ANÁLISE PROBABILÍSTICA DE PROPAGAÇÃO DE TRINCAS PARA PLANEJAMENTO DE INSPEÇÕES À FADIGA DE ESTRUTURAS OFFSHORE

Cecília Mendes de Miranda Coelho

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-graduação em Engenharia Civil, COPPE, da Universidade Federal do Rio de Janeiro, como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Mestre em Engenharia Civil.

Orientador: Luis Volnei Sudati Sagrilo

Rio de Janeiro

Março de 2018

ANÁLISE PROBABILÍSTICA DE PROPAGAÇÃO DE TRINCAS PARA PLANEJAMENTO DE INSPEÇÕES À FADIGA DE ESTRUTURAS OFFSHORE

Cecília Mendes de Miranda Coelho

DISSERTAÇÃO SUBMETIDA AO CORPO DOCENTE DO INSTITUTO ALBERTO LUIZ COIMBRA DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA DE ENGENHARIA (COPPE) DA UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO COMO PARTE DOS REQUISITOS NECESSÁRIOS PARA A OBTENÇÃO DO GRAU DE MESTRE EM CIÊNCIAS EM ENGENHARIA CIVIL

Examinada por:

Prof. Luis Volnei Sudati Sagrilo, D. Sc.

Prof. Fernando Jorge Mendes de Sousa, D.Sc.

Dr. Paulo Maurício Videiro, Ph.D.

Prof. Theodoro Antoun Netto, Ph.D.

RIO DE JANEIRO, RJ - BRASIL

MARÇO DE 2018

Coelho, Cecília Mendes de Miranda

Análise Probabilística De Propagação De Trincas Para Planejamento De Inspeções À Fadiga De Estruturas Offshore / Cecília Mendes de Miranda Coelho. – Rio de Janeiro: UFRJ/COPPE, 2018.

XII, 93 p.: il.; 29,7 cm.

Orientador: Luis Volnei Sudati Sagrilo

Dissertação (mestrado) – UFRJ/ COPPE/ Programa de Engenharia Civil, 2018.

Referências Bibliográficas: p. 85-89.

1. Mecânica da Fratura. 2. Estruturas Offshore. 3. Cálculo de Fadiga 4. Análise Probabilística 5. Inspeção Baseada em Risco. I. Sagrilo, Luis Volnei Sudati. II. Universidade Federal do Rio de Janeiro, COPPE, Programa de Engenharia Civil. III. Título.

Agradecimentos

A Deus sobre todas as coisas, a Ele que por sua infinita bondade me concedeu a graça de poder expor este trabalho.

À Virgem Maria, Mãe amável, que me acompanha, fortalece e intercede por mim.

Ao amado Bruno, pelo companheirismo, conselhos e força durante todo este trabalho.

À toda minha família, meu pai Rômulo, minha mãe Adriana, Elisa e Vitor por estarem sempre ao meu lado me apoiando nos meus projetos.

Ao meu orientador, professor Luis V. S. Sagrilo, por sua disponibilidade e atenção de sempre, aulas, revisões, e, sobretudo, por seu dom e alegria ao ensinar, que nos contagia e nos faz querer aprender.

Aos meus tantos amigos que ao longo destes anos de Mestrado não cessaram de me incentivar. Em especial à Paula Teixeira e Marco Perez, pelo companheirismo do dia-a-dia e por me inspirarem a ser uma boa engenheira, ao Leonardo Brandão e Fernando Castanheira, que me permitiram iniciar este mestrado durante meu tempo de trabalho na DNV GL e à Cecília Braga por sua animação e cobranças.

Cecília Mendes de Miranda Coelho

Março, 2018

Resumo da Dissertação apresentada à COPPE/UFRJ como parte dos requisitos necessários para a obtenção do grau de Mestre em Ciências (M.Sc.)

ANÁLISE PROBABILÍSTICA DE PROPAGAÇÃO DE TRINCAS PARA PLANEJAMENTO DE INSPEÇÕES À FADIGA DE ESTRUTURAS OFFSHORE

Cecília Mendes de Miranda Coelho

Março/2018

Orientador: Luis Volnei Sudati Sagrilo

Programa: Engenharia Civil

O carregamento cíclico aleatório gerado por ondas e vento nas estruturas offshore é causa de muitas falhas geradas por trincas. Essas falhas se tornam críticas quando podem desencadear em um colapso estrutural ou em fatalidades.

Durante a fase de projeto, um aprimoramento dos detalhes estruturais é feito através do estudo da fadiga e, durante a vida útil da estrutura, inspeções são realizadas de modo a garantir que o risco de falha seja reduzido. Porém, a escolha dos locais e intervalos de inspeção nem sempre é simples e muitas vezes recorre-se a histórico de falhas e à experiência prévia.

Para que o planejamento de inspeções de trincas de estruturas offshore seja viabilizado independentemente de experiência prévia, é necessário que se conheça o comportamento e a relação entre as variáveis envolvidas. Dois modelos de confiabilidade estrutural propostos anteriormente pela DNV GL (2015) e SAGRILO *et al*. (1997) são apresentados e comparados em três estudos de caso. Os modelos são baseados na Mecânica da Fratura (Lei de Paris) e foram calibrados para detalhes estruturais com curvas S-N associadas considerando distribuições probabilísticas conhecidas para cada variável.

O método Monte Carlo foi utilizado para a geração das combinações mais prováveis das variáveis aleatórias. A Teoria Bayesiana junto às curvas de probabilidade de detecção de trincas foi utilizada para exemplificação e consolidação dos programas de inspeção estrutural.

Abstract of Dissertation presented to COPPE/UFRJ as a partial fulfillment of the requirements for the degree of Master of Science (M.Sc.)

CRACK PROPAGATION PROBABILISTIC ANALYSIS FOR FATIGUE INSPECTION PLANNING OF OFFSHORE STRUCTURES

Cecília Mendes de Miranda Coelho

March/2018

Advisor: Luis Volnei Sudati Sagrilo

Department: Civil Engineering

Cyclic random loading generated by waves and wind in the offshore structures is the cause of many failures due to fatigue cracks. These failures become critical when they can trigger structural collapse or fatalities.

During the design phase, structural details improvement is done through fatigue study and over the structure life time inspections are performed to ensure that the risk of failure is reduced. However, the hotspots' locations and inspection intervals are not always simple to be defined and often a history of failures and past experience must be used.

In order to make the inspection planning feasible independently of past experience it is necessary to know the behavior and the relation between the related variables. Two structural reliability models previously proposed by DNV GL (2015) and SAGRILO *et al*. (1997) are presented and compared through three case studies. The models are based on Fracture Mechanics (Paris Law) and were calibrated for structural details with associated S-N curves considering known probabilistic distributions for each variable.

Monte Carlo method was used to generate the most probable combinations for the random variables. The Bayesian Theory together with crack probability of detection curves were used to exemplify and consolidate the structural inspection programs.

Sumário

1. Introdução 1

1.1. Motivação 2

1.2. Objetivos 3

1.3. Revisão Bibliográfica 4

1.4. Organização da Dissertação 5

2. Análise de Fadiga 6

2.1. Análise de Fadiga pelas Curvas S-N 6

2.1.1. Curvas S-N 7

2.1.2. Regra de Palmgren-Miner 9

2.1.3. Distribuição de Tensão de Longo Prazo para Estruturas Offshore 9

2.2. Análise de Fadiga pela Mecânica da Fratura 18

2.2.1. Fator de Intensidade de Tensão 19

2.2.2. Lei de Paris 20

2.2.3. Funções de Geometria 22

2.2.4. Constantes C e m 26

2.3. Relação entre as Curvas S-N e a Mecânica da Fratura (Lei de Paris) 27

3. Análise Probabilística de Fadiga 29

3.1. Técnicas de Confiabilidade Estrutural 29

3.1.1. Simulação Monte Carlo 31

3.1.2. Probabilidade Condicional – Teorema de Bayes 34

3.2. Modelo de Confiabilidade à Fadiga Baseado em Curvas S-N 35

3.2.1. Parâmetros das Curvas S-N 35

3.2.2. Incerteza Relativa à Regra de Palmgren-Miner 38

3.2.3. Incerteza nos Carregamentos Aplicados 39

3.2.4. Probabilidade de Falha à Fadiga pelas Curvas S-N 40

3.3. Modelo de Confiabilidade à Fadiga Baseado na Mecânica da Fratura 42

3.3.1. Distribuição de Probabilidades de $a0$ 45
3.3.2. Distribuição de $XY \cdot Mk$ 47
3.3.3. Probabilidade de Falha à Fadiga pela Mecânica da Fratura 49
4. Planejamento Probabilístico de Inspeções à Fadiga 50
4.1. Métodos de Inspeção à Fadiga e Probabilidade de Detecção 50
4.2. Planejamento de Inspeções à Fadiga Baseado em Confiabilidade Estrutural . 54
4.2.1. Definição de $I(\boldsymbol{X}, ad, T)$ Através do Método da DNV GL (2015) 55
4.2.2. Definição de $I(\boldsymbol{X}, ad, T)$ Através do Método Proposto por SAGRILO *et al*. (1997) 55
4.2.3. Metodologia Genérica para Definir os Prazos das Inspeções..... 57
5. Estudos de Caso 59
5.1. Caso 1 – Junta Tubular 60
5.2. Caso 2 – Junta Soldada Plana 67
5.3. Caso 3 - Junta Soldada "T" 75
6. Conclusão 82
6.1. Sugestões de Trabalhos Futuros..... 84
7. Referências Bibliográficas..... 85
Anexo A – Estudo Sobre as Diferenças entre os Métodos Propostos pela DNV GL(2015) e SAGRILO et. al. (1997)..... 90

Lista de Figuras

Figura 1-1 – Inspeção visual de borboleta em zona de difícil acesso de uma plataforma semissubmersível – Fonte: https://www.iims.org.uk/guidance-on-inspection-planning-for-offshore-structures-launched/ 2
Figura 2-1 – Curvas S-N para diferentes juntas de aço carbono em ambiente atmosférico (DNV-RP-C203, 2008)..... 8
Figura 2-2 – Registro das alturas significativas de onda de 126 estados de mar de 1h de duração no Norte da Espanha (TAKAHASHI *et al*., 2011) 10
Figura 2-3 – Distribuição de Weibull para o cálculo da vida em fadiga– considera-se a tensão máxima So ocorrendo uma única vez em no ciclos. A área abaixo da curva de 0 a So é igual a $1 - 1/no$..... 15
Figura 2-4 – Distribuição de Weibull, divisão em faixas para cálculo do Dano..... 15
Figura 2-5 - Ilustração da geração das curvas da mecânica da fratura a partir da Lei de Paris. 20
Figura 2-6 – Área abaixo da curva usada para estimar o número de ciclos para crescimento da trinca de um tamanho inicial $a0 = 0{,}05$ mm ao $aN = 0{,}6$ mm..... 22
Figura 2-7 – Função de geometria Y(a) por Newman-Raju em função de a/d para diferentes a/c (STRAUB, 2004) 23
Figura 2-8 – M_k (BOWNESS and LEE, 2000) em função da razão entre a (profundidade da trinca) e d (espessura da chapa) com tensão atuante de membrana para a/c fixos (fonte: (DNVGL-RP-C210, 2015) 24
Figura 2-9 – Comparação da Função de geometria com e sem o Mk (por SMITH e HURWORTH, 1984) em função da razão entre a (profundidade da trinca) e d (espessura da chapa) para tensão atuante de membrana para a/c=0,2 (ref: STRAUB, 2004)..... 25
Figura 3-1 - Relação entre U e X. (exemplo com FX(x) definida por uma distribuição Normal com média 1 e desvio padrão 0,3). 32
Figura 3-2 – Curva S-N conforme disponível na literatura reduzindo $2\sigma logN$..... 37
Figura 3-3 - Calibração dos modelos MF ao baseado nas curvas SN. 43
Figura 3-4 - Distribuições acumuladas de $a0$ e da exponencial truncada. Considerando dados do estudo de caso 1 (item 5.1)..... 46
Figura 3-5 – Distribuição Normal Acumulada (média 1 e desvio padrão 0,068) calibrada para $XY \cdot Mk$. (Caso apresentado no item 5.1). 48

Figura 4-1 – Métodos de inspeção por ensaios não-destrutivos usuais em estruturas *offshore*. Fontes: MPI – https://www.indiamart.com/kingsoceanmarine/ndt-services.html; UT – www.seaward-marine.com/services/husbandry/ndt; ACFM – fonte: www.inidam.com/ndt/acfm/ EC – www.seaward-marine.com/services/husbandry/ndt;51
Figura 4-2 – Comparacão das funções PoD definidas pela Tabela 4-1 e Tabela 4-2..... 53
Figura 4-3 – Metodologia para definir os prazos das inspeções a partir da definiçao de T1. 58
Figura 5-1 – Jaqueta de plataforma fixa 60
Figura 5-2 – Junta tubular relacionada à curva API X' (ABS, 2014) 60
Figura 5-3- Caso 1 – Ajuste para $XY \cdot Mk.$ – Distribuição Normal ($\mu = 1; \sigma = 0{,}068$). 62
Figura 5-4- Resultados Caso 1. Análise de confiabiliade ao longo do tempo. Modelo analítico (S-N), modelo calibrado M-F e modelo SAGRILO *et al*. (1997)..... 63
Figura 5-5- Caso 1. Inspeções futuras para a primeira inspeção em $T1 = 5\ anos$..... 64
Figura 5-6- Caso 1. Inspeções futuras para a primeira inspeção em $T1 = 10\ anos$..... 65
Figura 5-7 – Costado de um FPSO – Soldas de topo aplicáveis para curva D, soldada dos dois lados. Fonte: www.marinelink.com/news/protection-receives-shell382506..... 67
Figura 5-8 – Junta plana com solda transversal de topo, soldada dos dois lados, selecionada à curva D (DNV-RP-C203, 2008) 67
Figura 5-9- Caso 2 – Ajuste para $XY \cdot Mk.$ – Distribuição Normal ($\mu = 1; \sigma = 0{,}073$) 69
Figura 5-10- Resultados Caso 2. Análise de confiabiliade ao longo do tempo. Modelo analítico (S-N), modelo calibrado M-F e modelo SAGRILO *et al*. (1997)..... 70
Figura 5-11- Caso 2. Inspeções futuras para a primeira inspeção em $T1 = 5\ anos$.... 71
Figura 5-12- Caso 2. Inspeções futuras para a primeira inspeção em $T1 = 10\ anos$.. 72
Figura 5-13 – Caso 2 - Comparação das probabilidades de falha ao modificar a função PoD. $T1$ = 7 anos. Resultados foram calculados pelo método SAGRILO *et al*.(1997), item 4.2.2. 74
Figura 5-14 – Exemplos de junta "T" e indicação da direção da tensão considerada pela seta. (fonte da fotografia: http://karamanos.mie.uth.gr/) 75
Figura 5-15- Caso 3 – Ajuste para $XY \cdot Mk.$ – Distribuição Normal ($\mu = 1; \sigma = 0{,}173$). 77
Figura 5-16- Resultados Caso 3. Análise de confiabiliade ao longo do tempo. Modelo analítico (S-N), modelo calibrado M-F e modelo SAGRILO *et al*. (1997)..... 78

Figura 5-17- Caso 3 – Inspeções futuras para a primeira inspeção em $T1 = 5\ anos$... 79
Figura 5-18- Caso 3 – Inspeções futuras para a primeira inspeção em $T1 = 10\ anos$. 80
Figura A-1 – Caso 1 – Comparação entre as distribuições de $IS.div$, e $ID.div$ 92
Figura A-2 – Caso 2 - Comparação entre as distribuições de $IS.div$, e $ID.div$..... 93
Figura A-3 – Caso 3 - Comparação entre as distribuições de $IS.div$, e $ID.div$..... 93

Lista de Tabelas

Tabela 3-1 – Base para Curvas S-N de projeto fornecidas pelas normas (BOMEL LIMITED, 2002) 37
Tabela 4-1 – Parâmetros das funções exponenciais PoD para EC e MPI (SAGRILO *et al.* ,1997)..... 52
Tabela 4-2 – Parâmetros das funções PoD para EC, MPI e ACFM de acordo com as condições operacionais (DNVGL,2015) 53
Tabela 5-1- Informações gerais para os três casos de estudo 59
Tabela 5-2- Caso 1 - Curva S-N API X' e parâmetros para o modelo de confiabilidade 61
Tabela 5-3- – Caso 1 - Distribuições de probabilidade dos parâmetros do modelo calibrado da Mecânica da Fratura..... 62
Tabela 5-4 – Caso 1 - Prazos das inspeções futuras a partir de uma inspeção sem detecção de trincas após Ti anos da estrutura em operação 66
Tabela 5-5- Caso 2 – Curva S-N D e parâmetros para modelo de confiabilidade 68
Tabela 5-6- – Caso 2 - Distribuições de probabilidade dos parâmetros do modelo calibrado da Mecânica da Fratura..... 69
Tabela 5-7 – Caso 2 - Prazos das inspeções futuras a partir de uma inspeção sem detecção de trincas após Ti anos da estrutura em operação. 73
Tabela 5-8- Caso 3 - Curva S-N F e parâmetros para o modelo de confiabilidade..... 76
Tabela 5-9- – Caso 3 - Distribuições de probabilidade dos parâmetros do modelo calibrado da Mecânica da Fratura..... 76
Tabela 5-10 – Caso 3 - Prazos das inspeções futuras a partir de uma inspeção sem detecção de trincas após Ti anos da estrutura em operação 81

Nomenclatura

CoV.....Coeficiente de Variação

CP ..... Proteção Catódica

CVI .....*Close Visual Inspection*

DFF.....*Design Fatigue Factor*

EC .....Inspeção *Eddy Current*

FEM.....Método de elementos finitos

FPSO.....Plataforma Flutuante de Produção, Armazenamento e *Offloading*

GVI.....Inspeção visual geral

MF .....Mecânica da Fratura

MPI .....Inspeção por particula magnética

NDE/NDT..... Ensaio Não Destrutivo

Pf.....Probabilidade de falha

UT..... Teste por Ultrasson

1. Introdução

Devido a ações de carregamentos ambientais cíclicos de onda e vento nas estruturas offshore, altos riscos de acidentes relacionados a propagação de trincas são levados em consideração durante o projeto e durante a operação quando inspeções são executadas sistematicamente.

Acidentes ocasionados por propagação de trincas relacionados a vazamento de hidrocarbonetos que causam danos ao meio ambiente, explosões em tanques de alta pressão podendo causar fatalidade à vida humana, rompimento de linhas de ancoragem e *risers*, até mesmo o colapso de um *brace* de plataforma semissubmersível que pode levar a perda total de uma unidade flutuante, como o exemplo da plataforma Alexander Kielland (KITSUNAI E KOMAYASHI, 1980) , são alguns dos casos que tornam necessário o estudo da fadiga para as estruturas offshore.

O uso de curvas S-N é a forma mais comum para se calcular a vida em fadiga durante a fase de projeto. A partir de uma estrutura específica (utilizada para o teste de fadiga), as curvas S-N descrevem a relação entre a tensão cíclica atuante e a vida em fadiga. As curvas S-N estabelecem o número de ciclos necessários para que um determinado componente estrutural alcance a falha por fadiga. Porém, estas curvas não descrevem uma relação entre o número de ciclos e o tamanho (profundidade) de uma trinca durante a sua propagação. Por isso, não é possível utilizar informações coletadas durante inspeções para alimentar/atualizar um modelo matemático de planejamento de inspeções baseado somente nas curvas S-N.

Através do estudo da Mecânica da Fratura é possível descrever o mecanismo de falha causado pela propagação da trinca por fadiga (DOWLING, 2007) e, desta forma, seus modelos poderiam ser relacionados aos resultados de inspeções. Entretanto, a Mecânica da Fratura não é aconselhável para a estimativa da vida em fadiga para o caso das estruturas offshore, pois os resultados além de serem muito sensíveis aos parâmetros de entrada, há poucos dados coletados disponíveis. Além disso, um modelo matemático baseado na Mecânica da Fratura desenvolvido para o planejamento de inspeções de estruturas offshore é ainda mais complexo pela quantidade de variáveis aleatórias envolvidas.

