^P)^6]\}, \text{ para } L_r^P \leq L_{r(max)}^P$$

$$K_{rFAD} = 0 \text{ para } L_r^P > L_{r(max)}^P$$
4-1

Devido à presença de patamar de escoamento no ensaio de tração do aço API 5L X70 [55], o valor da posição da linha de corte (cut-off line) no diagrama *FAD* é em $L_{r(max)}^P = 1$.

As coordenadas dos pontos de avaliação no diagrama *FAD*, L_r^P e K_r , são

$$L_r^P = \frac{\sigma_{ref}^P}{\sigma_{ys}}$$
4-2

onde a tensão de referência baseada na tensão primária, σ_{ref}^P é

$$\sigma_{ref}^P = \{gP_b + [(gP_b)^2 + 9(M_s P_m (1 - \alpha)^2)^2]^{0,5}\} [3(1 - \alpha)^2]^{-1}$$
4-3

Os valores de g , M_s e α podem ser obtidos do procedimento API579-1/ASME 1-FFS [4].

a tensão primária de membrana, P_m é

$$P_m = pR_i/t$$
4-4

e a tensão primária de flexão, P_b é

$$P_b = [pR_0^2/(R_0^2 - R_i^2)]\{(t/R_i) - [(3/2)(t/R_i)^2] + [(9/5)(t/R_i)^3]\} \quad 4-5$$

Adicionalmente, o valor da ordenada do ponto de avaliação, K_r , é

$$K_r = (K_I^P + \Phi^* K_I^{SR})/K_{mat} \quad 4-6$$

A tensões secundárias e residuais não foram consideradas, assim $K_I^{SR} = 0$.

O fator de intensidade de tensões baseado nas tensões primárias, K_I^P foi avaliadao no ponto mais profundo da trinca, $x = a$ na Fig. 4-2, de acordo com o método do Anexo C do procedimento API579-1/ASME 1-FFS [4].

$$K_I^P = pR_i^2/(R_0^2 - R_i^2) \left[\frac{2G_0 + 2G_1(a/R_0) + 3G_2(a/R_0)^2 +}{4G_3(a/R_0)^3 + 5G_4(a/R_0)^4} \right] \sqrt{\pi a/Q} \quad 4-7$$

Os valores de G_i , e Q podem ser obtidos do procedimento API579-1/ASME 1-FFS [4].

A tenacidade à fratura foi estimada a partir de valores de impacto Charpy do aço API 5L X70 usando o modelo Rolfe-Novak-Barsom, válido para a condição de upper-shelf:

$$K_{mat} = K_{IC} = \sigma_{ys} \sqrt{0,64[(CVN/\sigma_{ys}) - 0,01]} \quad 4-8$$

Assim,

$$K_r = \frac{K_I^P}{K_{mat}} \quad 4-9$$

Os fatores parciais de segurança foram fixados em,

$$PSF_S = PSF_k = PSF_a = 1 \quad 4-10$$

4.3 Variáveis estruturais básicas de entrada

É admitido que algumas variáveis estruturais básicas de entrada são determinísticas (valores fixos ou não aleatórios), entretanto que outras são probabilísticas (valores aleatórios). Na Tabela 3-1 se mostram estas variáveis e seus correspondentes valores.

Tabela 4-1: Variáveis determinísticas.

Pressão interna, p	18,5 MPa
Espessura da parede, t	11,0 mm
Diâmetro externo, D_0	406,4 mm (16 in.)
Comprimento da trinca, $2c$	105,6 mm
POD_{pt}	0,70
	0,80
	0,90

Na Tabela 3-2 se mostram as variáveis estruturais básicas probabilísticas e os parâmetros das suas distribuições.

Tabela 4-2: Variáveis probabilísticas.

	Distribuição	Valor médio	Desvio padrão	COV
Limite de escoamento, σ_{ys}	Normal	555,0 MPa	30,0 MPa	0,054
Energia de impacto, CVN	Normal	225,0 J	22,5 J	0,10
Profundidade da trinca, a	Normal, truncada em 0	7,0 mm	0,70 mm	0,10
			1,05 mm	0,15
			2,10 mm	0,30
Valor limiar, a_{th-min}	Uniforme	0,5	0,29 mm	0,58
		1,5		0,19
		⋮		⋮
		8,5		0,034

4.4 Simulação de Monte Carlo (método direto)

Para a determinação das probabilidades de falha, o método direto de simulação de Monte Carlo, MCS é usado em conjunto com o análise FAD , ver pontos 2.1 e 2.6.

O número total de amostras é $N_{MCS} = 5 * 10^5$ (cinco replicações de 10^5 amostras cada uma). No presente trabalho uma replicação é definida como o cálculo para um conjunto dado de sementes das variáveis probabilísticas (variáveis aleatórias).

4.5 Curvas $POD(a)$ definidas pelo usuário

São utilizados diferentes tipos de curvas definidas pelo usuário, ver ponto 2.8.7, para avaliar o efeito da probabilidade de detecção da trinca com diferentes processos de END nos resultados da probabilidade de falha do tubo, Fig. 4-2.

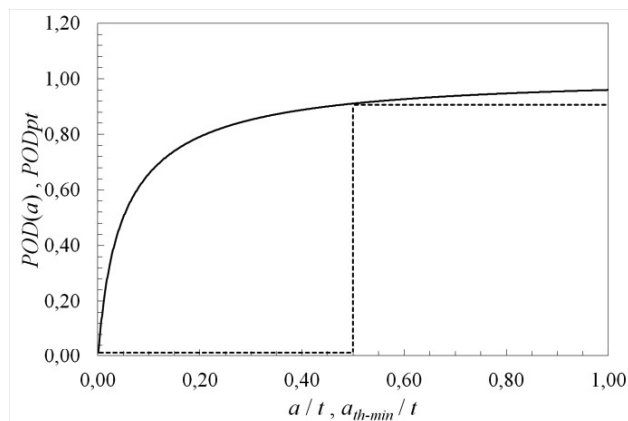


Fig. 4-3: Curva $POD(a)$ base (contínua) e curva definida pelo usuário (descontínua) onde $POD_{pt} = 0,90$, e $a_{th} = 0,50t$ (adaptado de [11]).

Como já foi especificado na Tabela 4-2 os valores de a_{th} são considerados aleatórios. Este último constitui uma diferença com anteriores contribuições de outros autores [44] [45] [46].

4.6 Implementação computacional do SRM

A implementação computacional do SRM é feita em Microsoft EXCEL versão 2013 com verificações (intercomparações) parciais de resultados obtidos com códigos desenvolvidos em linguagem C.

4.7 Diferencias do trabalho com outros autores

Varias diferenças existem entre o presente trabalho e os trabalhos publicados por Harris e Lim [13] [54], Gandossi e Simola [44]. A seguir se descreve a que é considerada mais importante. Isto é, a interpretação da função densidade de probabilidade de a , Tabela 4-3.

Tabela 4-3: Diferentes interpretações da pdf de a .

Autor	Interpretação da distribuição de probabilidade de a
Harris e Lim	Profundidade de múltiplas trincas postuladas com profundidade a
Gandossi e Simola	Profundidade de múltiplas trincas postuladas com profundidade a
Trabalho	Repetição de medidas da dimensão a de uma única trinca postulada, Fig. 4-2

5. RESULTADOS

5.1 Efeito das variáveis dos processos de detecção POD_{pt} e a_{th} na probabilidade de falha

Para avaliar os efeitos das variáveis de detecção, POD_{pt} e a_{th} , foram feitas diferentes simulações de Monte Carlo, mantendo sempre constante a variável de dimensionamento de trinca, COV_a em 0,15.

Na Fig. 5-1 se mostram 10^2 amostras obtidas por MCS ($N_{MCS} = 100$). Cada amostra representa um ponto de avaliação de coordenadas L_r^P , K_r no diagrama FAD .

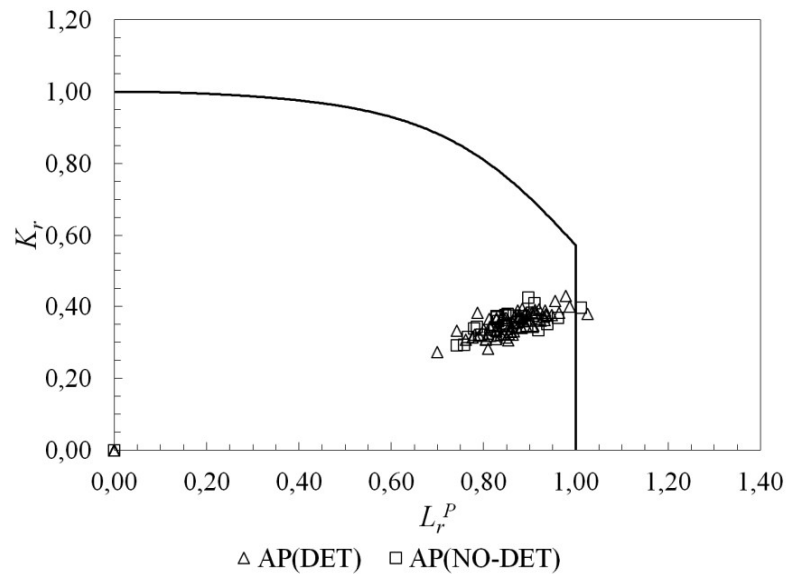


Fig. 5-1: Diagrama FAD e MCS para $POD_{pt} = 0,80$ e $a_{th-min} = 3,0$ mm e $a_{th-max} = 4,0$ mm.

Tendo em conta os processos de detecção da trinca por END , dois diferentes tipos de pontos de avaliação são observados na Fig. 5-1; pontos gerados por detecções, $AP(DET)$ e pontos gerados por não detecções, $AP(NO - DET)$.

Nas Figs. 5-2 até 5-5 se mostram 10^5 amostras obtidas por MCS ($N_{MCS} = 10^5$) para três diferentes valores de POD_{pt} (0,70; 0,80 e 0,90), mantendo sempre constantes os valores a_{th-min} e a_{th-max} .

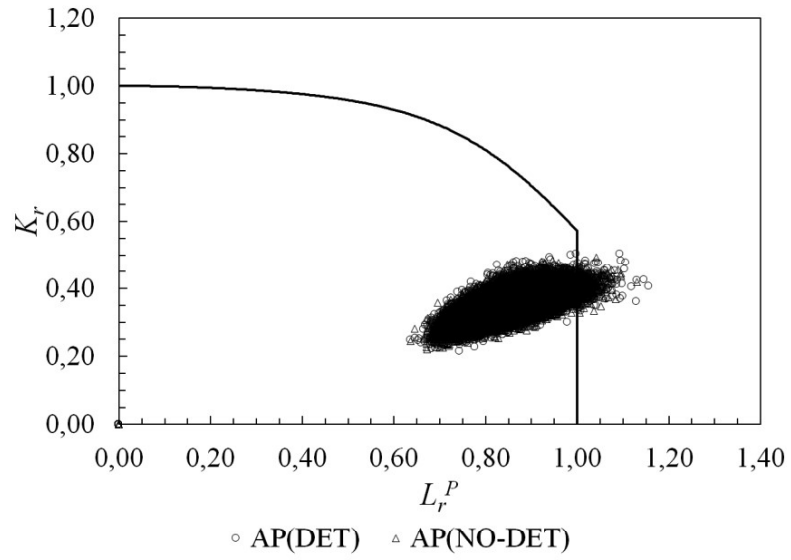


Fig. 5-2: MCS para $POD_{pt} = 0,70$, $a_{th-min} = 3,0$ mm e $a_{th-max} = 4,0$ mm.

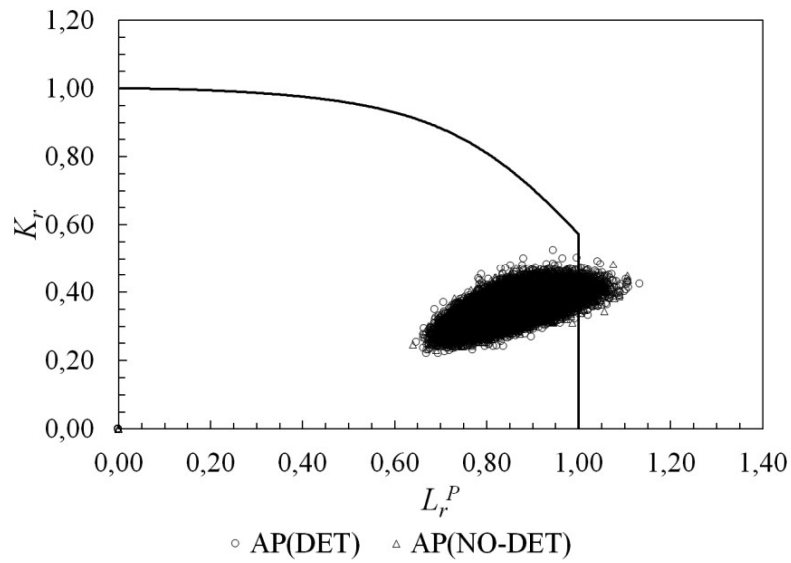


Fig. 5-3: MCS para $POD_{pt} = 0,80$, $a_{th-min} = 3,0$ mm e $a_{th-max} = 4,0$ mm.

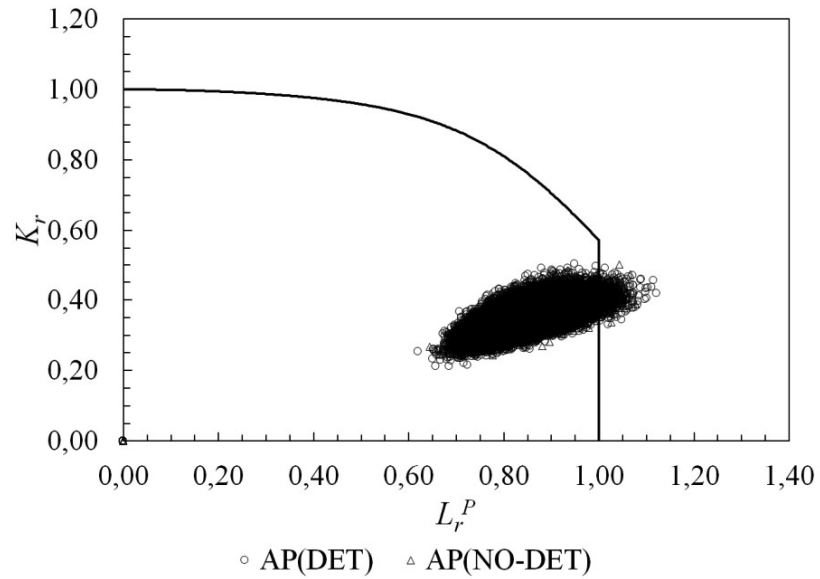


Fig. 5-4: MCS para $POD_{pt} = 0,90$, $a_{th-min} = 3,0$ mm e $a_{th-max} = 4,0$ mm.

Tabela 5-1: Resumo dos resultados obtidos nas MCS das Figs. 5-2 até 5-4.

POD_{pt}	a_{th-min}	a_{th-max}	Pf(DET)	Pf(NO-DET)	Pf(W)
0,70	3,0	4,0	0,00520	0,00248	0,00768
0,80	3,0	4,0	0,00591	0,00159	0,00750
0,90	3,0	4,0	0,00689	0,00069	0,00758

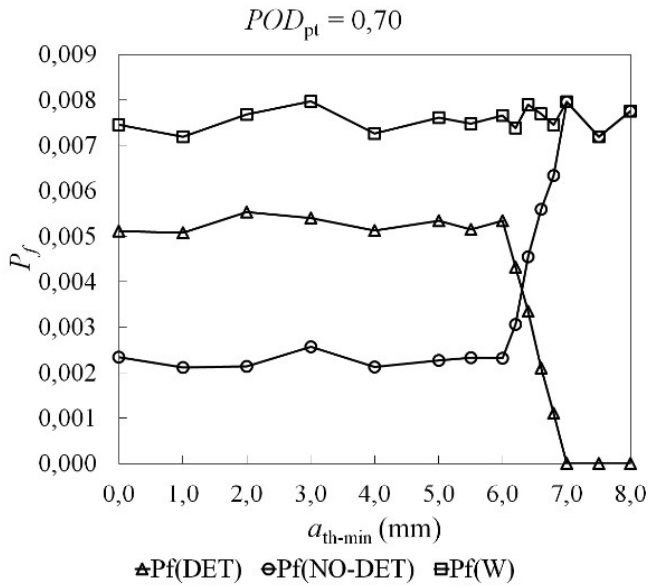


Fig. 5-5: Probabilidades de falha sem reparo para o caso de $POD_{pt} = 0,70$.

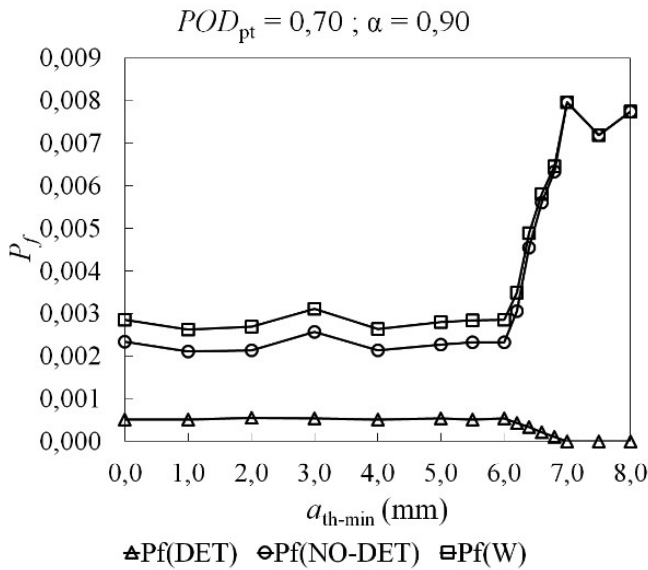


Fig. 5-6: Probabilidades de falha com reparo para o caso de $POD_{pt} = 0,70$; o fator de confiabilidade de reparo é $\alpha = 0,90$.