Para tornar viável a utilização de modelos baseados na Mecânica da Fratura, a calibração dos parâmetros das variáveis aleatórias destes modelos é feita a partir dos

modelos baseados nas curvas S-N, mais precisos. Desta forma, com ambos os modelos calibrados para uma mesma probabilidade de falha, é possível utilizar informações coletadas durante inspeções para planejamento de inspeções baseadas no risco de falha.

1.1. Motivação

Considerando a grande influência da degradação por fadiga na segurança de estruturas offshore, a maioria das normas internacionais consideram esse mecanismo de falha como um dos principais aspectos para definir um plano de inspeção durante a operação deste tipo de estrutura. Inspeções feitas *offshore* além dos seus altos custos ainda podem se tornar inviáveis por impossibilidade ou dificuldade de acesso (ver Figura 1-1). Em geral, a definição do tempo esperado para falha é dada pela experiência passada já consolidada que envolvem de maneira conservadora e simplificada todas as diferentes formas estruturais, tipos de materiais, forças ambientais aplicadas de modo aleatório, etc.

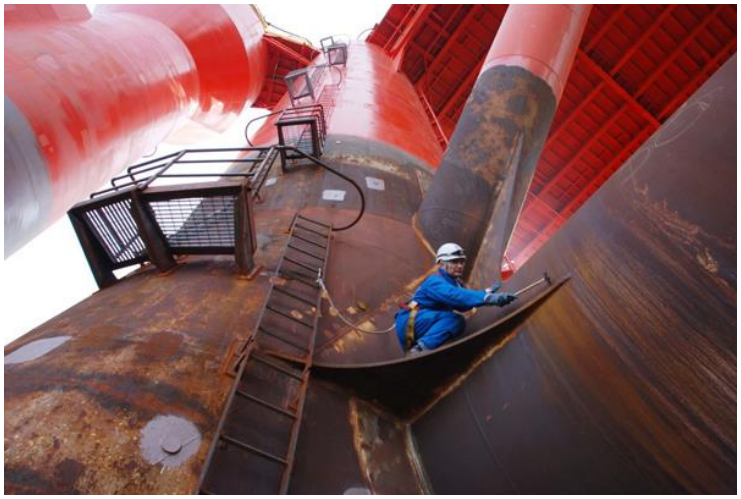

Figura 1-1 – Inspeção visual de borboleta em zona de difícil acesso de uma plataforma semissubmersível – Fonte: https://www.iims.org.uk/guidance-on-inspection-planning-for-offshore-structures-launched/

Em maio de 2015, pela primeira vez, foram disponibilizados oficialmente através de um documento de Práticas Recomendadas da DNV GL (DNVGL-RP-C210, 2015) modelos probabilísticos pré-calibrados visando o planejamento de inspeções de trincas em estruturas offshore. O interesse de sua utilização por parte dos operadores/armadores está principalmente em minimizar o conservadorismo e, consequentemente, o custo das inspeções.

A utilização direta deste modelo pré-calibrado não permite o entendimento de como o modelo foi exatamente gerado e nem a avaliação da influência de cada uma das variáveis envolvidas no resultado final do plano de inspeção, tornando-a uma ferramenta limitada ao engenheiro.

De modo que modelos probabilísticos se tornem ferramentas realmente útil para escolha do programa de inspeção ideal (i.e. garantir um nível de segurança com menor custo), observa-se que ainda existe a necessidade de que os fatores envolvidos nestes modelos probabilísticos, suas limitações e parâmetros, sejam abortadas. Além disso, a comparação destes modelos com outros modelos propostos na literatura para o planejamento de inspeções relacionados à fadiga deve ser exposta.

1.2. Objetivos

Este trabalho visa elaborar modelos probabilísticos de propagação de trinca pré-calibrados baseados em dois métodos propostos em DNVGL-RP-C210 (2015) e SAGRILO *et al*. (1997), e avaliar a utilização de tais métodos no planejamento de inspeções à fadiga de estruturas offshore.

Modelos de confiabilidade baseados nas curvas S-N e na Mecânica da Fratura são utilizados. Assumindo que os resultados de ambos os modelos devem ser o mesmo, distribuições probabilísticas conhecidas são aplicadas às variáveis aleatórias da Mecânica da Fratura (Lei de Paris) e seus parâmetros são calibrados de modo a atingir o mesmo resultado encontrado pelos modelos probabilísticos baseados na curva S-N. A análise de confiabilidade para estimar a probabilidade de falha por fadiga de uma determinada junta estrutural é feita neste trabalho através da Simulação Monte Carlo.

Por fim, a avaliação da utilização dos modelos calibrados é feita através de três estudos de caso de planejamento de inspeções. Modelos calibrados são apresentados para detalhes estruturais com curvas S-N conhecidas. Nestes estudos, o Teorema de Bayes das probabilidades condicionais é utilizado para a atualização das probabilidades e elaboração dos planos de inspeção baseados em resultados de inspeções anteriores.

1.3. Revisão Bibliográfica

Em meados da década de 80, publicações sobre Confiabilidade Estrutural aplicada à análise de fadiga de estruturas *offshore* foram desenvolvidas. Destaca-se WIRSHING (1984) onde é proposto o modelo baseado na representação das variáveis aleatórias por distribuições do tipo Lognormal e se apresenta, ainda, dados de estudos anteriores a respeito das estatísticas vinculadas às curvas S-N e soma final (dano acumulado) de Palmgren-Miner. O objetivo deste trabalho foi desenvolver critérios para projeto de estruturas *offshore*. Com esse mesmo objetivo, WIRSHING E CHEN (1987) aplicam o que já havia sido proposto em WIRSHING (1984) ao desenvolvimento de critérios de projeto de fadiga para TLPs (*Tension Leg Platforms*). Neste mesmo trabalho é mostrado como o cálculo da Mecânica da Fratura pode ser associado aos resultados das curvas S-N.

De acordo com HEALTH AND SAFETY EXECUTIVE (2006), nesta mesma época, as primeiras funções de probabilidade de detecção (PoD) de trincas relacionadas aos métodos de inspeção começam a ser geradas e assumem-se modelos mais generalistas a partir de funções definidas para PoD vs. Tamanho do defeito. Com isso, o planejamento de inspeções de estruturas offshore baseadas na probabilidade de falha por fadiga teve um grande avanço.

Uma série de trabalhos foram desenvolvidos visando a utilização dos modelos de confiabilidade para o planejamento de inspeções à fadiga, utilizando a Teoria Bayesiana para incluir o efeito dos resultados das inspeções (com PoDs relacionadas) à fadiga e atualizar as probabilidades de falha. Dentre estes trabalhos estão: MADSEN *et al*. (1987), KIRKEMO (1988), LOTSBERG E KIRKEMO (1989), MADSEN *et al*. (1989), JIAO (1992), LOTSBERG e MARLEY (1992), VÅRDAL e MOAN (1997), SAGRILO *et al*. (1997), MOAN e SONG (1998), VÅRDAL *et al*. (2000), SØRENSEN e ERSDAL (2008), DNVGL-RP-C210 (2015) e LOTSBERG (2016) (o qual referencia o que foi proposto em DNVGL-RP-C210 (2015)).

Dos trabalhos citados, destacam-se SAGRILO *et al*.(1997) e DNV GL RP 210 (2015). SAGRILO *et al*.(1997) apresenta um método matemático de fácil aplicação, unindo os modelos baseados nas curvas S-N com o da Mecânica da Fratura e gerando uma formulação onde as incertezas dos parâmetros da Mecânica da Fratura não precisam ser diretamente envolvidas. A DNV GL RP 210 (2015) propõe de forma semelhante aos

demais trabalhos, um modelo matemático baseado na Mecânica da Fratura calibrado ao modelo das curvas S-N para atualização das probabilidades e expõe dois modelos pré-calibrados.

A base para o planejamento de inspeções é dada a partir de análises de fadiga as quais são normalmente feitas no projeto a partir de métodos baseados nas curvas S-N ou pela Mecânica da Fratura e, para isso, DOWLING (2007) e ALMAR-NAES (1999) podem ser utilizados como referência geral.

1.4. Organização da Dissertação

Neste trabalho, modelos probabilísticos de propagação de trinca para planejamento de inspeção a fadiga foram desenvolvidos. Modelos de Confiabilidade Estrutural baseados nas curvas S-N e na Mecânica da Fratura juntos aos dois métodos propostos em DNVGL-RP-C210 (2015) e SAGRILO *et al*. (1997) são utilizados e comparados. O trabalho foi dividido em 6 capítulos, sendo este primeiro o introdutório.

No Capítulo 2, duas formas de análise de fadiga de estruturas offshore são descritas: pelas curvas S-N e pela Mecânica da Fratura. A análise de fadiga de uma estrutura é base para o modelo probabilístico para planejamento de inspeções, do qual a vida útil da estrutura é um dos dados necessários. Fatores de segurança elevados são normalmente usados nestas análises devido ao elevado número de fontes de incertezas existentes neste tipo de análise.

O Capítulo 3 apresenta sucintamente as técnicas e os dois modelos de Confiabilidade Estrutural para análise de fadiga baseados nas curvas S-N e na Mecânica da Fratura.

No Capítulo 4, os dois métodos de confiabilidade que visam o planejamento de inspeções à fadiga utilizados neste trabalho são apresentados. Aqui, apenas os casos onde não há detecção de trinca durante as inspeções é considerado.

A avaliação e comparação dos resultados obtidos pelos modelos e métodos mencionados é apresentada no Capítulo 5 através de três estudos de caso, considerando três juntas soldadas típicas de estruturas offshore: tubular, plana e “T”. A Simulação Monte Carlo é utilizada para o cálculo das probabilidades de falha.

Por fim, no Capítulo 6 são realizados as conclusões e comentários finais, além de sugestões para estudos futuros.

2. Análise de Fadiga

Estruturas offshore, que sofrem variações de tensão ao longo de sua vida em operação, estão constantemente sujeitas a falha por fadiga. A análise de fadiga é sempre requerida por normas e compreendem parte da avaliação estrutural durante a fase de projeto.

Duas formas de análise de fadiga serão descritas neste capítulo:

- Pelas curvas S-N: mais comum durante a fase de projeto de estruturas offshore, traz como resultado o tempo mais provável para a falha final do componente estrutural. Esta metodologia será detalhada no item (2.1) deste trabalho.

- Pela Mecânica da Fratura: mais minuciosa e complexa. Descreve todo o processo da falha por fadiga que, para o caso de juntas soldadas, pode ser definido pela propagação da trinca a partir de um defeito inicial existente e a falha final. Através desta metodologia é possível relacionar o estágio de crescimento de uma trinca ao número de ciclos (tempo de vida) de tensão aplicados. Esta metodologia é descrita no item (2.2)

No estágio final de uma trinca (falha por fadiga) os dois modelos devem ser equivalentes. Assim, a relação de compatibilidade entre os dois métodos é apresentada no item (2.3) deste capítulo.

2.1. Análise de Fadiga pelas Curvas S-N

Para a compreensão das análises de fadiga de estruturas offshore pelas curvas S-N, os seguintes itens serão abordados:

- As curvas S-N
- Regra de Palmgren-Miner
- Distribuição de ciclos de tensão de longo prazo para estruturas offshore

2.1.1. Curvas S-N

Para a avaliação de tempo de falha por fadiga de estruturas onde há carregamento cíclico atuante, corpos de provas semelhantes pré-fabricados são submetidos a uma série periódica de um carregamento oscilatório de variação total constante S (tensão nominal ou tensão *hotspot*, S) (LOTSBERG *et al*., 2016). Esta variável ao ser plotada *versus* o número de ciclos até alcançar a falha (N), segue um formato exponencial de acordo com a equação abaixo (ver, por exemplo, DOWLING, 2007) :

$$S = AN^B \qquad (1)$$

onde S é a variação total de tensão aplicada ao corpo de prova ($S_{max} - S_{min}$), N é o número de ciclos para a falha, A e B são constantes baseadas em testes feitos em corpos de prova para vários níveis de S.

O número de ciclos para se atingir uma falha varia rapidamente com o aumento da tensão e, por isso, a curva S-N é normalmente plotada em escala logarítmica.

Desenvolvendo a Eq. (1), tem-se que:

$$S = AN^B \quad » \quad \log S = \log A + B log N \quad » \quad \log N = -\frac{1}{B} log A + \frac{1}{B} log S$$

considerando $-\frac{1}{B} log A = \log K$ e $\frac{1}{B} = -m$:

$$log\ N = \log K - m\ log S \quad » \quad N = KS^{-m} \qquad (2)$$

Na prática, a Eq.(2) é a forma mais conhecida para descrever as curvas S-N.

Muitos fatores influem nos resultados finais das curvas S-N, tais como: o tipo de material (junta soldada ou material base), a geometria do corpo de prova, as diferentes

classes de materiais, a frequência dos ciclos, as tensões médias, as tensões residuais do detalhe, o ambiente químico e sua temperatura (DOWLING, 2007) .

Durante o projeto de estruturas offshore, por sua forma prática, a análise de fadiga é normalmente baseada nas curvas S-N pré-estabelecidas para detalhes específicos. Juntas de aço soldadas, que normalmente são os principais pontos de concentração de tensão (*hotspots*) de estruturas *offshore*, são divididas em classes e para cada uma delas é associada uma curva S-N específica de acordo com (DNV-RP-C203, 2008):

- O arranjo geométrico do detalhe em análise
- A direção do fluxo de tensão atuante relativa do detalhe
- O método de fabricação e inspeção do detalhe

Além desta categorização, posteriormente, efeitos da espessura e da tensão média também podem ser levados em consideração.

É comum que as curvas S-N sejam representadas por modelos bi-lineares. Alguns exemplos de curvas publicamente disponibilizadas pelas práticas recomendadas da Classificadora DNV GL estão apresentados na Figura 2-1.

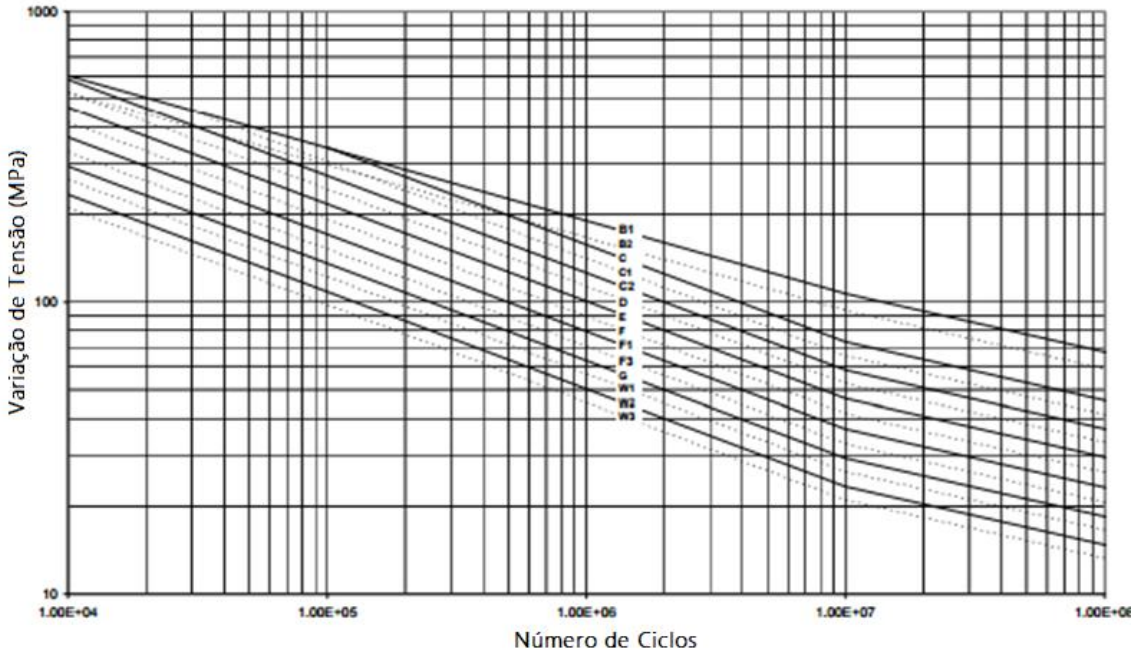

Figura 2-1 – Curvas S-N para diferentes juntas de aço carbono em ambiente atmosférico (DNV-RP-C203, 2008).

2.1.2. Regra de Palmgren-Miner

Esta regra foi desenvolvida nos anos 1920 por Palmgren, mas ela só ficou conhecida após o artigo escrito por M. A. Miner em 1945 (DOWLING, 2007) . Por isso, dá-se o nome à regra de Palmgren-Miner.

Nesta regra, é dito que uma falha por fadiga é esperada quando frações de vida (ou danos acumulados) somam uma unidade (1), ou seja, quando 100% da vida é atingida. Esta soma ou dano acumulado é dada pelas frações definidas pelos números de ciclos dada uma tensão específica dividido pelo número de ciclos para uma falha considerando esta mesma tensão (a qual pode ser obtida pelas curvas S-N). Assim, supondo que num determinado período de tempo T a junta estará sujeita a um conjunto identificado de variações de tensões $\boldsymbol{S} = (S_1 \quad \cdots \quad S_M)$ com o seguinte número de ciclos associados $\boldsymbol{n} = (n_1 \quad \cdots \quad n_M)$, o dano total por fadiga D no período é dado por

$$D = \sum_{i=1}^{M} \frac{n_i}{N_i} = \sum_{i=1}^{M} \frac{n_i}{K} S_i^m \tag{3}$$

Como neste modelo a falha ocorre quando D for igual a 1, tem-se que a vida útil à fadiga da junta é dada por:

$$VU = \frac{T}{D} \tag{4}$$

2.1.3. Distribuição de Tensão de Longo Prazo para Estruturas Offshore

Estruturas instaladas *offshore* são submetidas a um carregamento aleatório gerado por ondas onde S não é constante. A

Figura 2-2 apresenta um exemplo de uma série temporal de caráter aleatório referente a alturas significativas de onda de 126 estados de mar de 1h de duração no Norte da Espanha (TAKAHASHI *et al*., 2011). Estes estados de mar induzem nas estruturas *offshore* tensões dinâmicas que possuem um caráter aleatório ou estocástico. No projeto

deste tipo de estrutura, estas séries de tensões são usualmente obtidas através de simulações numéricas computacionais utilizando modelos baseados no método dos elementos finitos. Desta forma, torna-se necessário um procedimento para identificação de ciclos de tensões para o cálculo da fadiga.

De acordo com DOWLING (2007), uma das técnicas mais conhecidas e aceitas na literatura para identificação de ciclos de variações de tensões é a técnica ou método Rainflow elaborada inicialmente em 1968 por M. Matsuishi e T. Endo. A partir de séries temporais de tensões, esta técnica faz a identificação e contagem de ciclos de tensão e, assim, é possível definir um histograma das tensões em função do seu número de ciclos. Com esse histograma, o dano para cada um de seus blocos pode ser diretamente calculado e somado pela regra de Palmgren-Miner para o cálculo da vida em fadiga, conforme descrito anteriormente.