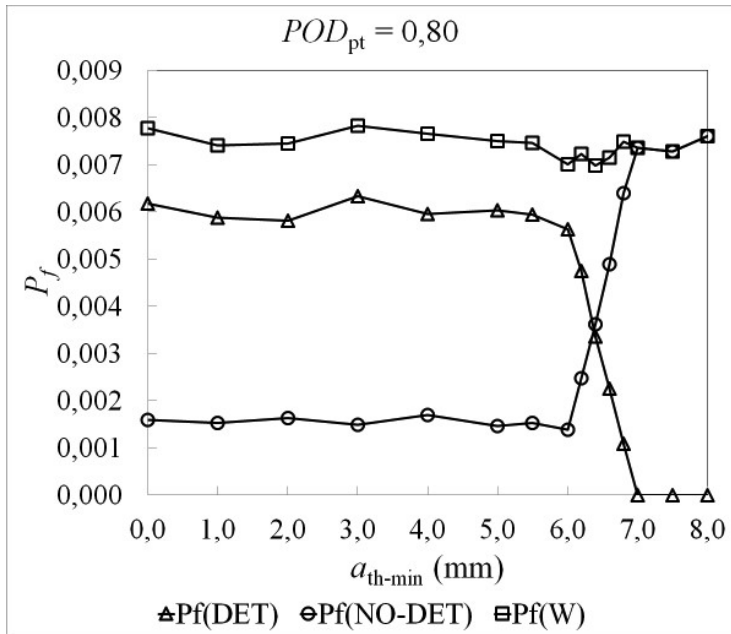


Fig. 5-7: Probabilidades de falha sem reparo para o caso de $POD_{pt} = 0,80$.

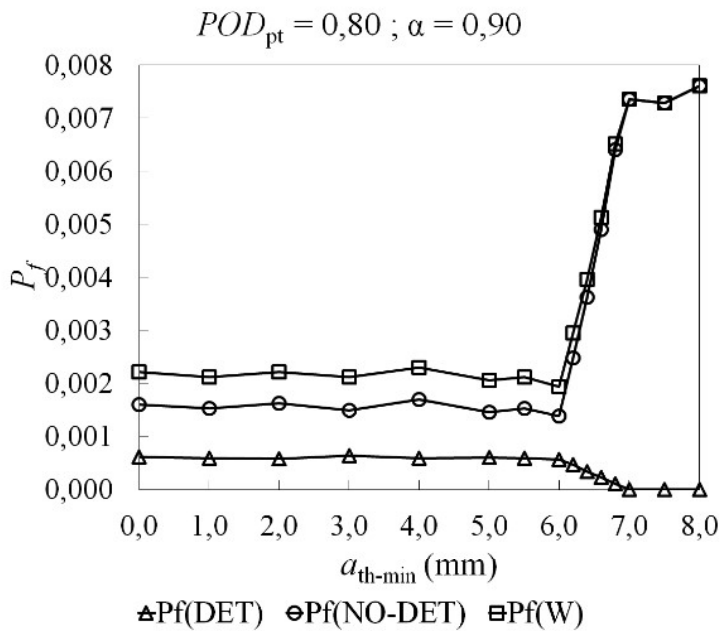


Fig. 5-8: Probabilidades de falha com reparo para o caso de $POD_{pt} = 0,80$; o fator de confiabilidade de reparo é $\alpha = 0,90$.

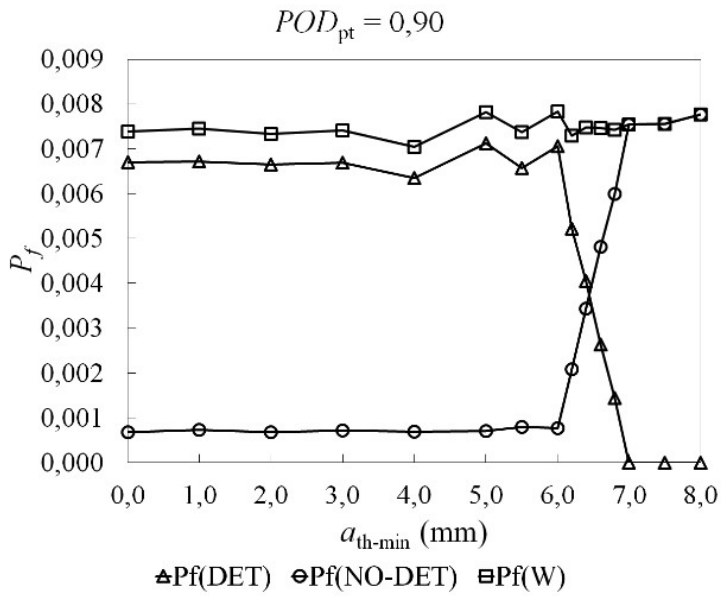


Fig. 5-9: Probabilidades de falha sem reparo para o caso de $POD_{pt} = 0,90$.

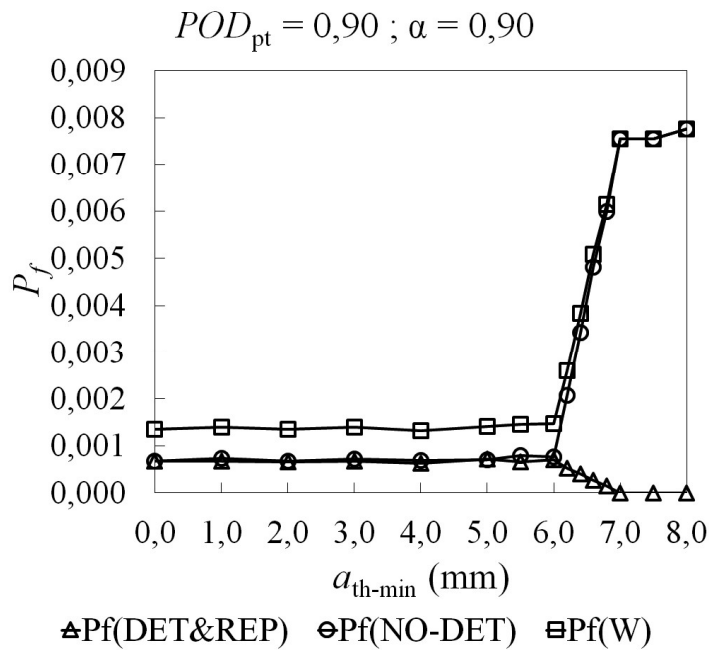


Fig. 5-10: Probabilidades de falha com reparo para o caso de $POD_{pt} = 0,90$; o fator de confiabilidade de reparo é $\alpha = 0,90$.

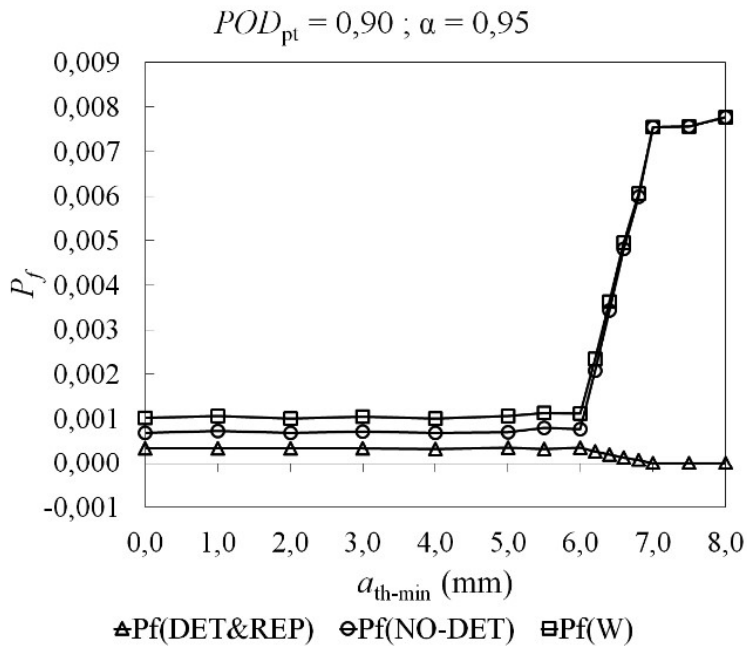


Fig. 5-11: Probabilidades de falha com reparo para o caso de $POD_{pt} = 0,90$; o fator de confiabilidade de reparo é $\alpha = 0,95$.

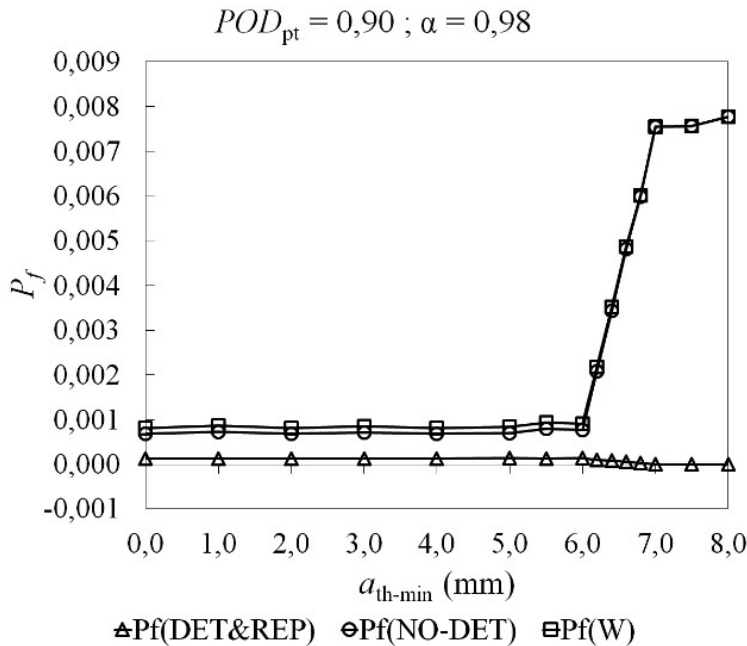


Fig. 5-12: Probabilidades de falha com reparo para o caso de $POD_{pt} = 0,90$; o fator de confiabilidade de reparo é $\alpha = 0,98$.

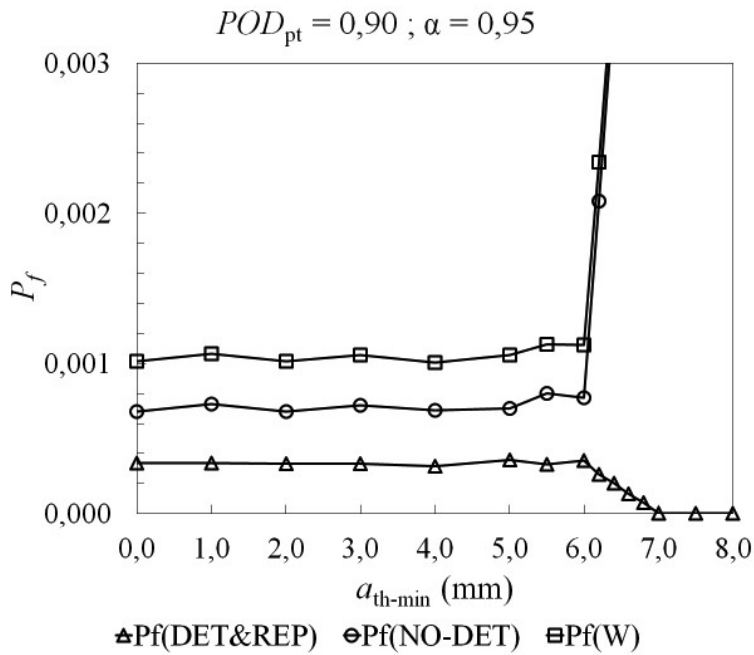


Fig. 5-13: Ampliação do gráfico da Fig. 5-11.

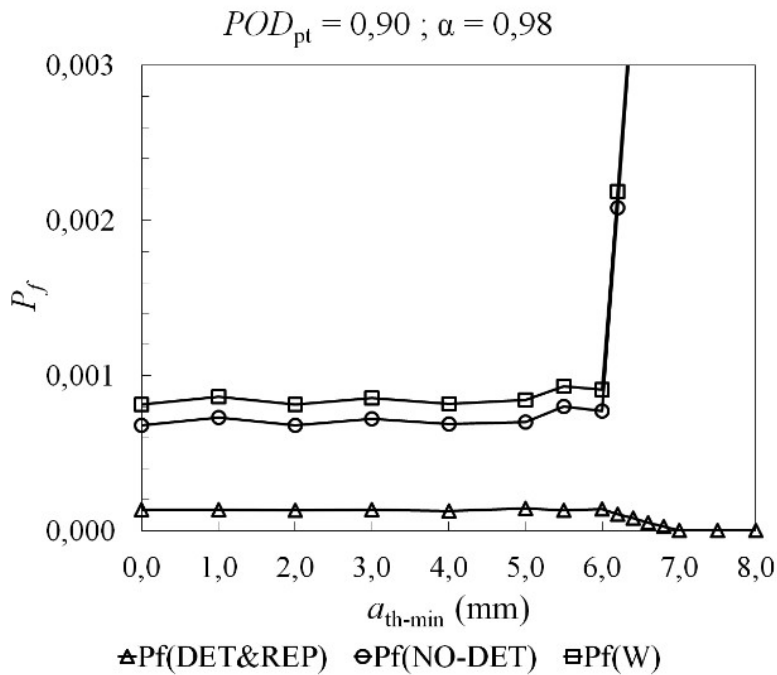


Fig. 5-14: Ampliação do gráfico da Fig. 5-12.

Com o objetivo de poder conhecer os desvios dos valores da probabilidade de falha obtidos com o *SRM*, foram feitos gráficos de caixa e bigode (box and whisker plot) para três diferentes valores de POD_{pt} (0,70; 0,80 e 0,90), mantendo sempre constantes os valores a_{th-min} e a_{th-max} . O número total de amostras foi $N_{MCS} = 5 * 10^5$ (cinco replicações de 10^5 amostras cada uma).

Nas Figs. 5-15 até 5-17 se mostram os resultados obtidos. O valor da média (×) inclui o valor da mediana ou segundo quartil.

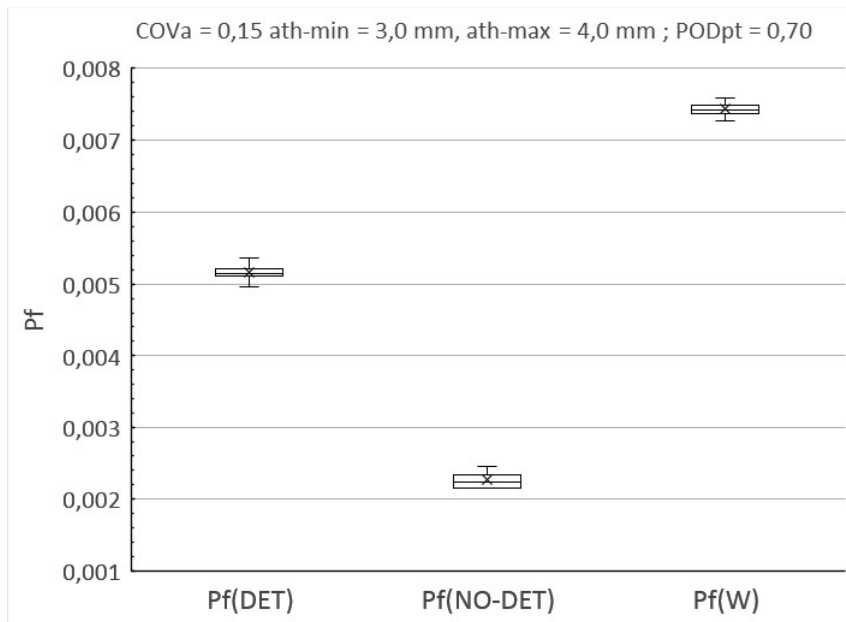


Fig. 5-15: Gráfico caixa e bigode para $POD_{pt} = 0,70$, $a_{th-min} = 3,0$ mm e $a_{th-max} = 4,0$ mm.

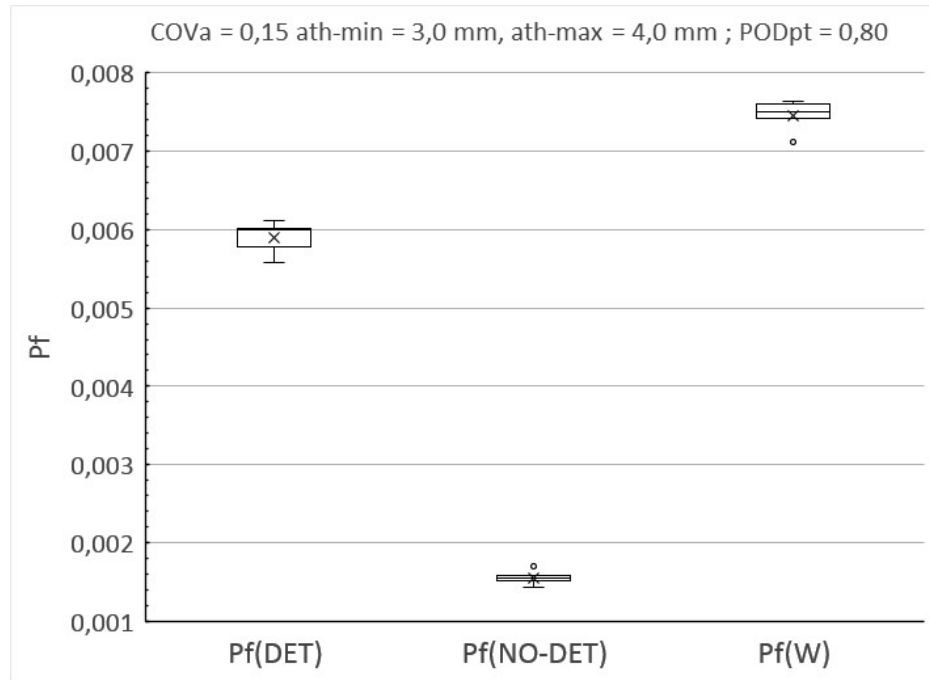


Fig. 5-16: Gráfico caixa e bigode para $POD_{pt} = 0,80$, $a_{th-min} = 3,0$ mm e $a_{th-max} = 4,0$ mm.