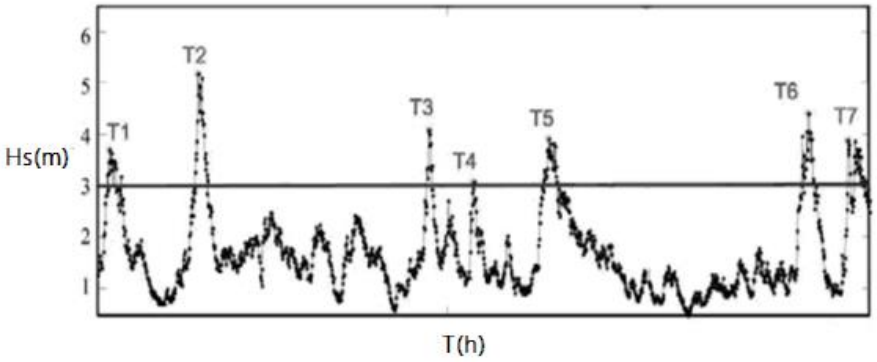

Figura 2-2 – Registro das alturas significativas de onda de 126 estados de mar de 1h de duração no Norte da Espanha (TAKAHASHI *et al*., 2011) .

Levando em consideração a complexidade dos carregamentos aplicados às estruturas *offshore*, tais como FPSOs e semissubmersíveis, o cálculo feito no domínio do tempo torna o consumo computacional altíssimo para análises de fadiga e inviável para fins de projeto básico de tais estruturas. Por isso, cálculos feitos no domínio da frequência são mais utilizados principalmente quando se trata das juntas soldadas. Para isso, torna-se necessária a utilização de métodos probabilísticos e numéricos mais simplificados para a identificação e geração de uma distribuição dos ciclos de tensões.

Existem vários métodos para análise aproximada de fadiga, porém, neste trabalho serão descritos dois deles: o método de análise espectral e o método simplificado baseado na distribuição de longo prazo das variações dos ciclos de tensão. Este último foi considerado para os estudos de casos deste trabalho.

- **Fadiga Espectral**

A base de cálculo do método espectral é a hipótese de que a série aleatória de tensões pode ser representada por um processo aleatório estacionário Gaussiano e de banda estreita. Diante desta situação, assumindo-se uma curva S-N com uma única inclinação e sem patamar de vida infinita, é possível identificar que o dano induzido por fadiga pode ser calculado pela seguinte expressão analítica (DNV-RP-C203, 2008):

$$D = \frac{\nu_o T\left(2\sqrt{2}\right)^m}{K}(m_o)^{\frac{m}{2}}\Gamma\left(1+\frac{m}{2}\right) \tag{5}$$

onde m_o é a variância ou área do espectro das tensões $S_s(\omega)$, $\Gamma(.)$ é a função Gamma, T é o tempo de duração (atuação) do carregamento aleatório, e ν_o é a frequência de cruzamento zero da série de tensões dada por:

$$\nu_o = \frac{1}{2\pi}\sqrt{\frac{m_2}{m_0}} \tag{6}$$

sendo os momentos espectrais de ordem n definidos por:

$$m_n = \int_0^\infty \omega^n \, S_s(\omega) d\omega \tag{7}$$

No caso de estruturas *offshore*, as ondas incidentes não seguem uma distribuição estacionária, porém, esta distribuição pode ser modelada por uma sequência de estados de mar estacionários, para cada qual uma altura significativa de onda e período médio de zero ascendente (Hs, Tz) são especificados. Em outras palavras, pares de $Hs_i - Tz_j$ e correspondentes frequências $\gamma_{i,j}$ relativas de ocorrência são identificados a partir de dados observados para montar o conhecido diagrama de dispersão de ondas. Além disto, a partir, também, de observação de campo, formulações matemáticas em função dos parâmetros Hs e Tz são associadas para representar o espectro energético do estado de

mar $S_\eta(\omega)$. As formulações mais utilizadas são o espectro de Pierson-Moskowitz de dois parâmetros e o espectro de JONSWAP (Ver, por exemplo, CORTINA (2016))

Assim, de uma forma simplificada, assumindo-se uma análise linear de tensões, o espectro de tensões para um estado de mar $Hs_i - Tz_j$ pode ser obtido por

$$S_S^{i,j}(\omega) = RAO(\omega)^2 S_\eta^{i,j}(\omega) \tag{8}$$

onde os sub-índices i e j são usados para identificar o par $Hs_i - Tz_j$ e $RAO(\omega)$ é operador de amplitude de tensões para o ponto (junta) da estrutura sendo analisado.

Considerando que o período de estacionariedade do estados de mar é de 3-h (10.800s) o dano anual de fadiga pode ser então calculado como:

$$D_{1ano} = 2920 \sum_{i=1}^{NHs} \sum_{j=1}^{NTz} d_{i,j}\, \gamma_{i,j} \tag{9}$$

$$D_{1ano} = 2920 \frac{10800\left(2\sqrt{2}\right)^m \Gamma\left(1+\frac{m}{2}\right)}{K} \sum_{i=1}^{NHs} \sum_{j=1}^{NTz} \left(m_0^{i,j}\right)^{\frac{m}{2}} \nu_o^{i,j}\, \gamma_{i,j} \tag{10}$$

sendo 2920 o número de estados de mar de 3-h no período de um ano e $d_{i,j}$ o dano de fadiga num dado estado de mar $Hs_i - Tz_j$. A vida útil em anos é simplesmente dada por:

$$VU = \frac{1}{D_{1ano}} \tag{11}$$

Este método considera a contribuição dos vários estados de mar e pode também contemplar várias direções de incidência, além das correspondentes probabilidades de ocorrência de cada estado de mar. Este método possui uma complexidade maior, mas é o mais preciso, viável e frequentemente recomendado (WIRSHING, 1984) para o cálculo

de fadiga quando se conhece bem os dados oceanográficos da região e almeja um cálculo refinado minimizando as incertezas relacionadas à distribuição de tensões.

No caso de uma análise no domínio do tempo, a metodologia é similar, porém, os danos em cada estado de mar são calculados por simulações numéricas para obtenção das séries de tensões e o método Rainflow para identificação dos ciclos.

- **Método Simplificado**

O método simplificado baseado na distribuição de longo-prazo das variações de tensões é o mais simples, frequentemente utilizado (de fácil aplicação) e aceito pelas normas e padrões internacionais, tal como a DNV GL (DNV-RP-C203, 2008). Este método é utilizado nos estudos de caso do presente trabalho.

A distribuição de longo-prazo das variações de tensão é a distribuição de probabilidades que representa todos os ciclos de tensão que ocorrerão ao longo da vida da estrutura. Para sua obtenção, seriam necessárias inúmeras análises numéricas, de forma semelhante ao item anterior. Entretanto, para evitar este alto custo computacional, são utilizados procedimentos simplificados para a obtenção desta distribuição como será descrito a seguir.

Para a análise de fadiga de estruturas flutuantes, a distribuição de Weibull de dois parâmetros é frequentemente assumida como adequada para representar a distribuição de longo prazo dos ciclos de tensão (LOTSBERG, 2016). A função densidade de probabilidades $f_s(s)$ desta distribuição é dada por:

$$f_s(s) = \frac{h}{q}\left(\frac{s}{q}\right)^{h-1} e^{-\left(\frac{s}{q}\right)^h} \tag{12}$$

onde h é o parâmetro de forma e q é o parâmetro de escala da distribuição.

A correspondente distribuição cumulativa de probabilidades é dada por:

$$F_S(s) = 1 - e^{-\left(\frac{s}{q}\right)^h} \tag{13}$$

Para o método simplificado o valor do parâmetro h é frequentemente fixado para cada projeto. Nos três estudos de caso do presente trabalho, h=1 foi adotado para exemplo. Valores tabulados e sugeridos são disponíveis em normas e textos científicos. Valores médios típicos de h para diferentes estruturas offshore são sugeridos: h = 0,5, para plataformas em águas rasas no Golfo do México, h = 0,5 – 0,7, para plataformas fora do Golfo do México, sem amplificações dinâmicas significativas, h =1,0 para navios e plataformas semi-submersíveis (WIRSHING e CHEN, 1987) e h = 1,4, para plataformas em ambientes severos como o Mar do Norte (WIRSHING, 1984). Para o cálculo do parâmetro q estima-se por algum método de análise de valores extremos o valor de S que em média ocorre apenas 1 vez, S_o, em n_o ciclos de tensão. Assim, conforme a Figura 2-3, obtêm-se q resolvendo-se a seguinte equação:

$$1 - e^{-\left(\frac{S_0}{q}\right)^h} = 1 - \frac{1}{n_0} \tag{14}$$

ou seja

$$q = \frac{S_o}{(ln\, n_o)^{\frac{1}{h}}} \tag{15}$$

Para o cálculo da fadiga propriamente dita, inicialmente considera-se conhecido o número de ciclos de tensões para o período de um (1) ano, N_{1ano}. Dividindo a distribuição de Weibull ($f_s(S)$) em N_{faixa} faixas discretas de largura Δs, conforme apresenta a Figura 2-4, o número de ciclos n_i que ocorre anualmente para cada variação de tensão específica, S_i, pode ser representado por

$$n_i = N_{1ano} f_s(S_i) \Delta s. \tag{16}$$

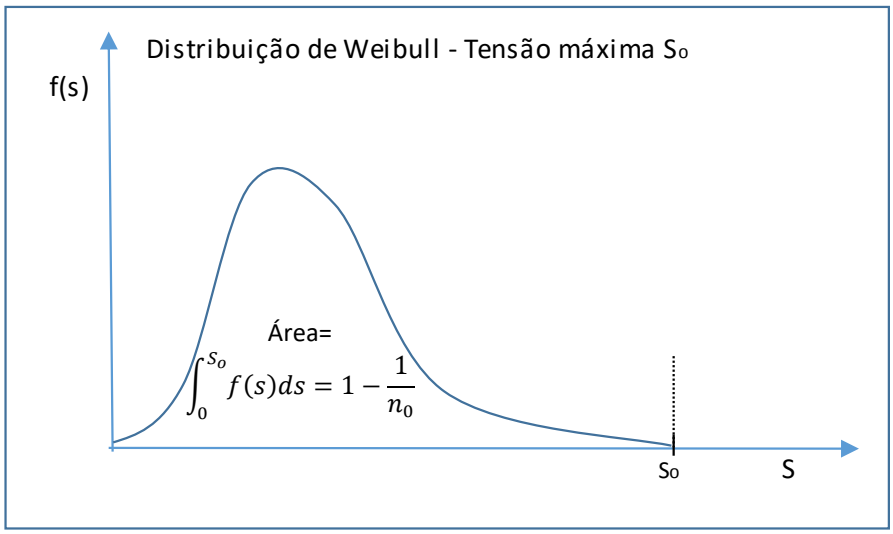

Figura 2-3 – Distribuição de Weibull para o cálculo da vida em fadiga– considera-se a tensão máxima S_o ocorrendo uma única vez em n_o ciclos. A área abaixo da curva de 0 a S_o é igual a $(1 - 1/n_o)$

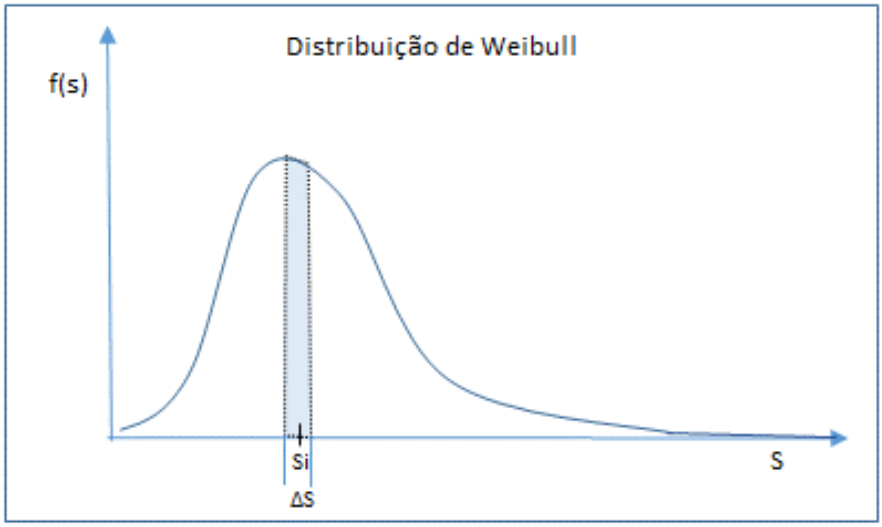

Figura 2-4 – Distribuição de Weibull, divisão em faixas para cálculo do Dano

O dano anual pode ser calculado então por

$$D_{1ano} = \sum_{i=1}^{N_{faixa}} \frac{n_i}{N(S_i)} = N_{1ano} \sum_{i=1}^{N_{faixa}} \frac{f_s(s_i)}{K} s_i^m \Delta s$$

$$D_{1ano} = \frac{N_{1ano}}{K} \sum_{i=1}^{N_{faixa}} f_s(s_i)\, s_i^m \Delta s \qquad (17)$$

Considerando $\Delta s \rightarrow 0$, tem-se:

$$D_{1ano} = \frac{N_{1ano}}{K} \int_0^{\infty} f_s(s)\, s^m ds \qquad (18)$$

De maneira genérica, considerando uma frequência média de ciclos de tensão v_o o número total de ciclos num tempo T pode ser definido como:

$$N_T = v_o T \qquad (19)$$

Assim, o dano total de fadiga em um período de tempo T qualquer é dado por:

$$D(T) = \frac{v_o T}{K} \int_0^{\infty} f_s(s)\, s^m ds \qquad (20)$$

Substituindo $f_s(s)$ pela distribuição de Weibull, assumindo-se que a curva S-N não apresenta patamar de vida infinita, através de algumas operações matemáticas chega-se à seguinte expressão:

$$D(T) = \frac{v_o T}{K} S_o^m (ln\, n_o)^{-\left(\frac{m}{h}\right)} \Gamma\left(1 + \frac{m}{h}\right) \qquad (21)$$

O dano anual pode ser calculado substituindo o tempo T acima por 1 ano e a corresponde vida útil à fadiga pode ser calculada invertendo-se o valor de dano obtido (vide Eq. (11)).

Considerando pela Regra de Palmgren-Miner que a Vida Útil (VU) é definida pelo tempo quando o dano for igual a 1(unidade), VU pode ser dada por:

$$VU = \frac{K}{v_o S_o^m (ln\ n_o)^{-\left(\frac{m}{h}\right)} \Gamma(1 + \frac{m}{h})} \tag{22}$$

Este procedimento é bastante simplificado, pois vários parâmetros e hipóteses são assumidos a priori. Portanto, na prática, é indicado que se faça uso do mesmo com bastante cuidado.

2.2. Análise de Fadiga pela Mecânica da Fratura

A Mecânica da Fratura é a disciplina que visa o estudo do comportamento da propagação das trincas em componentes estruturais. A partir dos anos 1960, o desenvolvimento do estudo da Mecânica da Fratura possibilitou a análise específica de trincas em componentes de engenharia, o que antes não era possível. (DOWLING, 2007)

No Brasil, o uso da Mecânica da Fratura é consolidado na indústria aeronáutica para o cálculo dos intervalos de inspeção estrutural, o que é validado por ensaios de fadiga (algumas vezes, até em corpos de prova com escala 1:1) (CHAVES et. al. 2007).

Da mesma forma, no caso das estruturas *offshor*e onde inspeções periódicas são realizadas, um modelo baseado na Mecânica da Fratura traria auxílio ao planejamento de inspeções e avaliação dos seus resultados (e.g. detecção ou não detecção de trincas, tamanhos de trinca encontrados, etc.). A dificuldade, neste caso, é a inviabilidade de ensaios em grande quantidade e incerteza dos dados para formar um modelo realista para cada detalhe de uma unidade *offshore*.

Por isso, no caso das estruturas *offshore* recorre-se a modelos probabilísticos aproximados e calibrados, o que é tratado no Capítulo 3 e foco desta dissertação.

Neste capítulo, as seguintes variáveis e conceitos envolvidos na Mecânica da Fratura serão apresentados:

- Fator de intensidade de tensão
- Lei de Paris
- Funções de Geometria
- Constantes (parâmetros) C e m

2.2.1. Fator de Intensidade de Tensão

Pode-se afirmar que o crescimento de trincas a partir de tensões cíclicas atuantes em uma estrutura que apresenta uma trinca é controlado pelo fator de intensidade de tensão K (ver, por exemplo, DOWLING, 2007). Este fator quantifica a severidade da trinca da seguinte forma:

$$K = Y(a)\sigma\sqrt{\pi a} \tag{23}$$

onde a é o tamanho característico da trinca, σ é a tensão nominal atuante na estrutura (não influenciada pela presença da trinca) e $Y(a)$ é uma função de geometria (ver 2.2.3).

Ao definir K para uma determinada estrutura, assume-se que a mesma apresenta um comportamento linear-elástico para as tensões e deformações, i.e., de acordo com a Lei de Hooke ($\sigma=E\varepsilon$). Esta abordagem é conhecida por LEFM (Mecânica da Fratura Linear-Elástica). Desta forma, a dificuldade e inviabilidade da aplicação de K ocorre quando há escoamento excessivo na região próxima da borda das trincas ou para trincas muito pequenas.

As limitações do uso do LEFM devido a plasticidade excessiva normalmente são definidas com base em zonas de plasticidade. Em geral, é suficiente tomar como limite o carregamento exceder 80% da tensão de escoamento para a zona do pico de tensão, região onde ocorre a trinca (DOWLING, 2007) . A questão da zona de plasticidade não será tratada neste trabalho.

Trincas por fadiga são causadas por tensões cíclicas atuantes na estrutura. Para o estudo do crescimento de trinca por fadiga, convencionalmente utiliza-se a variação de tensão S ao invés da tensão atuante σ e, desta forma, o fator de intensidade de tensão passa a ser definido pela sua variação:

$$\Delta K = Y(a)S\sqrt{\pi a} \tag{24}$$

onde tal qual foi apresentado no item anterior, no caso de um carregamento cíclico, $S = \sigma_{max} - \sigma_{min}$.

2.2.2. Lei de Paris

Uma forma alternativa às curvas S-N para expressar uma falha por fadiga causada por carregamentos cíclicos em termos de variação de tensão é expressar o mesmo carregamento através da variação do fator de intensidade de tensão ΔK (ver 2.2.1), considerando, neste caso, a Mecânica da Fratura, i.e. o crescimento da trinca. A formulação sugerida e frequentemente usada é a chamada Equação de Paris, a qual foi usada pela primeira vez por Paul Paris no início dos anos 60 (PARIS e ERDOGAN, 1963) . Esta equação é dada por:

$$\frac{da}{dN} = C(\Delta K)^{\mathrm{m}} \quad , \quad onde \;\; \Delta K_{th} \leq \Delta K \leq \Delta K_{max} \tag{25}$$

onde $\frac{da}{dN}$ é a taxa de variação do crescimento da trinca em função do número de ciclos de tensão, C e m são constantes que dependem do material e das condições de aplicação do carregamento, incluindo o ambiente e a frequência dos ciclos (ver 2.2.4), ΔK_{th} é o limite inferior de ΔK abaixo do qual uma trinca não cresce (conhecido como "*threshold*") e ΔK_{max} ou ΔK_c (crítico) é o limite superior de ΔK acima do qual o crescimento da trinca cresce de forma rápida e instável não seguindo o modelo proposto por Paris. A Figura 2-5 ilustra graficamente a Lei de Paris.