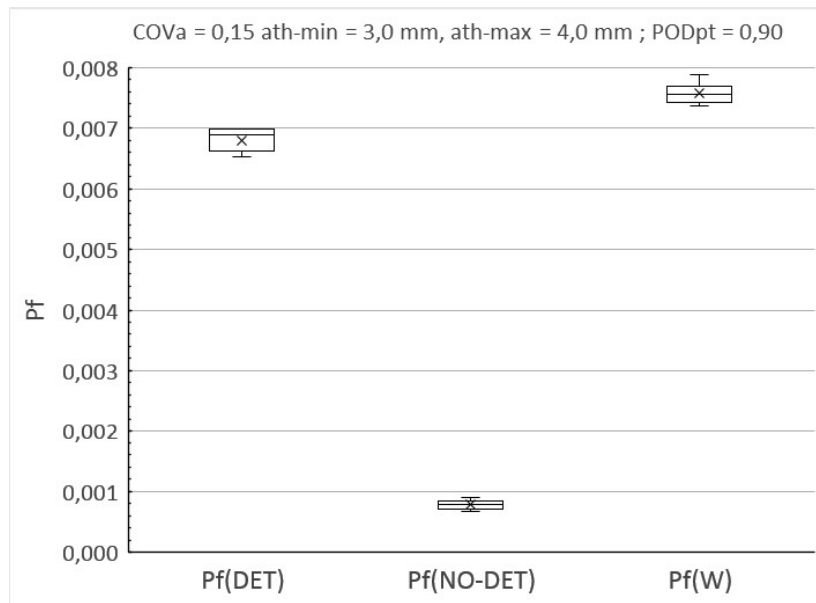


Fig. 5-17: Gráfico caixa e bigode para $POD_{pt} = 0,90$, $a_{th-min} = 3,0$ mm e $a_{th-max} = 4,0$ mm.

5.2 Efeito conjunto da variável de dimensionamento de trinca COV_a e do POD_{pt} na probabilidade de falha

Para avaliar o efeito conjunto da variável de dimensionamento de trinca, COV_a e da variável de detecção, POD_{pt} na probabilidade de falha global, $P_{f(W)}$ foram feitos gráficos para cinco diferentes valores de POD_{pt} , mantendo sempre constantes os valores α_{th-min} e α_{th-max} .

O número total de amostras foi $N_{MCS} = 5 * 10^5$ (cinco replicações de 10^5 amostras cada uma).

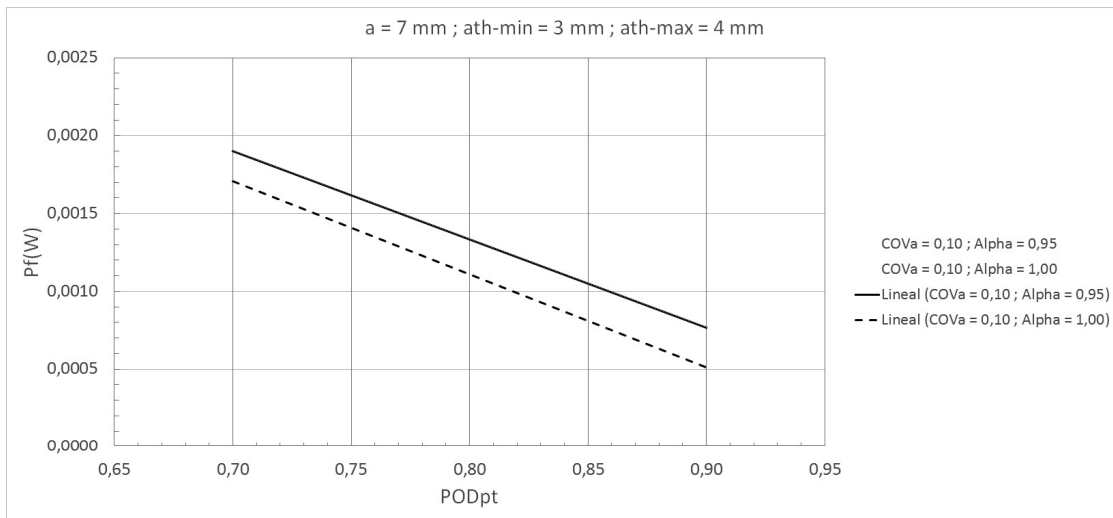


Fig. 5-18: Variação da probabilidade de falha global, $P_{f(W)}$ com o valor de POD_{pt} para $COV_a = 0,10$ no caso de “reparo imperfeito” ($\alpha = 0,95$) e de “reparo perfeito” ($\alpha = 1$).

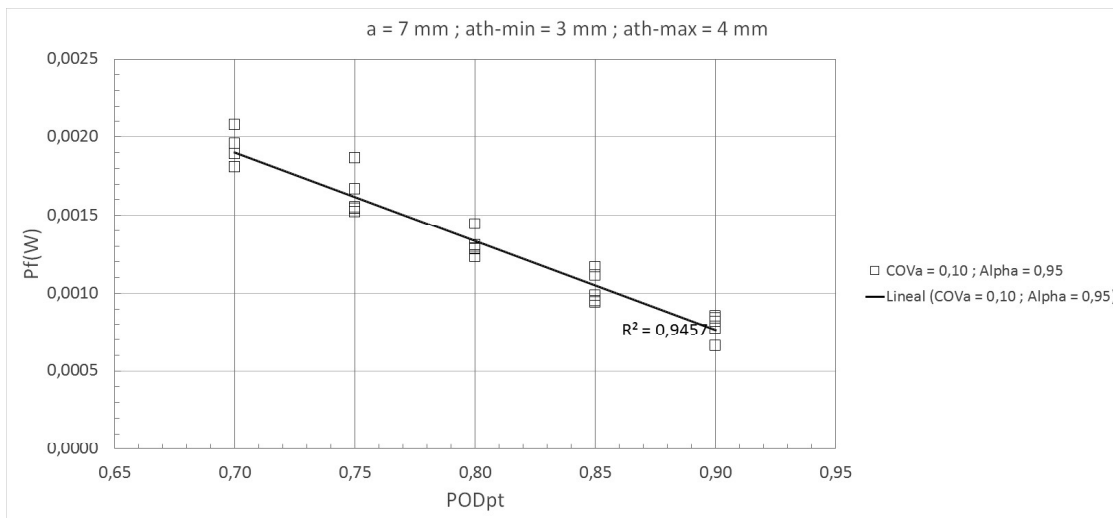


Fig. 5-19: Variabilidade da probabilidade de falha global, $P_{f(W)}$ entre replicações para o caso de “reparo imperfeito” ($\alpha = 0,95$) da Fig. 5-18.

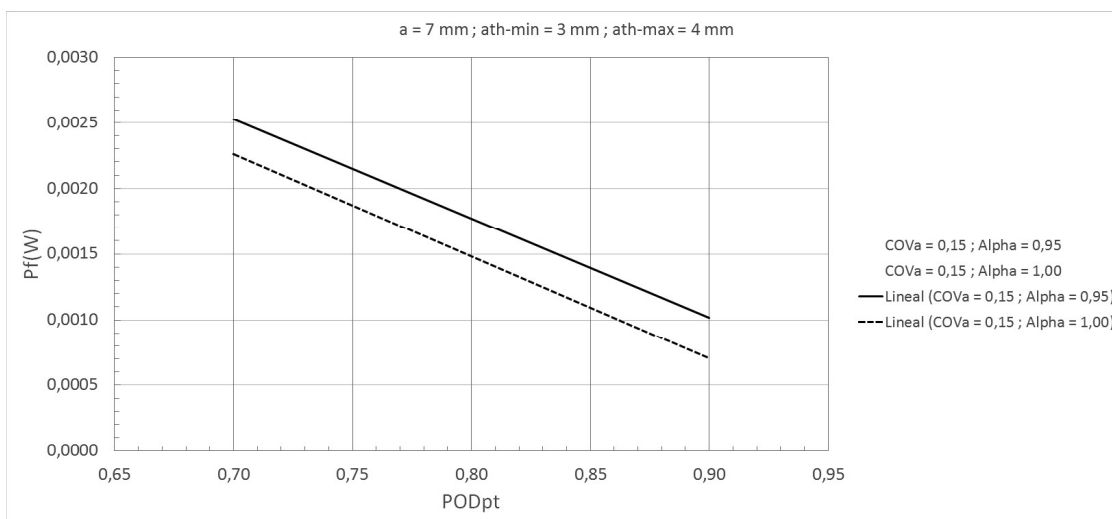


Fig. 5-20: Variação da probabilidade de falha global, $P_{f(W)}$ com o valor de POD_{pt} para $COV_a = 0,15$ no caso de “reparo imperfeito” ($\alpha = 0,95$) e de “reparo perfeito” ($\alpha = 1$).

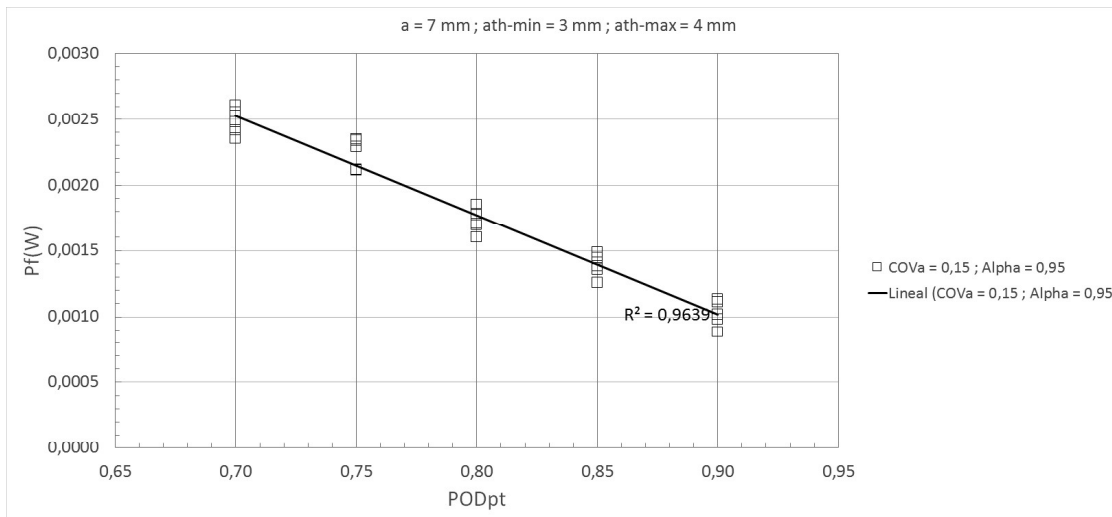


Fig. 5-21: Variabilidade da probabilidade de falha global, $P_{f(W)}$ entre replicações para o caso de “reparo imperfeito” ($\alpha = 0,95$) da Fig. 5-20.

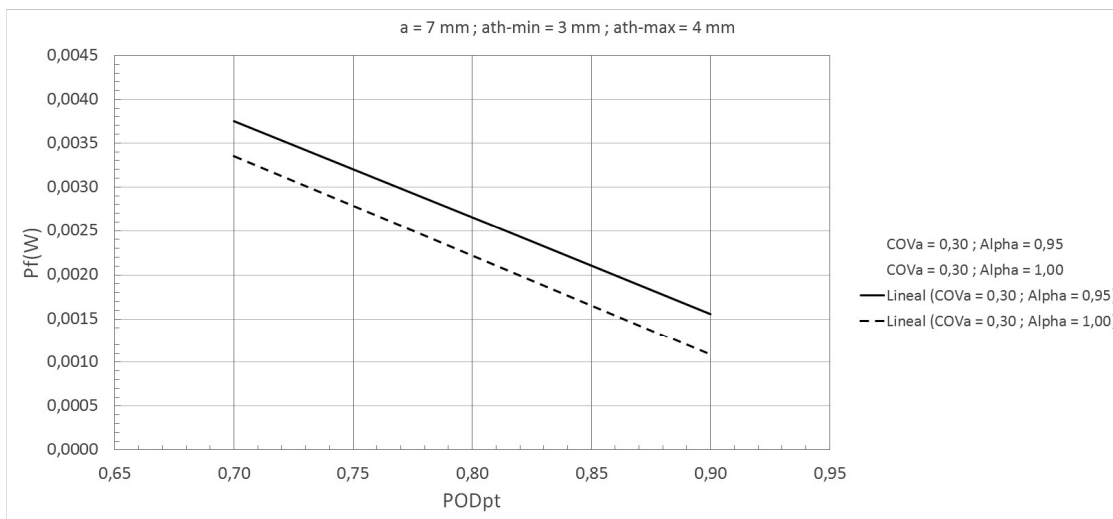


Fig. 5-22: Variação da probabilidade de falha global, $P_{f(W)}$ com o valor de POD_{pt} para $COV_a = 0,30$ no caso de “reparo imperfeito” ($\alpha = 0,95$) e de “reparo perfeito” ($\alpha = 1$).

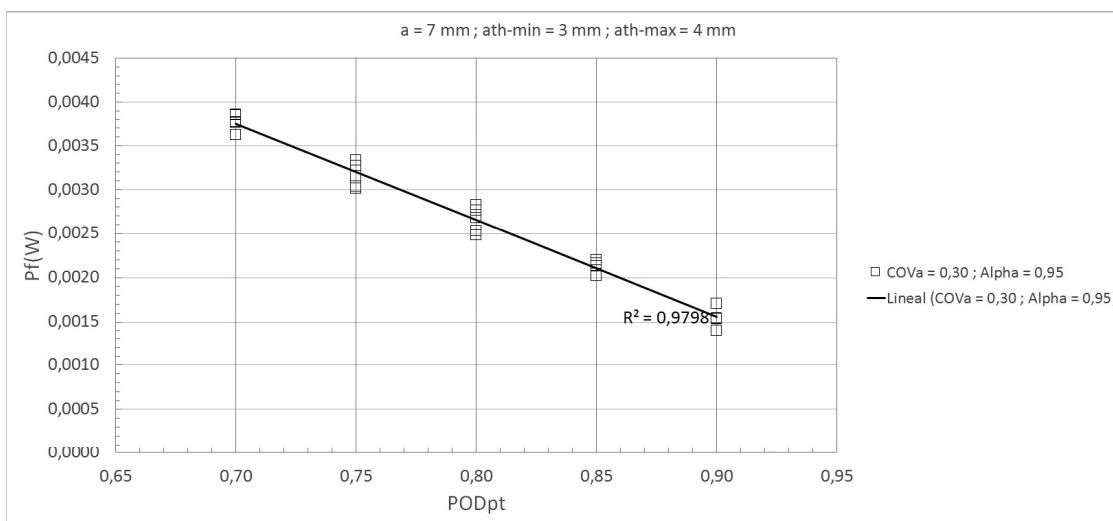


Fig. 5-23: Variabilidade da probabilidade de falha global, $P_{f(W)}$ entre replicações para o caso de “reparo imperfeito” ($\alpha = 0,95$) da Fig. 5-22.

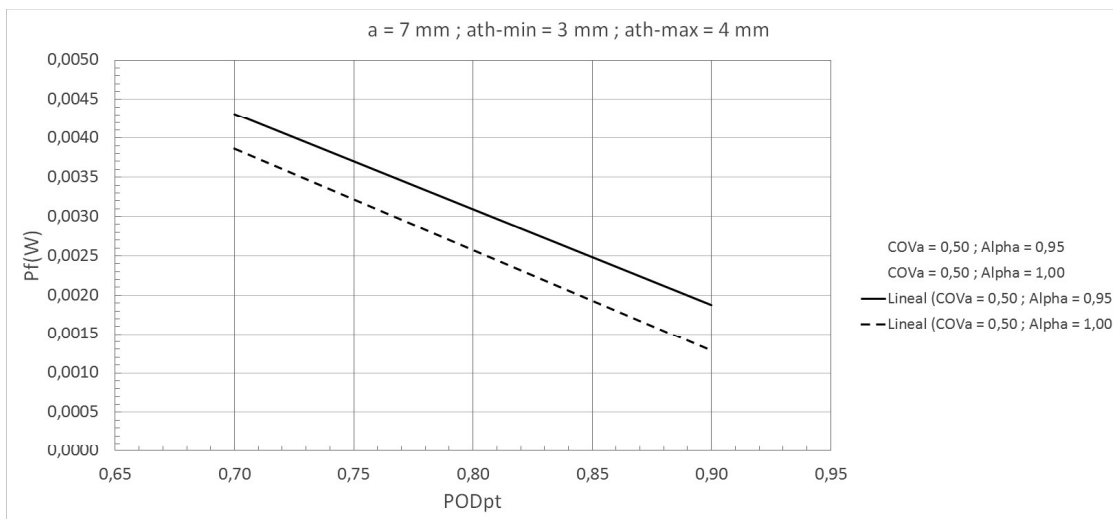


Fig. 5-24: Variação da probabilidade de falha global, $P_{f(W)}$ com o valor de POD_{pt} para $COV_a = 0,50$ no caso de “reparo imperfeito” ($\alpha = 0,95$) e de “reparo perfeito” ($\alpha = 1$).

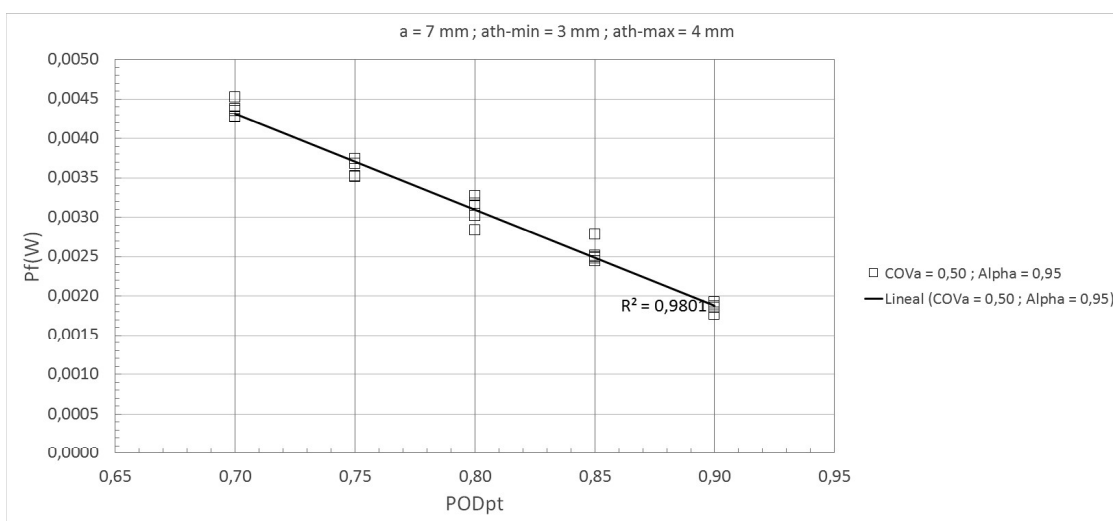


Fig. 5-25: Variação da probabilidade de falha global, $P_{f(W)}$ com o valor de POD_{pt} para $COV_a = 0,50$ no caso de “reparo imperfeito” ($\alpha = 0,95$) e de “reparo perfeito” ($\alpha = 1$).