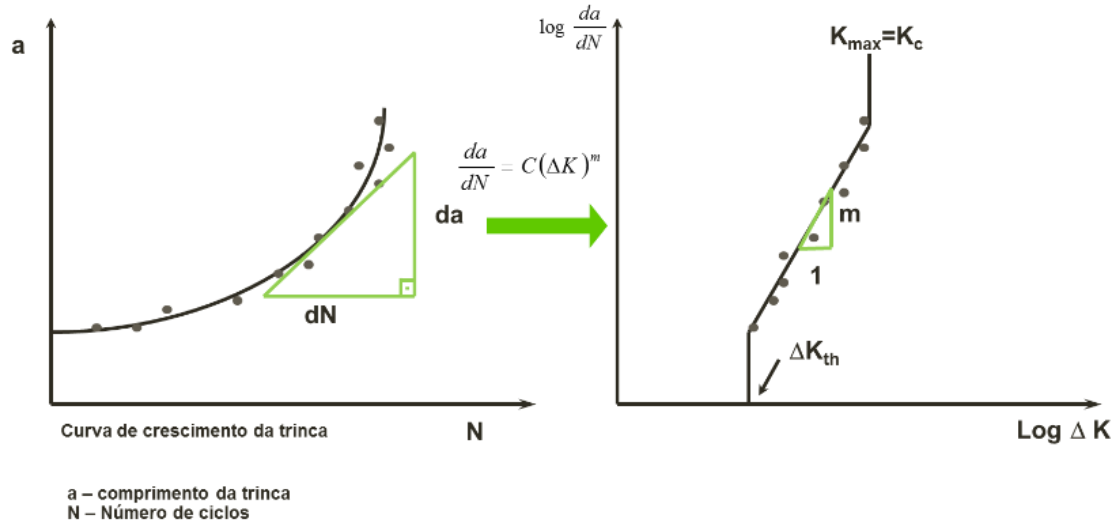

Figura 2-5 - Ilustração da geração das curvas da mecânica da fratura a partir da Lei de Paris.

A partir da Eq. (25), isolando os termos que dependem de a, tem-se:

$$\frac{da}{C\left(Y(a)S\sqrt{\pi a}\right)^m} = dN \tag{26}$$

Fazendo a integração de ambos os lados e substituindo a variável $v_o = \frac{N(a_N)}{T(a_N)}$ em (26) chega-se a:

$$T\,(a_N) = \frac{1}{Cv_oS^m} \int_{a_o}^{a_N} \frac{1}{\left(Y(a)\sqrt{\pi a}\right)^m} da \tag{27}$$

onde $T\,(a_N)$ é o tempo para uma trinca alcançar o tamanho a_N e a_o é o tamanho inicial da trinca.

Quando a_N atinge o valor crítico definido para a falha, a_c, pode-se dizer que $T\,(a_c)$ é o tempo da vida em fadiga ou vida útil à fadiga desta estrutura.

Devido a função de geometria $Y(a)$ não ser usualmente uma expressão matemática simples, é necessário resolver a Eq. (27) através de uma integração numérica. Este procedimento foi utilizado neste trabalho dividindo-se o domínio de integração em 250 faixas retangulares. Para fins ilustrativos, no caso em que a função de geometria é uma constante igual a F (há alguns casos particulares onde essa aproximação pode ser feita), é possível chegar à seguinte solução para a vida útil:

$$T(a_N) = \frac{a_N^{1-\frac{m}{2}} - a_0^{1-\frac{m}{2}}}{Cv_o\left(FS\sqrt{\pi}\right)^m\left(1-\frac{m}{2}\right)} \quad m \neq 2 \tag{28}$$

A área abaixo da curva ilustrada na Figura 2-6 pode ser usada para estimar o número de ciclos, $N(a_N)$, para crescimento da trinca até um tamanho a_N. Considerando m = 3, nota-se que quando a_N >>> a_0, o cálculo de $N(a_N)$ se torna praticamente insensível à variação do valor de a_N, enquanto que a variação do valor de a_o tem grande influência (i.e. onde a área representa o maior número de ciclos na Figura 2-6). Neste caso, a_0 domina o numerador da Eq. (28). Este comportamento é acentuado quanto maior for o valor de m.

Para os estudos de caso deste trabalho, foi adotado a_c igual a uma trinca passante, i.e., igual ao valor da espessura do tubo ou da chapa analisada, o mesmo considerado como o "momento de falha" nos testes para as curvas S-N. Entretanto, a respeito da escolha de a_c, é importante ressaltar que, em se tratar da Mecânica da Fratura, a Lei de Paris não poderia ser aplicada à situação final da falha, ou seja, após ΔK atingir seu valor crítico ΔK_c. Neste caso, o valor teórico de ΔK é excedido e o crescimento da trinca passa a ser rápido e instável. Com isso, o valor ideal de a_c deveria ser menor que o valor de uma trinca passante. Porém, de acordo com o que foi dito acima, não é esperado que uma pequena variação no valor de a_c traga grande influência ao valor final da vida em fadiga e então, de maneira simplificada e comumente utilizada (ver, por exemplo, DNV GL, 2015), o valor da espessura foi adotado.

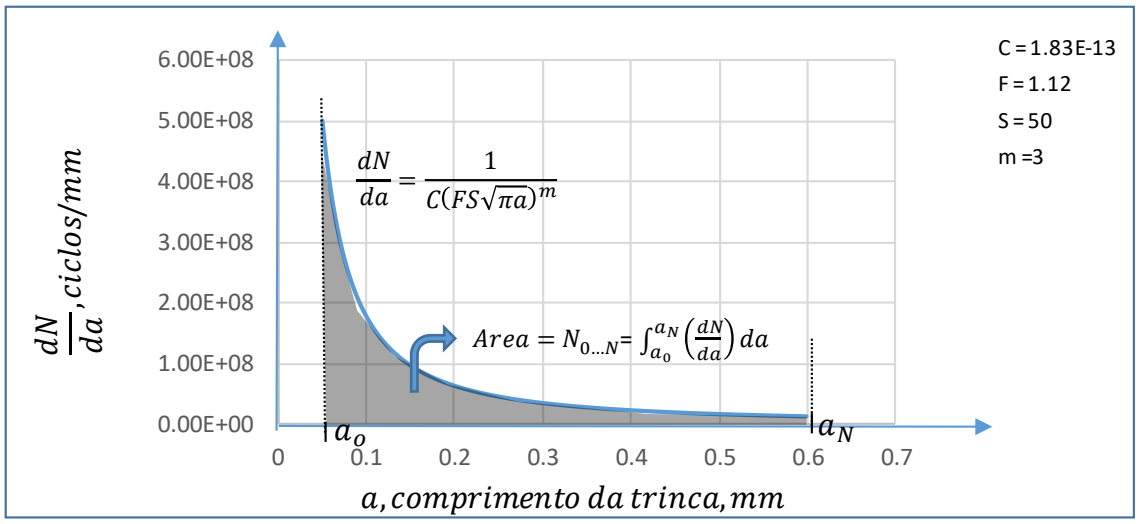

Figura 2-6 – Área abaixo da curva usada para estimar o número de ciclos para crescimento da trinca de um tamanho inicial $a_0 = 0{,}05$ mm ao $a_N = 0{,}6$ mm

2.2.3. Funções de Geometria

A função de geometria $Y(a)$ conforme apresentada na definição do fator de intensidade de tensão, descreve cada caso de propagação de trinca e o sentido deste fenômeno. Estas funções dependem do tamanho da trinca, da geometria da estrutura onde esta está situada e podem ser obtidas por experimentos ou procedimentos numéricos computacionais. Muitos modelos foram desenvolvidos para a função $Y(a)$ para diferentes tipos de geometrias estruturais e podem ser encontrados na literatura por artigos, Manuais

para Fator de Intensidade de Tensão e Normas como NEWMAN e RAJU (1981), MURAKAMI (1987), BRITISH ENERGY GENERATION (1998), BS 7910 (2013).

No presente trabalho, a função de geometria Y(a) utilizada por SAGRILO *et al*. (1996) será utilizada para o primeiro estudo de caso apresentado, a qual é aplicada para juntas tubulares (ver seção 5.1). A solução empírica para Y(a) apresentada por NEWMAN e RAJU (1981) e reproduzida por STRAUB (2004), para uma trinca superficial, será utilizada para o segundo (ver seção 5.2) e terceiro (ver seção 5.3) estudos de casos. Esta solução considera que a trinca segue um formato semi-elíptico e vem sendo recomendada pela norma internacional BS 7910 (2013) e pela prática recomendada da DNV GL (DNVGL-RP-C210, 2015). Sendo a a profundidade, c o comprimento da trinca e d a espessura da chapa, pela solução empírica de Newman-Raju, assumindo-se uma razão fixa de $\frac{a}{c}$, é possível derivar do modelo bidimensional uma forma de $Y(a)$ dependente apenas de a e da relação entre $\frac{a}{d}$. A Figura 2-7 apresenta para algumas relações de a/c como se comporta a função de geometria ao aumentar a razão a/d.

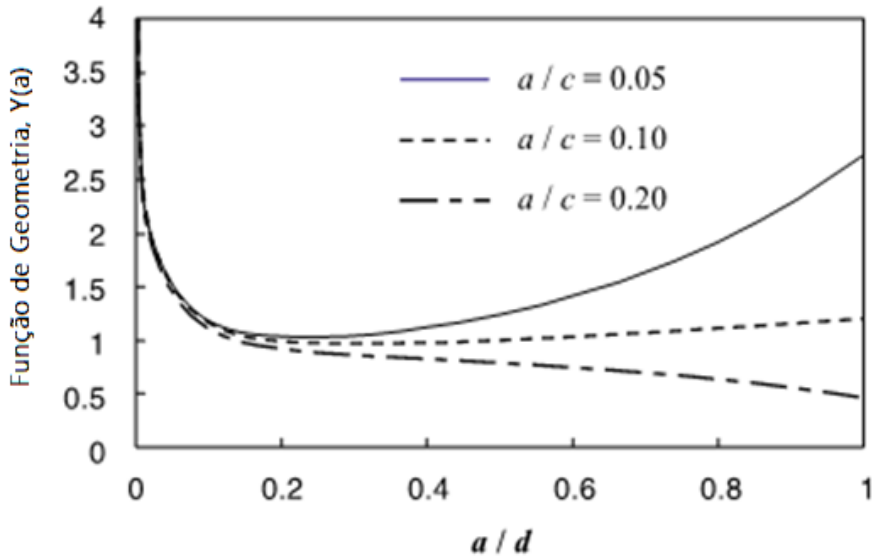

Figura 2-7 – Função de geometria Y(a) por Newman-Raju em função de a/d para diferentes a/c (STRAUB, 2004)

Normalmente, a falha por fadiga em uma estrutura offshore ocorre por uma iniciação e crescimento de um defeito superficial na região da margem da solda (*weld toe*) causado pelo processo de soldagem o qual se propaga pelo material base perpendicularmente à espessura da chapa (LASSEN, 1990). Através de estudos a respeito da influência da soldagem na geometria da solda, chegou-se à conclusão que, além da

função de geometria, devido à presença da solda nas juntas críticas presentes em estruturas offshore, um fator de magnificação M_k deve ser utilizado. A função M_k descreve o campo de tensões devido ao chanfro da solda (*weld notch*) e tipo de carregamento. Com isso, considerando o fator M_k, a função de geometria passa a ser reescrita como:

$$Y(a) = Y_G(a)M_k(\mathrm{a}) \tag{29}$$

sendo $Y_G(a)$ a função de geometria inicial do problema.

Para soldas de chanfro *T (T-butt weld),* a função M_k, proposta por BOWNESS e LEE (2000) é utilizada pela BS 7910 (2013) para o caso específico de solda de filete onde o ângulo da solda é de 45 graus e também é recomendada de forma geral pela DNVGL (DNVGL-RP-C210, 2015).

A Figura 2-8 apresenta para algumas relações de a/c como se comporta a função de M_k proposta por BOWNESS and LEE (2000) ao aumentar a razão a/d para o caso onde há somente tensão de membrana (sem tensão de flexão).

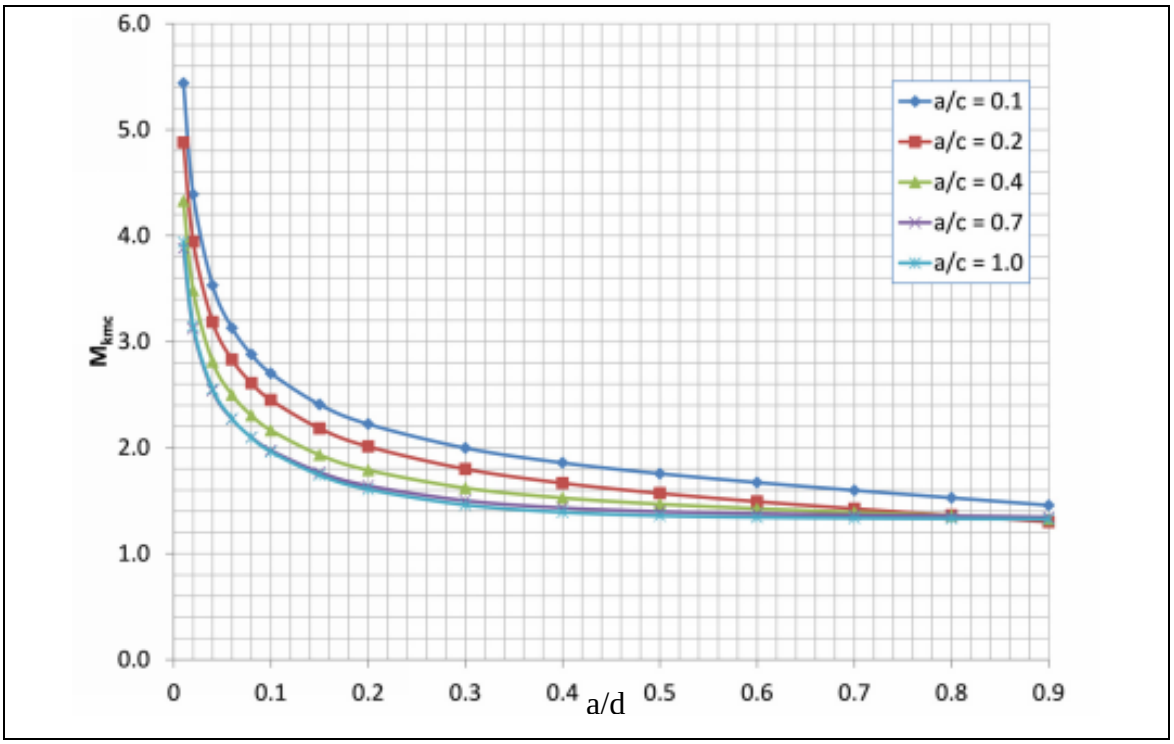

Figura 2-8 – M_k (BOWNESS and LEE, 2000) em função da razão entre a (profundidade da trinca) e d (espessura da chapa) com tensão atuante de membrana para a/c fixos (fonte: (DNVGL-RP-C210, 2015)

Para uma placa plana, originalmente, M_k foi introduzido por SMITH e HURWORTH (1984), após, foi apresentada por PEDERSEN (2002) conforme a seguinte fórmula (STRAUB, 2004) :

$$M_k = 1 + 1{,}24e^{-\frac{22{,}2a}{d}} + 3{,}17e^{-\frac{357a}{d}} \quad (30)$$

A Figura 2-9 apresenta para a/c = 0,2 como se comporta a função de geometria ao aumentar a razão a/d comparando o caso com e sem M_k apresentdo pela Eq. (30).

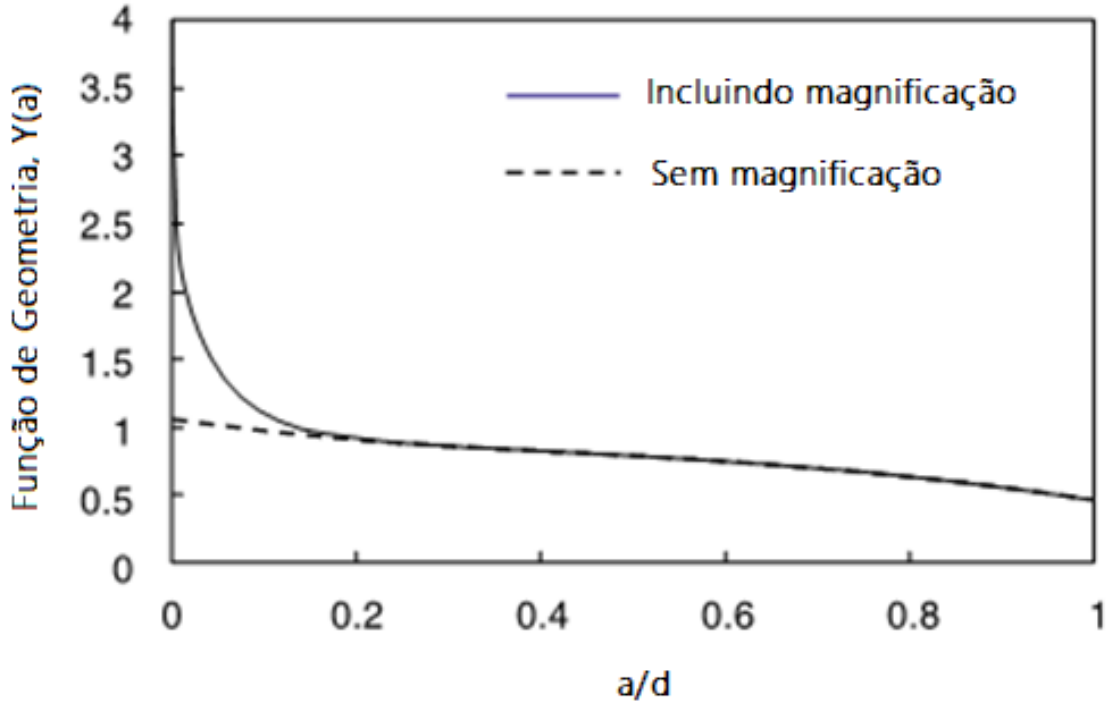

Figura 2-9 – Comparação da Função de geometria com e sem o Mk (por SMITH e HURWORTH, 1984) em função da razão entre a (profundidade da trinca) e d (espessura da chapa) para tensão atuante de membrana para a/c=0,2 (ref: STRAUB, 2004)

A solução apresentada por SMITH e HURWORTH (1984) é utilizada para placa plana no segundo estudo de caso (ver seção 5.2) e a solução por BOWNESS e LEE (2000) foi utilizada para a junta em formato “T” do terceiro estudo de caso deste trabalho (ver seção 5.3).

2.2.4. Constantes C e m

As constantes C e m são aquelas que compõe a equação de Paris (ver item 2.2.2), conforme a Eq. (25). Usualmente, são obtidas através de ensaios experimentais. De acordo com BS 7910 (2015), existem duas formas para tratar estatisticamente estas variáveis:

1- C e m sendo variáveis correlacionadas. Para isso, curvas correlacionando estas variáveis são geradas a partir de testes.
2- m é tratada de forma determinística e C de forma probabilística. Esta é a forma mais comum utilizada para análises de confiabilidade, apresentada pela BS 7910 (2015) e DNVGL-RP-C210 (2015).

Neste segundo método, o qual será utilizado para os fins desta dissertação, normalmente, a variável C é modelada por uma distribuição Lognormal (i.e. ln(C) é normal) enquanto m, de forma aproximada, é relacionada diretamente às curvas S-N (veja esta relação na seção 2.3). A variável *C* pode incluir, dentre outros efeitos, o efeito da tensão média nos resultados de fadiga (DOWLING, 2007) . A variável *m* tem grande importância no estudo do crescimento da trinca pois indica a sensibilidade da taxa de crescimento para o valor da tensão (DOWLING, 2007).

Valores de C e m foram recentemente sugeridos pela DNV GL (2015) e pela BS 7910 (2015) para as ligas de aço-carbono utilizadas em estruturas offshore. BARSOM e ROLFE (1999) também sugerem valores para várias classes de aço. Os valores de C pressupõem conservadorismo e soma-se duas vezes o desvio padrão ao valor médio, assim como ocorre para os valores de N das curvas S-N.