6. DISCUSSÃO

6.1 Efeitos dos processos de detecção na probabilidade de falha

Segue abaixo a discussão do efeito do patamar de probabilidade de detecção, POD_{pt} e do valor limiar, a_{th-min} (sendo $\Delta a_{th} = a_{th-max} - a_{th-min} = 1,0 \text{ mm} = cte.$) na probabilidade de falha do tubo com a trinca axial postulada de forma semi-elíptica, e profundidade máxima $a = 7,0 \text{ mm}$, Fig. 4-2. Os resultados são válidos para o caso onde $COV_a = 0,15$.

Para os três valores de POD_{pt} considerados (0,70, 0,80 e 0,90) nas Figs. 5-5 a 5-14, claramente se podem distinguir três zonas:

Zona I: $0 \leq a_{th-min} \leq 6,0 \text{ mm}$

Zona II: $6,0 \text{ mm} < a_{th-min} \leq 7,0 \text{ mm}$

Zona III: $7,0 \text{ mm} < a_{th-min}$

Desde o ponto de vista teórico os valores das probabilidades de falha dentro das zonas I e III deverían ser constantes. No entanto, se observam pequenas variações dos seus valores, Figs. 5-5 a 5-14. Isto é devido às diferentes sementes utilizadas pelo algoritmo gerador da sequência de números pseudoaleatórios empregado pelo software Microsoft EXCEL Verção 2013 (algoritmo de Mersenne Twister).

Zona I ($a_{th-min} \leq 6,0 \text{ mm}$)

Dentro desta zona os valores das components $P_{f(DET)}$ e $P_{f(NO-DET)}$ e, portanto, a probabilidade de falha global, $P_{f(W)}$ são constantes, Figs. 5-5, 5-7 e 5-9.

Quando um reparo é feito o valor de $P_{f(W)}$ torna-se significativamente menor. A magnitude da redução de $P_{f(W)}$ é afetada pelo valor do fator de confiabilidade de reparo, α , Figs. 5-6, 5-8, 5-10, 5-11, 5-12 e equação 3-5. Tendo em conta esta última equação, quando maior é o valor de α , menor a probabilidade de falha global que resulta logo de fazer o reparo. No caso específico da indústria do óleo e gás, diferentes métodos de reparo têm sido usados para tubos com dano [53] [52]. No entanto, nenhum índice ou fator de confiabilidade estrutural de reparos têm sido relatado na literatura.

Zona II ($6,0 \text{ mm} < a_{th-min} \leq 7,0 \text{ mm}$)

Consiste em um intervalo singular onde $P_{f(NO-DET)}$ cresce rapidamente, e $P_{f(DET)}$ decresce rapidamente, Figs. 5-5 a 5-12. A largura do intervalo singular é igual ao tamanho do intervalo da distribuição de probabilidade uniforme de a_{th} ($\Delta a_{th} = a_{th-max} - a_{th-min} = 1,0 \text{ mm}$). Devido ao rápido incremento de $P_{f(NO-DET)}$ nesta zona, o impacto no decrescimento da

probabilidade de falha global, $P_{f(W)}$ não seria significativo no caso de que um reparo fosse feito, Figs. 5-6, 5-8, 5-10, 5-11 e 5-12 e equação 3-5.

Zona III ($7,0 \text{ mm} < a_{th-min}$)

Por ultimo nesta zona $P_{f(NO-DET)}$ torna-se igual a $P_{f(W)}$ enquanto que $P_{f(DET)}$ torna-se zero, Figs. 5-5 até 5-12. Obviamente, devido a que a trinca não é detectada, não existe possibilidade de fazer nenhum reparo e como resultado é impossível reduzir a probabilidade de falha, $P_{f(W)}$.

6.2 Efeito conjunto dos processos de detecção e de medição na probabilidade de falha

Nas Fig. 5-18 até 5-25 se observa o efeito da consideração conjunta do valor de POD_{pt} , COV_a e do fator de confiabilidade do reparo, α na probabilidade global de falha, $P_{f(W)}$ para um valor fixo de $a_{th-min} = 3,0 \text{ mm}$ e $a_{th-max} = 4,0 \text{ mm}$. Os resultados obtidos são validos para caso em que POD_{pt} este compreendido no intervalo 0,70 - 0,90.

A Fig. 6-1 mostra que um valor de probabilidade de falha $P_{f(W)}$, por exemplo no caso de se pretender atingir um valor alvo, P_f^t , el pode ser conseguido mediante uma determinada combinação de α , COV_a e POD_{pt} .

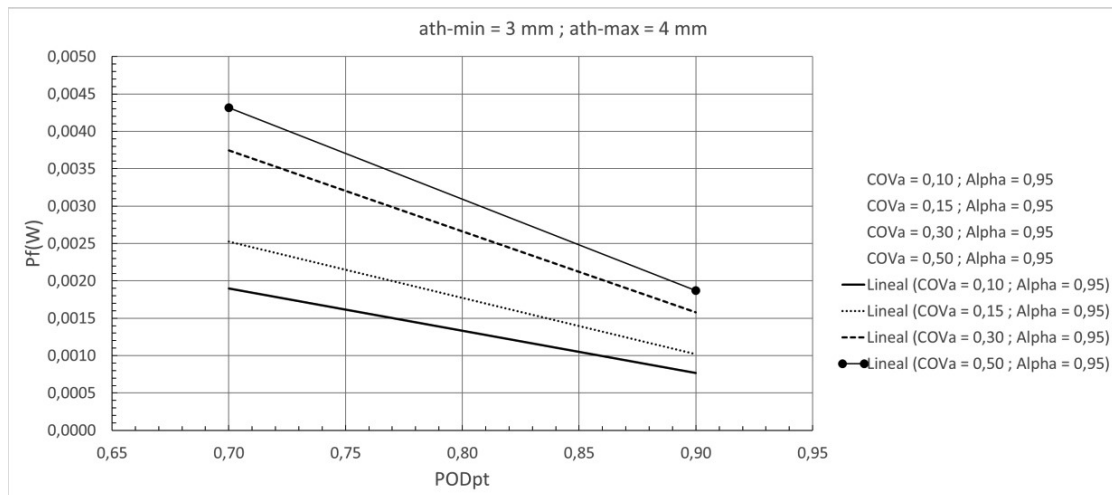


Fig. 6-1: Variação da probabilidade de falha global, $P_{f(W)}$ com o valor de POD_{pt} para diferentes valores de COV_a no caso de “reparo imperfeito” com $\alpha = 0,95$.

Por exemplo, um valor alvo, P_f^t de 0,0020 só pode ser garantido, utilizando a seguinte combinação:

Tabela 6-1: Possíveis combinações para obter um valor P_f^t de 0,0020 a partir da Fig. 6-1.

α	COV_a	POD_{pt}
0,95	0,15	0,77
0,95	0,30	0,86
0,95	0,50	0,90

Uma definição das possíveis combinações de valores necessários das variáveis dos processos de detecção (a_{th-min} , a_{th-max} e POD_{pt}) e de medição (COV_a) por *END*, e de reparo (α), para atingir um valor alvo de probabilidade de falha, P_f^t , Tabela 6-1, não é considerada no procedimento API579-1/ASME 1-FFS [4].

7. CONCLUSÕES

Um modelo de confiabilidade estrutural, *SRM* para avaliação de tubos com trincas tendo ênfase nos processos de detecção e medição por *END* e os efeitos dos reparos é proposto. O *SRM* abrange, para um determinado tamanho de trinca postulada, o seguinte:

- i. o efeito de admitir o valor limiar aleatório, a_{th} nas curvas definidas pelo usuário; isto implica prever a presença de um intervalo singular (Zona II), onde a realização de reparos não garante maiores melhoramentos na probabilidade de falha global $P_{f(W)}$, Figs. Figs. 5-6, 5-8, 5-10, 5-11 e 5-12 e equação 3-5
- ii. a possibilidade de poder seleccionar entre várias curvas $POD(a)$ de base “candidatas”, e assim entre diferentes processos de inspeção por *END* (métodos, procedimentos, pessoal de inspeção); isto implica a utilização de diferentes curvas definidas pelo usuário (a_{th} versus POD_{pl}) de forma de otimizar o valor da estimativa da probabilidade de falha global, $P_{f(W)}$, Fig. 6-1 e Tabela 6-1
- iii. a possibilidade de poder seleccionar um valor do COV_{α} de forma a otimizar o valor da estimativa da probabilidade de falha global, $P_{f(W)}$, Fig. 6-1 e Tabela 6-1
- iv. a consideração dos efeitos de diferentes processos de reparo na estimativa da probabilidade de falha global $P_{f(W)}$; como já foi discutido anteriormente no ponto 3.3, e tendo em conta a equação 3-5 e os possíveis valores do “fator de confiabilidade do reparo”, α proposto neste trabalho

Ao juízo do autor supor os reparos como “perfeitos”, ($\alpha = 1$) na equação 3-5, é um cenário não conservativo desde o ponto de vista da confiabilidade estrutural.

A pesquisa futura sobre valores específicos do fator de confiabilidade do reparo, α , é considerada necessária pelo autor para os diferentes processos de reparo utilizados atualmente na indústria.

Outra potencial área a desenvolver no futuro é a consideração do crescimento subcrítico da trinca por mecanismos tais como corrosão sob tensão ou fadiga.

8. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- [1] P. Hopkins, "The structural integrity of oil and gas transmission pipelines," in *Comprehensive structural integrity*, I. Milne, R. Ritchie and B. Karahaloo, Eds., Elsevier, 2003.
- [2] L. Group, "Pipeline," [Online]. Available: www.linkedin.com. [Accessed 1st november 2016].
- [3] A. Coshman and P. Hopkins, "The assessment of corrosion in pipelines - guidance in the pipeline defect assessment manual (PDAM)," 2004.
- [4] API 579-1/ASME FFS-1, Fitness for service FFS, American Petroleum Institute (API), 2007.
- [5] British Standard BS 7910:2013+A1:2015, Guidance on methods for assessing the acceptability of flaws in metallic structures, British Standards Institution (BSI), 2015.
- [6] R6, Report R/H/R6, Assessment of the integrity of structures containing defects, British Energy, 2001.
- [7] SINTAP, Structural integrity assessment procedures for european industry, Final Report of Brite-Euram Project N° BE95-1426.
- [8] FITNET FFS Procedure, Revision MK8, European Fitness-for-Service Network (FITNET), 2008.
- [9] P. Becher y A. Pedersen, «Application of statistical linear elastic fracture mechanics to pressure vessel reliability analysis,» *Nuclear Engineering and Design*, 1974.
- [10] D. O. Harris, «A means of assessing the effects of NDT on the reliability of cyclically loading structures,» *Materials Evaluation*, vol. 35, nº 7, 1977.
- [11] R. Mussini, H. Cancela and T. Clarke, "Structural reliability of cracked pipes: the role of probability of detection data," *Fracture and Fatigue of Engineering Materials and Structures - FFEMS*, 2018.
- [12] ENIQ, "Recommended Practice 9: verification and validation of structural reliability models and associated software to be used in risk-informed inspection-programmes," Office for Official Publications of the European Communities, 2007.
- [13] D. Harris, E. Lim y D. Dedhia, «Probability of pipe fracture in the primary coolant loop of a PWR plant,» U.S. Nuclear Regulatory Commission, 1981.

- [14] U. Zerbst, M. Schödel, S. Webster and R. A. Ainsworth, Fitness for service fracture assessment of structures containing cracks - A workbook based on the European SINTAP/FITNET Procedure, Elsevier Ltd., 2007.
- [15] U. Zerbst, R. A. Ainsworth and K. H. Schwalbe, "Basic principles of analytical flaw assessment methods," *International Journal of Pressure Vessels and Piping*, vol. 77, 2000.
- [16] A. R. Dowling and C. H. Townley, "The effects of defects on structural failure: a two-criteria approach," *International Journal of Pressure Vessels and Piping*, vol. 3, 1975.
- [17] I. Hadley, "Fracture assessment methods for welded structures," in *Fracture and fatigue of welded joints and structures*, K. A. Macdonald, Ed., Woodhead Publishing Limited, 2011.
- [18] A. H. Ainsworth, "Failure assessment diagram methods," in *Comprehensive structural integrity*, vol. 7, I. Milne, R. O. Ritchie and B. Karihaloo, Eds., Elsevier Science Ltd., 2003.
- [19] R. P. Harrison, K. Loosemore and I. Milne, "The assessment of the integrity of structures containing defects, CEBG Report R/H/R6," Central Electricity Generating Board (CEGB), 1976.
- [20] A. Haldar y S. Mahadevan, Probability, Reliability, and Statistical Methods in Engineering Design, John Wiley & Sons, 2000.
- [21] P. Thoft-Christensen and M. J. Baker, Structural reliability theory and its applications, Springer-Verlag, 1982.
- [22] CRR 398/2001, «Probabilistic methods: uses and abuses in structural integrity,» HSE, 2001.
- [23] D. C. Montgomery y G. C. Runger, Applied Statistics and Probability for Engineers, Edition 6th, 6th ed., Wiley, 2014.
- [24] J. L. Devore, Probabilidade e Estatística para Engenharia e Ciências, Cengage Learning, 2006.
- [25] M. Lemaire, Structural Reliability, ISTE Ltd. and John Wiley and Sons Inc., 2009.
- [26] Eurocode 3, EN 1993, Design of steel structures, 2000.
- [27] ANSI/AISC 360-10, Specification for structural steel buildings, American Institute of Steel Construction, 2010.

- [28] M. A. Bilal, I. A. Assakkaf y K. Avrithi, «Risk-informed load and resistance factor design (LRF) methods for piping,» de *IMECE2005*, 2005.
- [29] B. J. Leira, *Optimal stochastic control schemes within a structural reliability framework*, Springer, 2013.
- [30] ISO 2394, "General principles on reliability for structures," ISO, 1998.
- [31] S. Koduru and M. Nessim, "Review of Quantitative Reliability Methods for Onshore Oil and Gas Pipelines," in *Risk and Reliability Analysis: Theory and Applications*, Springer International Publishing AG, 2017.
- [32] S. Mahadevan, "Physics-based reliability models," in *Reliability-based mechanical design*, T. A. Cruse, Ed., Marcel Dekker Inc., 1997.
- [33] S. Mahadevan, "Monte Carlo Simulation," in *Reliability-based mechanical design*, T. A. Cruse, Ed., Marcel Dekker Inc., 1997.
- [34] M. Nessim, W. Zhou, J. Zhou and B. Rothwell, "Target Reliability Levels for Design and Assessment of Onshore Natural Gas Pipelines," *Journal of Pressure Vessel Technology*, 2009.
- [35] C. A. Harding and G. R. Hugo, "Guidelines for Interpretation of Published Literature on Probability of Detection for Nondestructive Testing," Maritime Platforms Division, DSTO Defence Science and Technology Organisation, 2011.
- [36] ENIQ, "Influence of sample size and other factors on hit/miss probability of detection curves, ENIQ Report N° 47," European Network for Inspection and Qualification (ENIQ), 2012.
- [37] G. A. Georgiou, "Probability of Detection (PoD) curves - derivation, applications and limitations," HSE, 2006.
- [38] A. P. Berens, "NDE Reliability data analysis," in *Metals Handbook*, 9th ed., vol. 17, ASM, 1989.
- [39] C. Müller and M. J. Golis, "Basic Ideas of the American-European Workshops 1997 in Berlin and 1999 in Boulder," 15th World Conference on Nondestructive Testing, October 2000. [Online]. Available: <http://www.ndt.net/>.
- [40] F. Simonen and H. Woo, "NUREG/CR-3869 Analyses of the impact of in service inspection using a piping reliability model," US Nuclear Regulatory Commission, 1984.
- [41] Pacific Northwest National Laboratory, PNNL-23714, "Review of literature for model assisted probability of detection," 2014.

- [42] ENIQ, "Probability of detection curves: statistical best-practices, ENIQ Report N° 41," European Network for Inspection and Qualification (ENIQ), 2010.
- [43] A. Alves de Carvalho, Confiabilidade de técnicas de ensaios não destrutivos na inspeção de dutos utilizados na indústria do petróleo, Tese, UFRJ, 2006.
- [44] L. Gandossi and K. Simola, "Sensitivity of risk reduction to POD curves level and detail," DG JRC Intitute for Energy, 2007.
- [45] O. Cronvall, K. Simola, J. Mänistö, L. Alverlind, P. Dillstöm y L. Gandossi, «A study on the effect of flaw detection probability assumptions on risk reduction achieved by non-destructive inspection,» *Reliability Engineering and System Safety*, 2012.
- [46] K. Simola, "Reliability of non-destructive testing of disposal canister lid welds," VTT, 2012.
- [47] H. W. Coleman y G. W. Steele, Experimentation, validation and uncertainty analysis for engineers, 3th ed., John Wiley & Sons Inc., 2009.
- [48] HSE, «Information for the procurement and conduct NDT - Part 4: ultrasonic sizing errors and their implication for defect assessment,» HSE, 2008.
- [49] M. Moles, "Defect sizing in pipeline welds - what can we really achieve?," in *Proceeding of ASME PVP Conference*, 2004.
- [50] INMETRO, «Vocabulário Internacional de Metrologia - Conceitos fundamentais e gerais e termos associados (VIM 2012),» INMETRO, 2012.
- [51] A. Muhammed, «Background to the derivation of partial safety factors for BS 7910 and API 579,» *Engineering Failure Analysis*, vol. 14, 2007.
- [52] Health and Safety Executive (HSE), "Temporary / Permanent Pipe Repair Guidelines," 2001.
- [53] C. Jaske, B. Hart and W. Bruce, "Pipeline repair manual," Pipeline Research Council International (PRCI), 2006.
- [54] D. O. Harris y E. Y. Lim, «Applications of a probabilistic fracture mechanics model to the influence of in-service inspection on structural reliability,» *ASTM STP 798*, 1983.
- [55] D. Sarzosa and C. Ruggieri, "A numerical investigation o constraint effects in circumferentially cracked pipes and fracture specimens including ductile tearing," *International Journal of Pressuere Vessels and Piping*, 2014.

- [56] J. P. Charlesworth y J. A. Temple, Engineering Applications of Ultrasonic Time-of-Flight Diffraction, 2th ed., Research Studies Press Ltd., 2001.
- [57] I. Milne, R. A. Ainsworth, A. R. Dowling and A. T. Stewart, "Assessment of the integrity of structures containing defects," *Int. J. Pres. Ves. Piping*, 1988.