O documento PD 6493 (1991) que originou a BS7910 (2013) apresentava o valor de 3×10^{-13} para C (DARCIS *et al*., 2004). Com isso, utilizando o desvio padrão do logC igual a $0{,}11$, os valores médios de C são aproximadamente iguais a $1{,}83 \times 10^{-13}$, valores tais valores foram sugeridos pela prática recomendada da DNV GL(2015). Ou seja:

$$log(3 \times 10^{-13}) + 2 \times 0{,}11 = log(1{,}83 \times 10^{-13})$$

2.3. Relação entre as Curvas S-N e a Mecânica da Fratura (Lei de Paris)

Por fim, visando o planejamento de inspeções de trincas à fadiga, deve-se estabelecer a relação entre as curvas S-N usadas em projeto e a Lei Paris (Mecânica da Fratura) que serve para acompanhar o crescimento de uma trinca, portanto, capaz de tratar dados observados em inspeções à fadiga.

Considerando que a falha se dá por uma trinca de tamanho a_c, as Eqs. (22) e (27), que definem o tempo de falha por fadiga, devem chegar em um mesmo resultado. Em outras palavras, o valor de vida útil previsto pela curva S-N deve ser aproximadamente igual ao tempo necessário para que a trinca cresça até alcançar o tamanho crítico, ou seja:

$$VU = \frac{K}{v_o S^{m_{S-N}}} = \frac{1}{C v_o S^{m_{MF}}} \int_{a_o}^{a_c} \frac{1}{\left(Y(a)\sqrt{\pi a}\right)^{m_{MF}}} da \tag{31}$$

Vale notar que aqui a distribuição de tensão está representada por uma variação de tensão S harmônica que causa o mesmo dano num dado período de tempo T.

Considerando que a distribuição de tensões S é a mesma para ambas as soluções e isolando este termo, tem-se:

$$VU = \left(\frac{K}{v_o}\right)\frac{1}{S^{m_{S-N}}} = \left(\frac{1}{C v_o}\int_{a_o}^{a_c} \frac{1}{\left(Y(a)\sqrt{\pi a}\right)^{m_{MF}}} da\right)\frac{1}{S^{m_{MF}}} \tag{32}$$

Uma das formas aproximadas para se considerar a equivalência entre os resultados pelas curvas S-N e pela Mecânica da fratura é considerar que os termos da Eq.(32) entre parênteses são iguais e que $m_{S-N} = m_{MF}$. Esta igualdade é utilizada por DNVGL-RP-C210 (2015), LOTSBERG (2016) e também foi considerada nos estudos de caso deste trabalho. A similaridade entre as equações das curvas S-N e da Lei de Paris é apresentada e recomendada para planejamento de inspeções em LOTSBERG (2016).

Quanto ao valor de m_{MF}, sabe-se que seus valores reais divergem do valor de m_{S-N}. Os valores de m_{MF}, de acordo com BS7910 (2013) para aço em ambiente atmosférico é 2,88 e para ambiente marinho com proteção catódica igual a 2,67 enquanto que o valor de m_{S-N} é 3. Todavia, é recomendado pela própria BS7910 (2013), como forma conservadora e aproximada, a utilização de m=3 para os

cálculos e avaliações preliminares pela Mecânica da Fratura. Com isso, a inclinação da curva do modelo da Mecânica da Fratura apresentada à direita na Figura 2-5 corresponde à inclinação da curva S-N associada.

Além disso, é importante ressaltar que esta associação entre a Mecânica da Fratura (pela Lei de Paris) e as curvas S-N está sendo considerada apenas para as juntas soldadas onde considera-se que haja um defeito inicial presente e que o crescimento da trinca ocorre a partir do primeiro ciclo de tensão. Alguns tipos de defeitos potenciais encontrados em soldas são apresentados por LOTSBERG (2016). Para o caso de metal base, ainda seria necessário avaliar o tempo correspondente à iniciação da trinca.

Para a elaboração de um modelo matemático que auxilie no planejamento de inspeções e permita a utilização de dados coletados durante as inspeções (e.g. tamanhos de trincas ou não-detecção de trinca), é necessária a utilização da metodologia MF.

Todavia, como foi comentado, os resultados da MF são muito sensíveis aos parâmetros de entrada e, para tornar viável a utilização destes modelos, a calibração das variáveis é feita a partir do modelo baseado nas curvas S-N, onde há uma vasta quantidade de dados coletados para inúmeros tipos de juntas de aço.

Esta calibração é feita de modo que a probabilidade de falha para um dado tempo T determinado é igual para ambas as metodologias. Para isto, é necessária a aplicação de técnicas de Confiabilidade Estrutural e a definição das variáveis probabilísticas de cada uma das metodologias.

No Capítulo 3, são apresentados os conceitos de confiabilidade e os modelos probabilísticos baseados nas curvas S-N e MF.

3. Análise Probabilística de Fadiga

As análises de fadiga apresentadas no Capítulo 2 envolvem muitas incertezas relacionadas ao cálculo de vida à fadiga das estruturas *offshore*. Estas incertezas estão relacionadas com as condições de carregamento, com os parâmetros do material (parâmetros da curva S-N e parâmetros da Mecânica da Fratura), com a regra de Palmgren-Miner, etc.

Devido às incertezas mencionadas acima, usualmente no projeto de fadiga são usados fatores de segurança elevados e também se recorre a inspeções periódicas para observar o aparecimento de trincas em pontos críticos das estruturas em operação.

Entretanto, através de técnicas de Confiabilidade Estrutural, atualmente é possível considerar o caráter aleatório dos parâmetros envolvidos na análise de fadiga e com isto fatores de seguranças mais apropriados podem ser obtidos (SCHMIDT *et al*., 2013), bem como um planejamento racional baseado em risco de inspeções à fadiga pode ser proposto em função dos resultados de inspeções anteriores.

Este capítulo visa a apresentação destas técnicas e dos modelos de confiabilidade estrutural para análise de fadiga tanto aquele baseado nas curvas S-N e quanto outro baseada na Mecânica da Fratura.

3.1. Técnicas de Confiabilidade Estrutural

A Confiabilidade Estrutural é uma metodologia que permite estimar a probabilidade que um determinado critério de estado limite de uma estrutura venha a ser violado $(G(\boldsymbol{X}) \leq 0)$ durante a sua vida útil. O estado limite é representado por $G(\boldsymbol{X})$, sendo $\boldsymbol{X}$ o conjunto de variáveis aleatórias consideradas na análise. Esta probabilidade é chamada de probabilidade de falha é definida como (por exemplo, MELCHERS e BECK, 2018):

$$P_f = P(G(\boldsymbol{X}) \leq 0) = \int_F f_{\boldsymbol{X}}(\boldsymbol{x}) d\boldsymbol{x} \tag{33}$$

onde *F* é o domínio de falha, i.e., domínio onde $G(\boldsymbol{X}) \leq 0$ e $f_{\boldsymbol{X}}(\boldsymbol{x})$ é a função densidade de probabilidades conjunta de todas as variáveis pertencentes a $\boldsymbol{X}$**.** No caso de variáveis

estatisticamente independentes, $f_{\boldsymbol{X}}(\boldsymbol{x})$ corresponde ao produto das funções marginais de cada uma das variáveis individuais.

Em alguns casos, para representar uma situação física ou por necessidade de modelagem matemática (conforme será visto mais adiante no caso de planejamento de inspeções) existe a necessidade de se tratar simultaneamente um sistema com dois (ou até mais) critérios de falha (modos de falha), $G_1(\boldsymbol{X})$ e $G_2(\boldsymbol{X})$. Representando as situações de falha para os dois critérios, respectivamente, por:

$$I_1 = G_1(\boldsymbol{X}) \leq 0 \tag{34}$$

$$I_2 = G_2(\boldsymbol{X}) \leq 0 \tag{35}$$

tem-se um sistema em série se a falha ocorre quando pelo menos um critério é violado, i.e,

$$P_f = P(I_1 \; U \; I_2) \tag{36}$$

e um sistema em paralelo se a falha somente ocorre quando ambos os critérios são violados, i.e,

$$P_f = P(I_1 \; \cap \; I_2) \tag{37}$$

Usualmente, a integração numérica da Eq. (33) não é uma tarefa simples e outros procedimentos são utilizados para a estimativa da probabilidade de falha. Dentre outros, é possível citar os métodos semi-analíticos FORM (*First-Order Reliability Method)* e SORM (*Second-Order Reliability Method)* e a técnica de Simulação Monte Carlo. Estas técnicas estão disponíveis em vários programas comerciais para a análise de confiabilidade, tal como o PROFAST (DNV, 2004). Estas técnicas podem ser usadas, com um determinado grau de precisão, também para resolver casos de sistemas em série ou paralelo.

No desenvolvimento do presente trabalho foi implementada em Excel a técnica de Simulação Monte Carlo, que será descrita no item 3.1.1. Como será visto neste item, esta técnica pode ser utilizada facilmente para o tratamento de problemas com um ou vários modos de falha.

3.1.1. Simulação Monte Carlo

A técnica de Simulação Monte Carlo para análise de problemas de confiabilidade estrutural se baseia em amostragens aleatórias massivas, repetindo sucessivas simulações um elevado número de vezes, para calcular a probabilidade de falha (ver, por exemplo, MELCHERS e BECK, 2018).

Desta forma, uma das partes principais do método é a geração de números aleatórios, para cada uma das variáveis envolvidas, a partir de distribuições probabilísticas prescritas. Essa geração de números aleatórios pode ser feita baseada no conceito de equivalência estatística descrita, por exemplo, por ANG e TANG (1984). A equivalência estatística entre duas variáveis aleatórias *X* e *U* consiste na seguinte relação:

$$F_X(x) = F_U(u) \tag{38}$$

onde F(.) corresponde a função cumulativa de probabilidades da variável considerada. Desta forma, conhecendo-se um valor específico de *U*, i.e., $U = u$, o valor de *X* correspondente ou equivalente é dado por:

$$x = F_X^{-1}[F_U(u)] \tag{39}$$

onde $F_X^{-1}[.]$ corresponde a distribuição cumulativa inversa de *X*.

A grande maioria das linguagens computacionais dispõe de funções intrínsecas capazes de gerar números aleatórios com distribuição uniforme no intervalo $[0,1]$. No caso específico do *Excel* é função "ALEATORIO()" que faz esta geração. Sendo U uma variável aleatória uniforme definida neste intervalo, a função cumulativa, também dentro deste intervalo, é dada por:

$$F_U(u) = u \tag{40}$$

ou seja, o valor da função cumulativa corresponde ao próprio valor assumido pela variável. Desta forma, é possível gerar uma amostra de tamanho N da variável *X* a partir de N valores gerados artificialmente para *U:*

$$x_i = F_x^{-1}(u_i)\,; i = 1, 2, \dots, N \tag{41}$$

Esta associação também está ilustrada na Figura 3-1 considerando $F_X(x)$ com distribuição Normal de média 1 e desvio padrão 0,3. Os pontos num mesmo nível de probabilidade são os pares estatisticamente equivalentes.

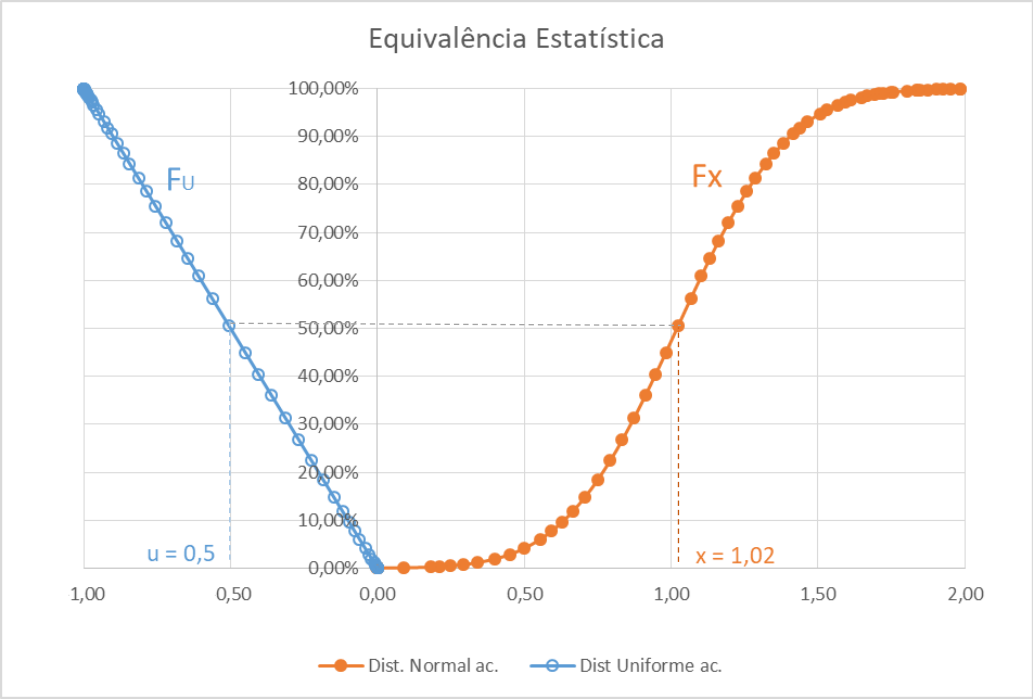

Figura 3-1 - Relação entre *U* e *X*. (exemplo com F_X(x) definida por uma distribuição Normal com média 1 e desvio padrão 0,3).

Para o cálculo da probabilidade de falha são geradas N amostras para cada uma das variáveis aleatórias integrantes do conjunto ***X***. Para cada conjunto $\boldsymbol{X^i} = \left(x_1^i, x_2^i, \cdots, x_M^i\right)$, onde i corresponde a i-ésima amostra e M o número total de variáveis aleatórias em ***X***, verifica-se a função indicadora definida por:

$$I^i = \begin{cases} 1\,, G(\boldsymbol{X^i}) \leq 0 \\ 0\,, G(\boldsymbol{X^i}) > 0 \end{cases} \tag{42}$$

Assim, um estimador para a probabilidade de falha pode ser facilmente identificado como:

$$Pf \approx \frac{\sum_1^N I^i}{N} \tag{43}$$

Como todo estimador estatístico, à medida que o valor de N aumenta, mais precisa torna-se a estimativa de Pf. Comparada com os demais métodos, a Simulação Monte Carlo demanda um maior custo computacional dado que o número de simulações numéricas deve ser grande para garantir uma boa precisão (LOUREIRO FILHO, 2008). Para estimar a precisão do valor estimado, o tamanho da amostra N pode ser verificado a partir do coeficiente de variação do estimador que é definido por (MELCHERS e BECK, 2018):

$$COV_{Pf} = \frac{\sigma_{Pf}}{Pf} \tag{44}$$

onde σ_{pf} é o desvio padrão dado por:

$$\sigma_{pf} = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}\left\{\sum_{j=1}^{N}\{I_j^2\} - NPf^2\right\}} \tag{45}$$

Assim, a partir das expressões anteriores o COV_{Pf} pode ser monitorado em função do número de simulações realizadas e o processo pode ser interrompido quando este valor atingir um valor menor ou igual a um dado valor pre-especificado. Assume-se, na prática, que valores do COV na ordem de 0,025 a 0,050 indicam uma boa aproximação (LOUREIRO FILHO, 2008).

A Simulação Monte Carlo pode ser facilmente estendida para casos de sistemas em série ou paralelo. No caso de um sistema em paralelo com dois mecanismos de falha basta apenas considerar a seguinte função indicadora:

$$I^i = \begin{cases} 1\,, G_1(\boldsymbol{X^i}) \leq 0 \; e \; G_2(\boldsymbol{X^i}) \leq 0 \\ 0\,, \text{nos outros casos} \end{cases} \tag{46}$$

O valor estimado de Pf, assim como o seu correspondente COV_{Pf}, seguem os mesmos passos descritos acima.

3.1.2. Probabilidade Condicional – Teorema de Bayes

Como será apresentado mais adiante, o planejamento de inspeções é baseado na probabilidade de falha condicionada ao resultado observado durante uma inspeção, i.e. a probabilidade de falha por fadiga, Pf_{up}, vai sendo atualizada à medida que inspeções vão sendo realizadas. Isto significa dizer que, dado que um evento I ocorreu (resultado de uma inspeção), a probabilidade de F ocorrer pode ser dada pela probabilidade condicional $Pf_{up}(F|I)$ definida pelo Teorema Bayes:

$$Pf_{up}(F|I) = \frac{P(F \cap I)}{P(I)} \tag{47}$$

No caso de ocorrência de mais de um evento, a probabilidade condicional é $Pf_{up} = P(F|I_1 \cap I_2 \cap \ldots \cap I_n)$. De forma análoga, o seu cálculo pode ser realizado por

$$Pf_{up}(F|I_1, I_2, \ldots, I_n) = \frac{P(F \cap I_1 \cap I_2 \cap \ldots \cap I_n)}{P(I_1 \cap I_2 \cap \ldots \cap I_n)} \tag{48}$$

No caso do planejamento de inspeções F e I serão representadas (vide Capítulo 4), por funções de estado limite e o cálculo da probabilidade condicional é facilmente obtido utilizando a Simulação Monte Carlo para sistemas em paralelo.

3.2. Modelo de Confiabilidade à Fadiga Baseado em Curvas S-N

A fadiga é um fenômeno de enfraquecimento da estrutura (degradação) em função do tempo. Em outras palavras, a probabilidade da falha por fadiga de uma determinada junta estrutural aumenta com o passar do tempo. O objetivo deste item é o de apresentar os conceitos e a formulação para o cálculo da probabilidade de falha por fadiga de uma junta estrutural em função do tempo baseada nas curvas S-N.

As principais fontes de incerteza (ou variáveis aleatórias) no cálculo de fadiga através das curvas S-N estão relacionadas aos parâmetros das curvas S-N, à regra de Miner e ao cálculo das tensões atuantes na estrutura. Todas estas incertezas serão abordadas nos próximos itens.

3.2.1. Parâmetros das Curvas S-N

Durante a execução de testes de fadiga para geração das curvas S-N, diferentes números de ciclos para falha por fadiga sob uma mesma variação de tensão S são encontrados. Esta dispersão de dados aumenta quando S diminui. Incertezas das curvas S-N se dão devido à variação na propriedade dos materiais e também por imperfeição no controle das variáveis do teste (DOWLING, 2007).

A forma comumente utilizada para representar a distribuição de N (WIRSHING, 1984; DOWLING, 2007; LOTSBERG, 2016), a qual é utilizada nos estudos de caso desta dissertação, é considerar N uma variável aleatória de distribuição Lognormal, i.e. ln$N$ seguindo uma distribuição Normal.

Em projetos, as curvas S-N utilizadas, disponibilizadas por normas/regras levam em consideração um critério de admissão "intrínseco" (vide Tabela 3-1). Normalmente, os dados apresentados para logN, na realidade, correspondem à média (μ_{logN}) menos duas vezes o desvio padrão (σ_{logN}) dos dados experimentais, considerando m determinístico para cada logS fixo (vide Figura 3-2), i.e.,

$$\mu_{\log \overline{N}} = \mu_{logN} - 2\sigma_{logN} \rightarrow \mu_{logN} = \mu_{\log \overline{N}} + 2\sigma_{logN} \tag{49}$$

Onde $\mu_{\log \overline{N}}$ são os valores disponibilizados pelas normas para o valor médio de logN incluindo o critério de admissão.

Para um modelo de confiabilidade à fadiga baseado em Curvas S-N, é necessário definir a distribuição de lnK, como será visto no item 3.2.4. Para isso, considerando $lnN = X$, $\ln K = Y$ e $(-mlnS) = mU$ $(constante)$ na Eq. (2), tem-se que (para trocar a base logarítmica, vale lembrar que $\log(x) = \frac{\ln(x)}{ln10}$) :

$$X = Y + mU \tag{50}$$

Assim, sendo mU constante, se X é normal, conforme definido anteriormente, Y também é normal e pode-se dizer ainda que $\sigma_X = \sigma_Y$ e, portanto:

$$\sigma_{lnK} = \sigma_{lnN} \tag{51}$$

onde σ é o desvio padrão da distribuição Normal.

Normalmente, o desvio padrão é fornecido para $logN$. Para transformá-lo à base neperiana, ou seja, definir o desvio padrão de lnN, basta fazer $\sigma_{lnN} = \sigma_{logN}\ln(10)$

Substituindo a Eq.(49) na Eq.(2) das curvas S-N, tem-se:

$$\mu_{\log\bar{N}} + 2\sigma_{logN} = \mu_{logK} - m\ logS \rightarrow \mu_{\log\bar{N}} = (\mu_{logK} - 2\sigma_{logN}) - m\ logS$$

$$\mu_{\log\bar{N}} = \mu_{log\bar{K}} - m\ logS \tag{52}$$

onde $\mu_{log\bar{K}}$ é o valor médio fornecido pelas normas para logK. Desta forma, conclui-se que o valor médio real de $logK$ também corresponde ao valor de $log\bar{K}$ fornecido mais duas vezes σ_{logN}:

$$\mu_{logK} = \mu_{log\bar{K}} + 2\sigma_{logN} \tag{53}$$

Transformando para base neperiana, a média de lnK é:

$$\mu_{lnK} = (\mu_{log\bar{K}} + 2\sigma_{logN})ln10 \tag{54}$$

As curvas S-N disponibilizadas pela ABS (ABS, 2014) e DNV GL (DNV-RP-C203, 2008) serão utilizadas nos estudos de casos deste trabalho. Para estas curvas, $\sigma_{logN} = 0{,}2$. Outros valores de σ_{logN} são encontrados em ALMAR-NAESS (1999).

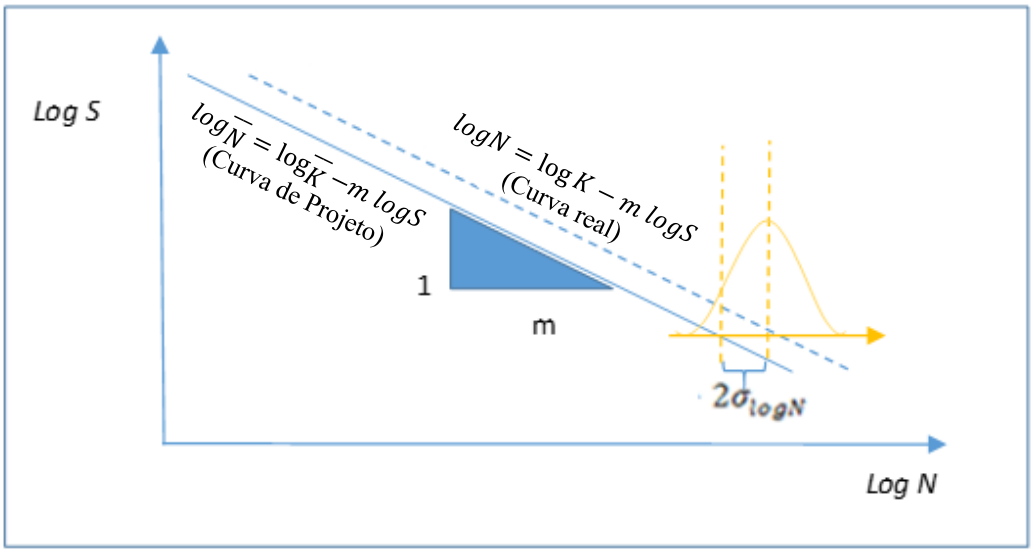

Figura 3-2 – Curva S-N conforme disponível na literatura reduzindo $2\sigma_{logN}$.

A Tabela 3-1 fornece algumas outras formas utilizadas por normas para definir as curvas S-N utilizadas em projetos relacionados à fadiga.

Tabela 3-1 – Base para Curvas S-N de projeto fornecidas pelas normas (BOMEL LIMITED, 2002)

NORSOK N-004	Média menos 2x o desvio padrão no logN
HSE 4Th Ed. GNs	Média menos 2x o desvio padrão no logN
EUROCODE 3	5% PdF nos dados de LogN de teste
ISSO/CD 13819-2	2,5% PdF nos dados de LogN de teste
API RP2A	Limite inferior nos dados de teste
IIW	5% PdF nos dados de LogN de teste

3.2.2. Incerteza Relativa à Regra de Palmgren-Miner

A Regra de Miner determinística definida pela Eq. (3) assume que a falha por fadiga ocorre quando o dano acumulado se iguala à unidade. Entretanto, na realidade, há uma incerteza na regra de Palmgren-Miner e, portanto, o valor do dano acumulado para uma falha real, ao invés de 1, passa a ser definido por Δ, uma variável probabilística:

$$D_{falha} = \sum_i \left(\frac{n}{N}\right)_i = \Delta \tag{55}$$

Na literatura usualmente Δ é representado por uma distribuição Lognormal. Alguns valores de média e coeficiente de variação (CoV) para a definição da distribuição de Δ também são encontrados. Por exemplo, em WIRSHING *et al*. (1988), estes valores variam entre 0,69 – 1,15 para a média de Δ e entre 0,19 – 0,67 para o CoV, considerando diversos tipos de estruturas e casos testados.

O valor médio igual a 1,0 e CoV igual a 0,3 para Δ para componentes estruturais em ambiente oceânico é recomendado por WIRSHING (1984). Estes mesmos valores foram considerados adequados para estruturas soldadas de aço e foram utilizados para o desenvolvimento de critérios de projeto de fadiga para TLPs (*Tension Leg Platforms)* (WIRSHING e CHEN, 1987) . Para amarras de aço, valor médio igual a 1,0 e CoV igual a 0,2 é sugerido pela DNV (1984).

Vale notar que todos estes valores são provenientes de dados de difícil interpretação e foram utilizados julgamentos profissionais para tentar fornecer uma descrição estatística do erro de modelagem associado à regra de Miner para um componente em um ambiente oceânico (WIRSHING,1984). Esses valores são frequentemente utilizados por normas como o caso da DNV GL (DNVGL-RP-C210, 2015) para cálculos probabilísticos de fadiga.

Nos estudos de caso acadêmicos apresentados nesta dissertação a variável Δ será representada por uma distribuição Lognormal com média μ_Δ igual a 1 e coeficiente de variação CoV_Δ igual a 0,3.

3.2.3. Incerteza nos Carregamentos Aplicados

Na estimativa dos valores dos esforços atuantes sobre uma junta de uma estrutura oceânica, existem inúmeras fontes de incerteza. Dentre estas fontes é possível citar: incerteza de modelagem dos parâmetros ambientais em carregamentos hidrodinâmicos atuantes sobre a estrutura, incerteza na análise numérica utilizada, nos cálculos das tensões atuantes, incerteza com relação a valores de fatores de concentração de tensão, etc. Na prática, é muito difícil quantificar todas estas fontes de incerteza.

Devido ao que foi exposto acima, é comum na análise de confiabilidade de fadiga estrutural recorrer-se a procedimentos simplificados para representar a incerteza total no valor calculado das tensões cíclicas. A seguir são descritos, resumidamente, dois destes procedimentos:

1- Assume-se que as tensões atuantes podem ser representadas por uma variável aleatória B (que representa o desvio (*bias*) entre o valor real e aquele calculado pelo modelo numérico) que multiplica os valores nominais de tensão calculados numericamente. Usualmente esta variável é assumida como Lognormal (WIRSHING, 1984).

2- Outro procedimento, aplicável ao caso em que emprega-se o procedimento simplificado baseado na distribuição de longo-prazo das tensões para o cálculo de fadiga (vide item 2.1.3), assume que o parâmetro q (parâmetro de escala, Eq.(15)) da distribuição de Weibull é uma variável aleatória que pode representar todas as incertezas associadas às tensões atuantes (LOTSBERG, 2016). Esta variável é considerada Lognormal com média igual ao valor usado nos cálculos e um coeficiente de variação dependente do caso (LOTSBERG, 2016). Esta metodologia é sugerida pela DNVGL nas suas normas e recomendações (DNVGL-RP-C210, 2015).

Nos estudos de caso deste trabalho, o método 1 foi utilizado para a quantificação das incertezas das distribuições de tensão.

3.2.4. Probabilidade de Falha à Fadiga pelas Curvas S-N

Conforme apresentado, três variáveis aleatórias são envolvidas no cálculo de probabilidade de falha por fadiga envolvendo as curvas S-N:

- K – para as curvas S-N;
- Δ – para a Regra de Palmgren-Miner
- B – incerteza nos valores calculados das tensões

Observe que escrevendo $N(T) = \nu_o T$ e definindo S_{eq} como sendo a variação de tensão harmônica que causa o mesmo dano num dado período de tempo T, o dano a fadiga pode ser escrito como:

$$D(T) = \frac{\nu_o \, T \, S_{eq}^m}{K} \tag{56}$$

onde, por exemplo, no caso de as tensões no longo prazo serem representadas por uma distribuição de probabilidades $f_S(s)$, tem-se que

$$S_{eq}^m = E[s^m] = \int_0^\infty s^m \, f_S(s) ds \tag{57}$$

Introduzindo a variável B (*bias*) conforme mencionado no item 3.2.3 (a tensão real é aproximadamente igual a B vezes S) e considerando o dano para falha definido por Δ, o tempo para falhar por fadiga, T_{falha}, pode ser expresso por:

$$T_{falha} = \frac{\mathrm{K}\,\Delta}{\nu_o \, B^m \, S_{eq}^m} \tag{58}$$

Considerando Δ, K e B variáveis aleatórias de distribuição lognormal e $\nu_o \, e \, S_{eq}$ constantes, então, T_{falha} também é uma variável Lognormal. Para este modelo de

confiabilidade, dado um tempo T qualquer durante a operação, a probabilidade de falha (P_f) pode ser definida por:

$$P_f(T) = P\ (T_{falha} \leq T) \tag{59}$$

Dado que T_{falha} é lognormal,

$$P_f(T) = P\ \left(\frac{T_{falha}}{T} \leq 1\right) = P\left(ln\left(\frac{T_{falha}}{T}\right) \leq 0\right) = \ \Phi(-\beta(T)) \tag{60}$$

onde $\beta(T)$ é o índice de confiabilidade equivalente:

$$\beta(T) = \frac{\lambda_\Delta + \lambda_K - mln\ v_o - m\lambda_B - mlnS_{eq} - lnT}{\sigma_{\ln T_{falha}}} \tag{61}$$

$$\sigma_{\ln T_{falha}} = (\ \sigma_{lnK}^2 + \sigma_{ln\Delta}^2 + m^2 * \sigma_{lnB}^2)^{\frac{1}{2}} \tag{62}$$

sendo $\Phi(.)$ o valor da função cumulativa de probabilidades de uma variável Normal padrão (média igual a 0 e desvio padrão igual a 1), λ_V e σ_{lnV} a média e o desvio padrão de lnV (obtidos por equações simples relacionadas à distribuição Lognormal) e V é usado aqui para representar K, Δ ou B.

Deve ser observado que para este caso específico, devido a hipótese de que todas as variáveis aleatórias são Lognormais, não há necessidade de se utilizar a Simulação Monte Carlo para obter a probabilidade de falha por fadiga ao longo do tempo para o componente estrutural investigado.

3.3. Modelo de Confiabilidade à Fadiga Baseado na Mecânica da Fratura

A utilização de modelos probabilísticos baseados na Mecânica da Fratura tem por objetivo o planejamento de inspeções das estruturas, pois os resultados obtidos nestas são relacionados a trincas que não aparecem na modelagem por curvas S-N. Em outras palavras, o modelo baseado na Mecânica da Fratura permite que os resultados de inspeções passadas possam re-alimentar o próprio modelo a fim de atualizar a probabilidade de falha por fadiga em função destas informações.

Da mesma forma que foi feito para as curvas S-N, é possível atribuir distribuições probabilísticas às variáveis envolvidas nos cálculos da Mecânica da Fratura. Deste modo, gera-se um modelo probabilístico que permite calcular a probabilidade de uma trinca alcançar uma determinada profundidade num determinado período de tempo T.

Conforme apresentado no item 2.2, as variáveis envolvidas no cálculo da Mecânica da Fratura são: a_o, a_N, $Y(\mathrm{a})$, m, C, S e M_k. A cada uma destas variáveis pode ser atribuída uma distribuição de probabilidades ou valores fixos. A descrição probabilística de todas estas variáveis não é muito simples, pois no caso de estruturas *offshore*, pouco uso se faz da Mecânica da Fratura e, assim, poucos dados de testes experimentais são disponíveis.

Como os resultados quanto à fadiga baseados nas curvas S-N são mais confiáveis, devido à existência de mais dados disponíveis, pode-se obter indiretamente as distribuições de probabilidades dos parâmetros do modelo probabilístico da Mecânica da Fratura, baseado na Lei de Paris, através de uma calibração com o modelo das curvas S-N. Esta calibração é imposta de forma que a probabilidade de falha por fadiga, i.e., a probabilidade da trinca se tornar crítica, num dado tempo T seja a mesma por ambos os modelos, conforme ilustra a Figura 3-3.

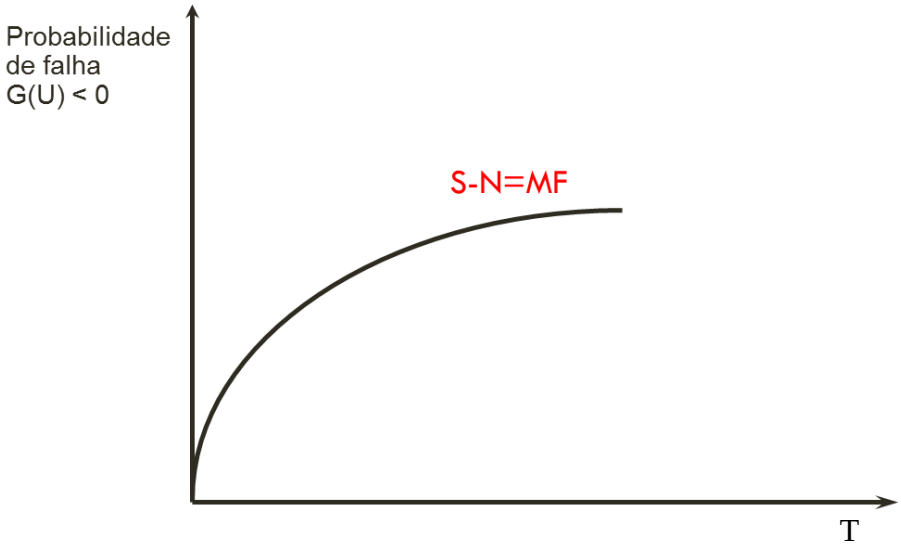

Figura 3-3 - Calibração dos modelos MF ao baseado nas curvas SN.

Para esta relação de equivalência, retomando os dois métodos, observa-se que a vida útil a fadiga expressa pelas curvas S-N é dada por:

$$T_L = T(a_c) = \frac{K\Delta}{\nu_o S_{eq}^m} \tag{63}$$

e pela Mecânica da Fratura por:

$$T(a_c) = T_L = \frac{\Psi(a_c)}{C\nu_o S_{eq}^m} \tag{64}$$

Sendo

$$\Psi(a_c) = \int_{a_o}^{a_c} \frac{1}{\left(Y(a)\sqrt{\pi a}\right)^m} da \tag{65}$$

A partir das equações acima tem-se:

$$\frac{K\Delta}{\nu_o S_{eq}^m} = \frac{\Psi(a_c)}{C\nu_o S_{eq}^m} \tag{66}$$

que resulta em

$$K\Delta = C^{-1}\Psi(a_c) \tag{67}$$

Assumindo-se, que Δ, K e C são variáveis aleatórias Lognormais, para calibração, a integral definida por $\Psi(a_c)$ também deverá ser Lognormal. A Eq. (67) pode ser reescrita como:

$$\ln \Delta + lnK = -lnC + \ln \Psi(a_c) \tag{68}$$

A equação acima representa duas somas de variáveis Normais, assim, a equivalência entre os modelos S-N e Mecânica da Fratura pode ser obtido garantindo que tanto o valor médio quanto o desvio padrão sejam iguais para ambos os lados da mesma, i.e.:

$$\mu_{(\ln \Delta + lnK)} = \mu_{(-lnC + \ln \Psi(a_c))} \tag{69}$$

$$\sigma_{(\ln \Delta + lnK)} = \sigma_{(-lnC + \ln \Psi(a_c))} \tag{70}$$

Como assumiu-se que são conhecidos os parâmetros estatísticos das variáveis Δ, K e C é possível calcular a média e o desvio padrão de $\ln\Psi(a_c)$, i.e.

$$\mu_{\ln \Psi(a_c)} = \mu_{lnC} + \mu_{lnK} + \mu_{\ln \Delta} \tag{71}$$

$$\sigma_{\ln \Psi(a_c)} = \sqrt{\sigma^2_{\ln \Delta} + \mu^2_{lnK} - \sigma^2_{lnC}} \tag{72}$$

Por outro lado, esta variável é dependente de outras variáveis, que são a_o, $Y(\mathrm{a})$ *e* M_k. Conhecendo-se média e desvio padrão da distribuição Normal definida por $\ln(\Psi(a_c))$, é necessário avaliar, fazer hipóteses e calibrar as variáveis contidas nesta integral: a_o, $Y(\mathrm{a})$ *e* M_k. Cabe-se ressaltar aqui mais uma vez, conforme descrito no item 2.3, que o expoente m é assumido determinístico e igual em ambos os modelos.

Para fins desta calibração, assume-se que as incertezas relacionadas a $Y(\mathrm{a})$ *e* M_k podem ser agrupadas numa só denominada $X_{Y \cdot Mk}$, que multiplica o produto destas duas variáveis. Assim o problema reduz-se a caracterização de duas variáveis aleatórias a_o e $X_{Y \cdot Mk}$. Sendo a_o um parâmetro físico da Mecânica da Fratura, a sua distribuição de probabilidades é definida em função da literatura. A $X_{Y \cdot Mk}$ é obtida indiretamente de

forma a satisfazer a descrição estatística de $\ln\Psi(a_c)$. Estes aspectos serão descritos a seguir.

3.3.1. Distribuição de Probabilidades de a_0

A variável a_o por sua grande influência no resultado final de fadiga (ver item 2.2.2) e de ser difícil sua detecção e o registro de seu tamanho real, pode ser tratada como uma das principais variáveis aleatórias no modelo de confiabilidade baseado na Mecânica da Fratura. Além disto, os valores de a_o tem relação direta na atualização das probabilidades atualizadas e, consequentemente, no plano de inspeção.

Para cálculos analíticos da mecânica da fratura, algumas normas, como a DNVGL-RP-C210 (2015), sugerem valores altos e conservadores para a_o, porém, isto impede que o cálculo da MF coincida com aqueles baseados nas curvas S-N. Valores médios para a_0 entre 0,01 mm (muito pequenos) e 0,5 mm(muito grandes) são encontrados na literatura (DARCIS *et al*., 2004) .

Para a sua calibração é necessário notar que, aqui, se está considerando que o crescimento da trinca inicia a partir do primeiro ciclo de tensão, em T = 0. Atendendo à relação apresentada em 2.3, para levar em conta a fase de iniciação da trinca, os valores de a_o acabam sendo calibrados para valores muito pequenos e ditos "fictícios".

Considerando $C = 1{,}83 \times 10^{-13}$ (ver 2.2.4), e funções de geometria e M_k definidos por NEWMAN e RAJU (1981) e BOWNESS e LEE (2000), respectivamente, o valor médio de a_0 é 0,03 mm, sugerido pela DNVGL-RP-C210 (2015). Apesar de não ser possível detectá-los, valores médios da mesma ordem de grandeza para a_0 foram validados por dados experimentais de 0,005 a 0,03 mm (DARCIS *et al*., 2004).

Através de testes numéricos realizados neste trabalho, gerando-se valores aleatórios de $\ln\Psi(a_c)$ e desconsiderando-se a incerteza $X_{Y\cdot Mk}$, observou-se, assim, que as distribuições Exponencial ou Weibull são as que melhor se adequariam ao comportamento de a_0. Contudo, como a distribuição exponencial é definida apenas com o valor médio da variável, esta distribuição foi escolhida para representar a_0. A distribuição exponencial também é sugerida pela DNV GL (DNVGL-RP-C210, 2015).

Vale notar aqui, que nem todos os valores de $\ln\Psi(a_c)$ podem ser ajustados apenas considerando a distribuição de a_0, pois há um limite superior à integral Ψ. Estes valores

de $\ln \Psi(a_c)$ maiores que o limite superior foram desconsiderados nesta avaliação. Além disto, a distribuição exponencial assume valores positivos infinitos e, pelo problema em questão, a variável a_0 não pode assumir valores maiores que a_c (considera-se aqui que a_c é igual à espessura do chapeamento). Por isso, a distribuição de a_0 foi definida como uma "exponencial-truncada".

A distribuição cumulativa da distribuição "exponencial-truncada" para a_0, no intervalo $0 \leq a_0 \leq a_c$, assume a seguinte forma:

$$F(a_o) = \frac{1 - e^{-\lambda a_o}}{1 - e^{-\lambda a_c}} \tag{73}$$

Onde

$$\lambda = \frac{1}{\overline{a_o}} \tag{74}$$

sendo $\overline{a_o}$ o valor médio do tamanho inicial da trinca.

A Figura 3-4 mostra o ajuste da distribuição exponencial truncada à distribuição obtida por simulação para o primeiro estudo de caso a ser apresentado no Capítulo 5 deste trabalho.

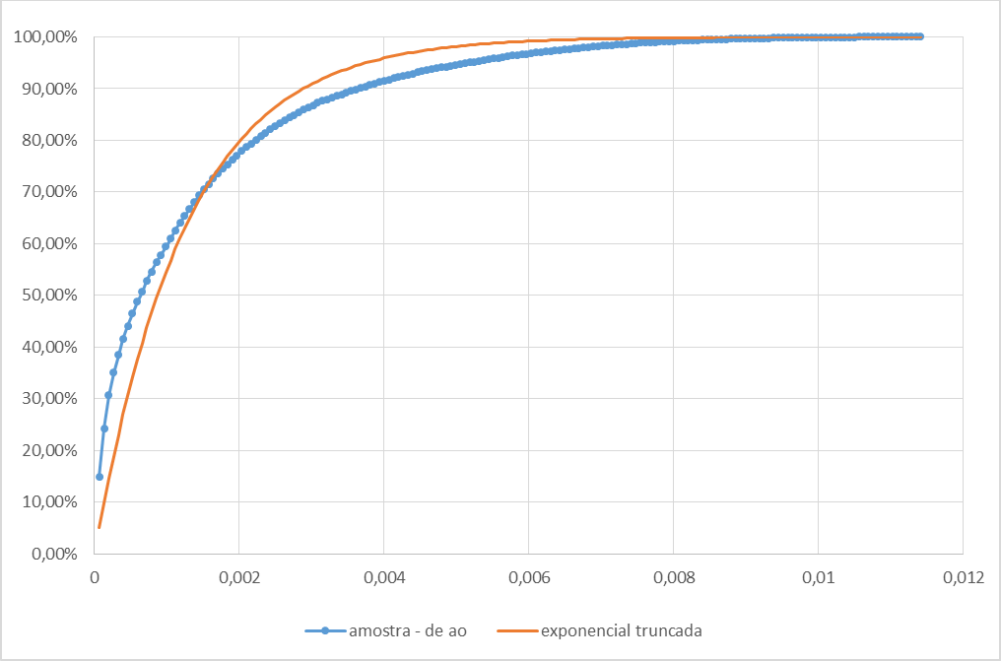

Figura 3-4 - Distribuições acumuladas de a_0 e da exponencial truncada. Considerando dados do estudo de caso 1 (item 5.1)

Deste modo, a variável a_0 foi ajustada para a melhor distribuição correspondente ao seu comportamento e correspondente valor médio. Entretando, o ajuste de $\Psi(a_c)$ apenas pela distribuição de a_0 não é possível, pois a integral $\int_{a_0}^{a_c} \frac{da}{Y(a)\sqrt{\pi a}}$ teria um limite, i.e. com a_c fixo, o maior valor assumido pela integral seria quando $a_0 \to 0$.

Para $\Psi(a_c)$ ser Lognormal, implica que a integral deva assumir valores positivos ilimitados (infinitos). Por isso, é feita a calibração de $X_{Y \cdot Mk}$ como segue abaixo.

3.3.2. Distribuição de $X_{Y \cdot Mk}$

Como dito anteriormente, para a calibração de $\Psi(a_c)$ a variável $X_{Y \cdot Mk}$ é introduzida e aplicada ao modelo multiplicando $Y(a)$ e $M_k(a)$ para representar as incertezas associadas a estas funções. Com isso, $\Psi(a_c)$ passa a ser reescrita por:

$$\Psi(a_c) = \int_{a_o}^{a_c} \frac{1}{\left(X_{Y \cdot Mk} Y(a) M_k(a) \sqrt{\pi a}\right)^m} da \tag{75}$$

A distribuição de a_o é definida pela distribuição exponencial truncada em função apenas do seu valor médio (vide item anterior) e a distribuição de $X_{Y \cdot Mk}$ pode ser obtida através de simulação, assumindo-se conhecidas as funções $Y(a)$ e $M_k(a)$. São gerados artificialmente N pares de valores de $\Psi(a_c)$ e a_o e para cada um destes pares a Eq. (76) é utilizada para obter o valor correspondente de $X_{Y \cdot Mk}$, i.e.,

$$X_{Y \cdot Mk_i} = \left(\frac{\int_{a_{oi}}^{a_c} \frac{1}{\left(Y(a) \mathrm{M}_k(\mathrm{a}) \sqrt{\pi a}\right)^m} da}{\Psi(a_c)_i} \right)^{\frac{1}{m}} \quad \text{i = 1, 2, ..., N} \tag{76}$$

Por fim, ajusta-se uma distribuição de probabilidades aos valores observados. Verificou-se para a maioria dos casos que $X_{Y \cdot Mk}$ é uma variável de distribuição Normal com média muito próxima a 1 e o seu desvio padrão depende caso a caso. A Figura 3-5 mostra a distribuição calibrada para o estudo de caso 1 (item 5.1) com $N = 50000$.

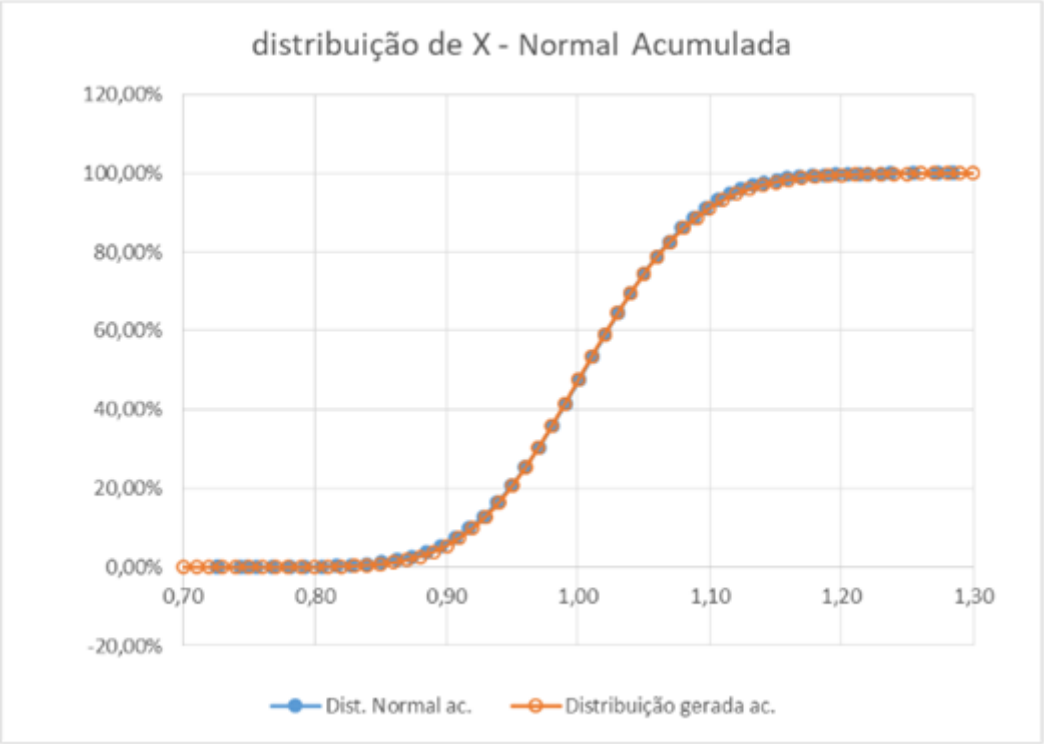

Figura 3-5 – Distribuição Normal Acumulada (média 1 e desvio padrão 0,068) calibrada para $X_{Y \cdot Mk}$. (Caso apresentado no item 5.1).

3.3.3. Probabilidade de Falha à Fadiga pela Mecânica da Fratura

Conforme apresentado, quatro variáveis aleatórias são envolvidas no cálculo de probabilidade de falha por fadiga através da metodologia baseada na Mecânica da Fratura:

- a_o – Incerteza no tamanho inicial da trinca
- $X_{Y \cdot Mk}$ – Incerteza associada às funções de geometria e M_k
- B – Incerteza no cálculo das tensões
- C – Incerteza associada ao material e às condições de aplicação do carregamento (ver item 2.2.4)

Substituindo essas incertezas na Eq. (27), o tempo para que a falha por fadiga ocorra segundo a Mecância da Fratura é dado por:

$$T_{falha} = T\,(a_c) = \frac{1}{C v_o B^m S_{eq}^m} \int_{a_o}^{a_c} \frac{1}{\left(X_{Y \cdot Mk} Y(a) Mk(a) \sqrt{\pi a}\right)^m} da \tag{77}$$

Dado um tempo T qualquer durante a operação, a probabilidade de falha (P_f) pode ser definida por:

$$P_f(T) = P\,(T_{falha} \leq T) \tag{78}$$

Neste caso, não há solução analítica para o cálculo de P_f similar àquela apresentada para as Curvas S-N (vide Eq. (60)). Para isso, deve-se utilizar técnicas de Confiabilidade Estrutural (no presente trabalho foi empregada a Simulação Monte Carlo) com a seguinte função de estado limite:

$$G(\boldsymbol{X}, T) = T\,(a_c) - T = \frac{1}{C v_o B^m S_{eq}^m} \int_{a_o}^{a_c} \frac{1}{\left(X_{Y \cdot Mk} Y(a) Mk(a) \sqrt{\pi a}\right)^m} da - T \tag{79}$$

sendo $\boldsymbol{X} = (a_o \quad X_{Y \cdot Mk} \quad B \quad C)$**.** Na grande maioria dos casos a integral da equação acima deve ser resolvida numericamente.

4.Planejamento Probabilístico de Inspeções à Fadiga

Visando o planejamento de inspeções à fadiga, os modelos de confiabilidade apresentados em 3.2 e 3.3 podem ser atualizados à medida que inspeções são realizadas. Para os fins práticos desta dissertação, serão tratados apenas os casos onde não há detecção de trinca durante as inspeções.

Para isto, serão abordados em 4.1 alguns métodos usuais de inspeção em estruturas offshore e a utilização das curvas de probabilidade de detecção de trincas (*PoD*) que, como será visto mais adiante, tem um papel muito importante no planejamento de inspeções.

Em 4.2, considerando que inspeções são feitas em tempos T_i determinados, dois métodos de confiabilidade para planejamento de inspeções, i.e. para atualização das curvas de probabilidade de falha inicial (ver 3.2 e 3.3) em função dos resultados das inspeções anteriores, são apresentados. Estes dois métodos de confiabilidade sugeridos pela literatura, DNVGL (2015) e SAGRILO *et al*. (1997), estão apresentados nos itens 4.2.1 e 4.2.2, respectivamente. A comparação dos resultados obtidos por estes métodos será apresentada no Capítulo 5 deste trabalho.

4.1. Métodos de Inspeção à Fadiga e Probabilidade de Detecção

Em geral, os métodos de inspeção utilizados para detecção de trincas de fadiga em estruturas *offshore* são os ensaios não-destrutivos. Tais ensaios, conhecidos como NDT (*Non-destructive Test*), não alteram as propriedades do material analisado e causam dano praticamente nulo às estruturas.

Dentre os métodos de NDT mais praticados para a detecção de trincas estão: EC (*Eddy Current),* MPI (Partícula Magnética), ACFM (*Alternating Current Field Measurement*), UT (Ultrassom). A Figura 4-1 ilustra genericamente estes métodos.

MPI

UT

ACFM

EC

Figura 4-1 – Métodos de inspeção por ensaios não-destrutivos usuais em estruturas *offshore*. Fontes: MPI – https://www.indiamart.com/kingsoceanmarine/ndt-services.html; UT – www.seaward-marine.com/services/husbandry/ndt; ACFM – fonte: www.inidam.com/ndt/acfm/ EC – www.seaward-marine.com/services/husbandry/ndt;

Usualmente, as inspeções à fadiga são direcionadas a pontos da estrutura que na elaboração do projeto apresentaram vida útil estimada menor. Assim, dado um caso de não-detecção de trinca durante uma inspeção, quanto mais preciso for o método menor será a probabilidade de falha calculada para o restante da vida útil da unidade.

Contudo, para a escolha de um método de inspeção, não basta apenas atentar para a sua qualidade de detecção de trinca. Na prática, alguns destes testes necessitam que a pintura da estrutura seja removida. Normalmente, uma nova pintura, feita durante a operação, é de menor qualidade do que aquela feita no estaleiro. Em casos onde há corrosão excessiva, deve-se julgar fatores como este na hora da escolha de um método de

detecção. Alguns métodos, como o ACFM, costumam ser mais caros e com menor disponibilidade de profissionais qualificados.

A detecção de trincas por um determinado método é influenciada por muitos fatores incluindo fatores técnicos, humanos e operacionais. Por este motivo, a capacidade de detecção de cada método é, na prática, caracterizada por uma curva (ou função) denominada de *PoD* (*Probability of Detection*) (para mais detalhes, consultar RUMMEL, 2010). Estas curvas indicam a probabilidade do método detectar um defeito de um determinado tamanho em diferentes ambientes (ar, água, etc.)

Desde o final dos anos 1960 as funções PoD tem sido assunto de muitos estudos e muitas formas matemáticas foram sugeridas para sua modelagem (HEALTH AND SAFETY EXECUTIVE, 2006). Estas funções normalmente são expressas como uma função do tamanho do defeito (ou seja, tamanho ou profundidade), entretanto, na realidade, é uma função de vários outros parâmetros físicos e operacionais como: o material, a geometria, o tipo de defeito, o método do teste, as condições do teste e o fator humano (e.g. certificação, educação, experiência). Estas curvas têm semelhança com as funções cumulativas de probabilidade, sendo a distribuição Exponencial muitas vezes usada para representar uma *PoD*. Neste caso a *PoD* é definida como:

$$PoD(a) = 1 - \exp\left(-\frac{a}{\lambda}\right) \tag{80}$$

onde a é o tamanho do defeito e λ é o parâmetro que caracteriza cada método de inspeção. A Tabela 4-1 apresenta os valores de λ utilizados por SAGRILO *et al*. (1997).

Tabela 4-1 – Parâmetros das funções exponenciais PoD para EC e MPI (SAGRILO *et al*. ,1997)

Método de Inspeção	$\boldsymbol{\lambda}$
EC – submersa	1/1,30
MPI – submersa	1/2,00

A DNVGL (2015) indica a seguinte função para caracterizar a *PoD* dos métodos EC, MPI e ACFM:

$$PoD(a) = 1 - \frac{1}{1 + \left(\frac{a}{X_0}\right)^b} \tag{81}$$

sendo os parâmetros X_0 e b definidos na Tabela 4-2.

Tabela 4-2 – Parâmetros das funções PoD para EC, MPI e ACFM de acordo com as condições operacionais (DNVGL,2015)

Condição operacional da inspeção	**X_0**	**b**
Condição normal acima d'água	0,45	0,9
Submersa ou piores condições de trabalho acima d'água	1,16	0,9

As quatro curvas *PoD* definidas na Tabela 4-1 e Tabela 4-2 estão plotadas para comparação na Figura 4-2. Observa-se uma grande diferença entre as curvas e, por isto, este é um parâmetro que merece bastante atenção nas aplicações práticas para o planejamento de inspeções à fadiga.

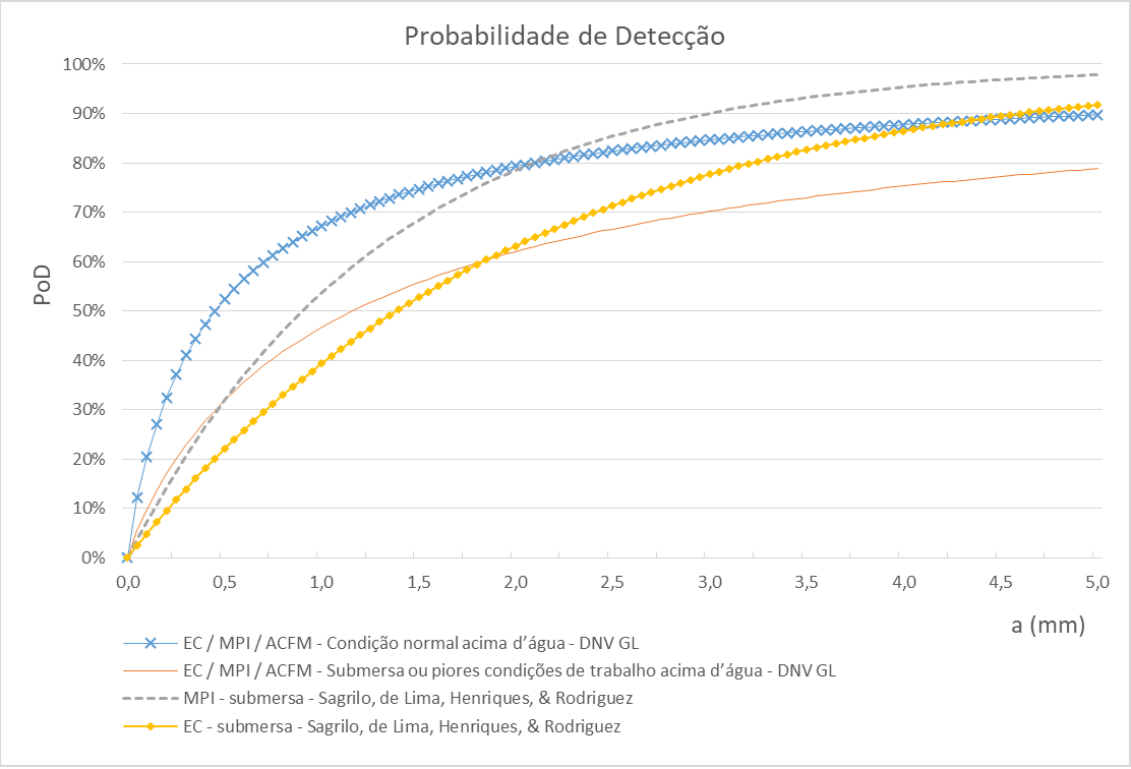

Figura 4-2 – Comparacão das funções PoD definidas pela Tabela 4-1 e Tabela 4-2

4.2. Planejamento de Inspeções à Fadiga Baseado em Confiabilidade Estrutural

A ideia básica para o planejamento de inspeções é atualizar a probabilidade de falha à fadiga da junta levando em conta o resultado de uma ou mais inspeções anteriores através do Teorema de Bayes. O prazo de uma nova inspeção estaria associado ao tempo em que a probabilidade de falha atingiria um determinado valor, por exemplo, aquele correspondente ao prazo da primeira inspeção, como será visto mais adiante no item 4.2.3.

A partir do resultado de uma inspeção realizado num tempo $T = T_i$, a probabilidade de falha por fadiga de uma dada junta estrutural pode ser atualizada (para períodos de tempo T maiores que T_i) a partir da seguinte equação (SAGRILO *et al.*, 1997):

$$Pf_{up}(T) = \frac{P[[G(\boldsymbol{X}, T) \leq 0] \cap (I(\boldsymbol{X}, a_d, T_i) \leq 0)]}{P[(I(\boldsymbol{X}, a_d, T_i) \leq 0)]} \quad T > T_i \tag{82}$$

onde $G(\boldsymbol{X}, T)$ é a equação de estado limite que caracteriza a falha por fadiga (ver itens 3.2.4 e 3.3.3), $\boldsymbol{X}$ é o conjunto de variáveis aleatórias relacionadas à análise de fadiga, $I(\boldsymbol{X}, a_d, T)$ é uma função de estado limite que representa o resultado da inspeção e a_d é uma variável relacionada ao tamanho detectável de trinca pelo método empregado na inspeção.

Como já visto anteriormente, a probabilidade de falha pode ser calculada utilizando a Simulação Monte Carlo tanto para o sistema em paralelo no numerador da equação quanto para o modo individual de falha presente no denominador desta. Entretanto, o aspecto mais importante está relacionado com a definição de $I(\boldsymbol{X}, a_d, T)$. Foram identificados na literatura dois métodos para definição desta função de estado limite: DNVGL (2015) e SAGRILO *et al*. (1997). Estes dois métodos serão descritos a seguir para o caso de não detecção de trincas em inspeções. A comparação entre os dois métodos é apresentada nos estudos de casos.

Para melhor entendimento dos próximos itens, deve ser observado que a não detecção de uma trinca não significa que a trinca não existe, ou seja, neste caso, a trinca possui um tamanho a menor que aquele detectável a_d pelo método de inspeção utilizado. O tamanho detectável da trinca, por sua vez, é uma variável aleatória caracterizada pela curva *PoD*.

4.2.1. Definição de $I(\boldsymbol{X}, a_d, T)$ Através do Método da DNV GL (2015)

O método "DNV GL" é descrito detalhadamente na norma DNVGL-RP-C210 (2015) e também em LOTSBERG (2016). Este procedimento usa a modelagem calibrada da Mecânica da Fratura apresentada no item 3.3 para o cálculo de confiabilidade estrutural para fadiga, ou seja, $G(\boldsymbol{X}, T)$ neste método é definido pela Eq.(79).

Com base no modelo da MF, o tempo $T(a_d)$ para uma trinca atingir o tamanho detectável a_d é dado por:

$$T(a_d) = \frac{\Psi(a_d)}{C\nu_o B^m S_{eq}^m X_{Y\cdot Mk}{}^m} \tag{83}$$

Dado que não houve detecção em T_i, a função estado limite pode ser definida por:

$$I(\boldsymbol{X}, a_d, T_i) = T_i - T(a_d) = T_i - \frac{\Psi(a_d)}{C\nu_o B^m S_{eq}^m X_{Y\cdot Mk}{}^m} \leq 0 \tag{84}$$

onde $\Psi(a_d) = \int_{a_o}^{a_d} \frac{da}{(Y(a)M_k(a)\sqrt{\pi a})^m}$.

Assim, $P[I(\boldsymbol{X}, a_d, T_i) \leq 0]$ caracteriza a probabilidade do evento "realizar um inspeção em $T = T_i$ e não encontrar uma trinca".

4.2.2. Definição de $I(\boldsymbol{X}, a_d, T)$ Através do Método Proposto por SAGRILO *et al.* (1997)

Com base no modelo da MF (Eq. (77)), o tempo $T(a)$ para uma trinca atingir um tamanho a qualquer e o tempo $T(a_c)$ para a trinca atingir o tamanho crítico a_c são dados, respectivamente, por:

$$T(a) = \frac{\Psi(a)}{C\nu_o B^m S_{eq}^m X_{Y\cdot Mk}{}^m} \tag{85}$$

$$T(a_c) = \frac{\Psi(a_c)}{C\nu_o B^m S_{eq}^m X_{Y\cdot Mk}{}^m} \tag{86}$$

Dividindo (85) por (86):

$$\frac{T(a)}{T(a_c)} = \frac{\Psi(a)}{\Psi(a_c)} \tag{87}$$

O tempo da trinca atingir seu tamanho crítico a_c é o mesmo tempo T_{falha} definido pela Eq. (58). Com isso, a Eq. (87) pode ser reescrita, de forma análoga à feita ao Método DNV GL, considerando o tempo $T(a_d)$ para uma trinca atingir o tamanho dectável a_d, da seguinte forma:

$$T(a_d) = \frac{\Psi^*(a_d)}{\Psi^*(a_c)} T_{falha} \tag{88}$$

onde

$$\Psi^*(a_d) = \int_{\bar{a}_o}^{a_d} \frac{da}{\left(Y(a)M_k(a)\sqrt{\pi a}\right)^m} \tag{89}$$

$$\Psi^*(a_c) = \int_{\bar{a}_o}^{a_c} \frac{da}{\left(Y(a)M_k(a)\sqrt{\pi a}\right)^m} \tag{90}$$

e $\bar{a}_o$ é o valor da média do tamanho inicial da trinca.

Substituindo-se T_{falha} na Eq. (88) tem-se que

$$T(a_d) = \frac{\Psi^*(a_d)}{\Psi^*(a_c)} \frac{K\ \Delta}{v_o\ B^m\ S_{eq}^m} \tag{91}$$

Desta forma, dado que não houve detecção em T_i, a função estado limite $I(\boldsymbol{X}, a_d, T_i)$ pode ser definida por:

$$I(\boldsymbol{X}, a_d, T_i) = T_i - T(a_d) = T_i - \frac{\Psi^*(a_d)}{\Psi^*(a_c)} \frac{K\ \Delta}{v_o\ B^m\ S_{eq}^m} \leq 0 \tag{92}$$

Utilizando-se a formulação acima não há a necessidade de efetuar a calibração para o modelo de Mecânica da Fratura. Em outras palavras, todos os cálculos de confiabilidade podem ser efetuados com o modelo baseado nas curvas S-N descritos no item 3.2 deste trabalho. Observa-se que neste modelo não há a necessidade de se tratar o parâmetro a_o como uma variável aleatória uma vez que as incertezas referentes ao mesmo estão incorporadas no parâmetro K. Porém, é necessário assumir um valor determinístico para o mesmo. Neste trabalho assumiu-se o valor médio da sua correspondente distribuição.

4.2.3. Metodologia Genérica para Definir os Prazos das Inspeções.

A utilização de um modelo probabilístico para estabelecer tempos de inspeção durante a vida útil é feita de modo que a probabilidade de falha Pf não ultrapasse um valor limite ou valor alvo ("target"), Pf_{target}. A definição da Pf_{target} pode variar de acordo com a estratégia de cada operador ou normas regulamentadoras.

Conforme apresentado pela Eq. (60), é possível gerar uma curva de probabilidades de falha a fadiga em função do tempo T, $Pf(T)$. Quando a primeira inspeção no tempo T_1 é feita, de acordo com uma estratégia pré-estabelecida, a Pf_{target} pode ser definida como:

$$Pf_{target} = Pf(T_1) \tag{93}$$

Com isso, à medida que a $Pf(T)$ é atualizada, conforme Eq. (82), esta mesma Pf_{target} irá determinar o tempo para a próxima inspeção da seguinte forma:

$Pf_{up}(T_2) = Pf_{target}$ (inspeção em T_1),
$Pf_{up}(T_3) = Pf_{target}$ (inspeções em T_1 e T_2),
...
$Pf_{up}(T_N) = Pf_{target}$ (inspeções em $T_1, T_2, \dots, T_{N-1}$),

Onde $Pf_{up}(T)$ é calculada a partir do Teorema de Bayes conforme apresentado pela Eq. (82). A Figura 4-3 ilustra esta metodologia.

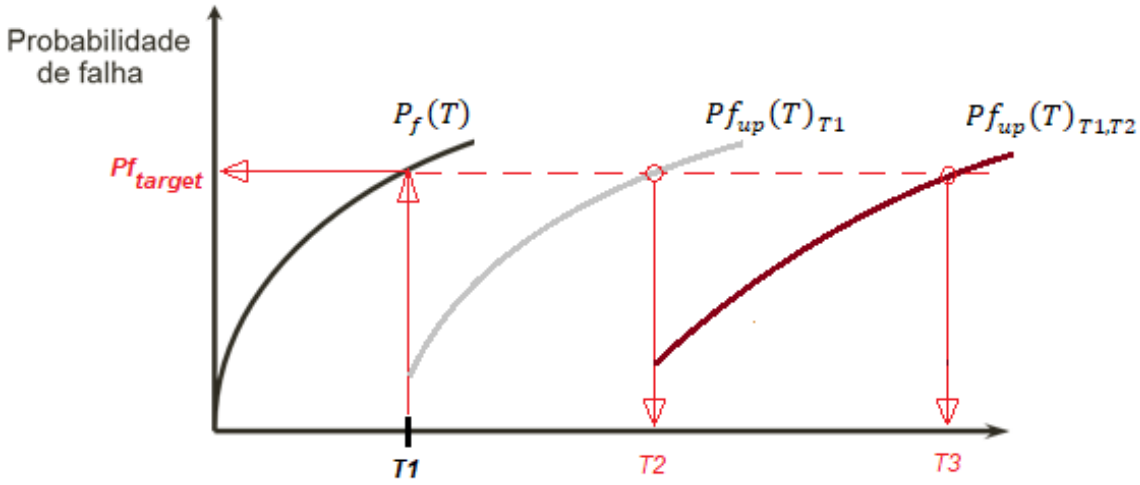

Figura 4-3 – Metodologia para definir os prazos das inspeções a partir da definiçao de T1.

Para o presente trabalho, de modo a avaliar os modelos probabilísticos de cada estudo de caso, foram considerados dois valores para T_1: 5 e 10 anos. É comum que normas ou regras internas de operadores estabeleçam intervalos fixos de inspeções prescritivas às estruturas. Normalmente, tanques de plataformas flutuantes devem ser abertos e inspecionados a cada 5 anos. Uma das formas para se aplicar esta metodologia às estruturas offshore é definir T_1 a partir do primeiro intervalo prescritivo. Este procedimento implicitamente define o valor alvo em função de um prazo pré-fixado da primeira inspeção, i.e, não há necessidade de se definir um valor específico para Pf_{target}.

Por outro, por exemplo, no caso da DNV GL (2015), valores de Pf_{target} requerido são estabelecidos em função da consequência de falha (substancial ou sem consequência substancial), localização, acessibilidade para inspeções de cada junta estrutural. Vale ressaltar que, neste caso, a norma pré-define também as incertezas envolvidas nos cálculos da $Pf(T)$ a serem utilizados, o que faz com que ao estabelecer Pf_{target}, implicitamente, ela pré-defina T_1, em função da vida útil de cada junta (variável não definida pela norma).

5.Estudos de Caso

Os dois métodos para planejamento de inspeções abordados no item 4.2 foram aplicados a três casos de juntas de estruturas *offshore*. O primeiro caso contempla uma junta tubular de uma plataforma fixa, o segundo uma junta soldada plana de um tanque de um FPSO e o terceiro uma junta soldada "T" de um FPSO.

A comparação entre os resultados de probabilidade de falha por fadiga e planos de inspeção baseados na análise probabilística de propagação de trincas é apresentada a seguir para cada um dos casos.

Para cada um dos casos estão apresentadas as curvas de probabilidade de falha por fadiga ao longo do tempo antes de qualquer inspeção e as curvas atualizadas da probabilidade de falha considerando duas situações distintas de inspeção sem detecção de trinca: (a) primeira inspeção realizada em T_1= 5 anos e (b) primeira inspeção realizada em 10 anos. As primeiras curvas servem para ilustrar o procedimento de equivalência entre a metodologia das curvas S-N e aquela baseada na Mecânica da Fratura. As demais curvas servem para definir os prazos das inspeções futuras. A partir da primeira inspeção, a probabilidade de falha crítica (Pf_{target}) é determinada de acordo com o item 4.2.3 e, assim, o plano de inspeção até o final da operação pode ser definido.

A Tabela 5-1 contém um resumo geral das principais informações utilizadas nos três estudos caso mencionados. A seguir os detalhes e resultados obtidos para cada um deles serão apresentados.

Tabela 5-1- Informações gerais para os três casos de estudo

Caso de Estudo	***Descrição***
Caso 1 *Junta tubular* *Plataforma fixa*	S-N: API X' (ABS, 2014) $Y(a)$: SAGRILO *et al*. (1997) PoD: Exponencial - EC submersa (ver 4.1)
Caso 2 *Junta soldada plana.* *Costado de FPSO*	S-N: D (DNV-RP-C203, 2008) $Y(a)$: Newman-Raju (NEWMAN e RAJU, 1981) M_k: Smith-Hurthworth (STRAUB, 2004) PoD: DNV GL - EC submersa (ver 4.1)
Caso 3 *Junta soldada "T"* *Junta entre o convés e uma caverna de um FPSO*	S-N: F (DNV-RP-C203, 2008) $Y(a)$: Newman-Raju (NEWMAN e RAJU, 1981) M_k: Bowness e Lee (DNVGL-RP-C210, 2015) PoD: DNV GL - EC no ar (ver 4.1)

5.1. Caso 1 – Junta Tubular

Normalmente, a estrutura da jaqueta das plataformas fixas é formada por estruturas tubulares soldadas (Figura 5-1). No projeto deste tipo de estrutura são indicadas as juntas com menor vida útil e que deverão ser inspecionadas ao longo de sua vida útil para monitorar o aparecimento ou não de trincas propagadas por fadiga.

Figura 5-1 – Jaqueta de plataforma fixa

Este primeiro estudo contempla um exemplo de junta de uma jaqueta cujos dados são apresentados em SAGRILO *et al*. (1997). A junta investigada é numa conexão de membro secundário com um membro primário (vide Figura 5-2), sendo a curva S-N indicada para esta conexão a curva API X' (ABS, 2014). A Tabela 5-2 apresenta um resumo dos dados da análise de fadiga da junta, bem como os parâmetros estatísticos das incertezas associadas à curva S-N.

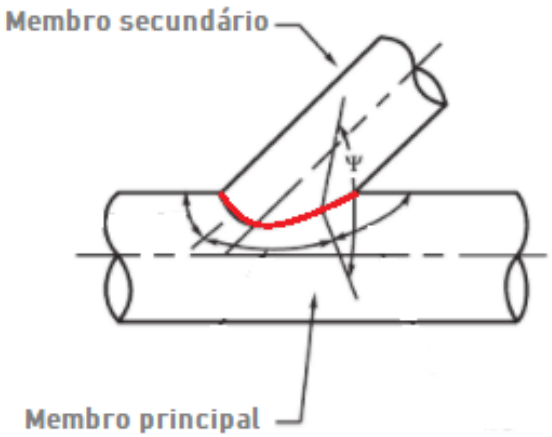

Figura 5-2 – Junta tubular relacionada à curva API X' (ABS, 2014)

Tabela 5-2- Caso 1 - Curva S-N API X' e parâmetros para o modelo de confiabilidade

Geometria – Espessura:	a_c =12,7 mm	
Tempo em operação	*20 anos*	
Cálculo da Vida Útil:	$n_o = 10^8$	Ciclos em 20 anos
	$S_o = 274{,}2\ MPa$	Tensão – uma vez em 20 anos
	$v_o = 0{,}159$ *ciclos/s*	Frequência média
	$h = 1$	Parâmetro de forma de Weibull (ver 2.1.3)
	m = 3,74	
	VU = 89,33 anos	Eq. (22)
Curva S-N API X'	$\mu_{lnK} = 31{,}77$	Eq. (54) ($\mu_{log\bar{K}} = 13{,}40$)
	$\sigma_{lnK} = 0{,}46$	Desvio padrão ($\sigma_{logN} = 0{,}2$)
Soma de Palmgren- Miner	$\Delta = 1{,}04$	Média (Dist. lognormal)
	$\sigma_{ln\Delta} = 0{,}3$	Desvio padrão de $ln\Delta$
Cálculo das tensões	*B = 1*	Média (Dist. lognormal)
	$\sigma_{lnB} = 0{,}32$	Desvio padrão de lnB

Com base nos dados apresentados em SAGRILO *et al*. (1997), para a modelagem através da Mecânica da Fratura foi assumido um valor médio de a_o igual a 0,11 mm e a função de geometria para esta junta modelada como:

$$Y(a) = \left\{1{,}08 - 0{,}7\left(\frac{a}{a_c}\right)\right\}\left\{1{,}0 + 1{,}24\exp\left(-22{,}1\left(\frac{a}{a_c}\right)\right) + 3{,}17\exp\left(-357\left(\frac{a}{a_c}\right)\right)\right\} \quad (94)$$

Aplicando-se o procedimento de equivalência descrito no item 3.3 foram obtidas as distribuições de probabilidades apresentadas na Tabela 5-3 para os parâmetros da Mecânica da Fratura. A Figura 5-3 ilustra o ajuste da curva aos pontos simulados numericamente para a variável $X_{Y \cdot Mk}$.

Tabela 5-3- – Caso 1 - Distribuições de probabilidade dos parâmetros do modelo calibrado da Mecânica da Fratura

Variável	Distribuição	Média	Desvio Padrão
C (N, mm)	Lognormal	$1{,}81 \times 10^{-12}$	0,253 (do lnC)
a_o (mm)	Exponencial-truncada	0,11	0,11
$X_{Y \cdot Mk}$	Normal	1,00	0,068
B	Lognormal	1,00	0,32 (do lnB)

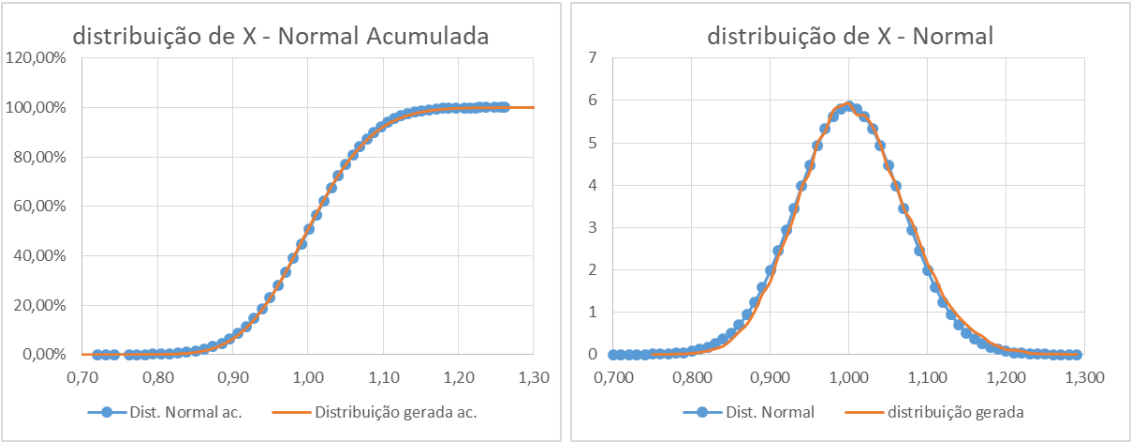

Figura 5-3- Caso 1 – Ajuste para $X_{Y \cdot Mk}$. – Distribuição Normal ($\mu = 1; \sigma = 0{,}068$).

A Figura 5-4 apresenta a probabilidade de falha devido à fadiga ao longo do tempo e o correspondente índice de confiabilidade equivalente ($\beta(T) = -\Phi^{-1}\left(P_f(T)\right)$) para os modelos utilizados (S-N e MF). Pelos resultados apresentados na Figura 5-4 observa-se que realmente a calibração foi alcançada. No presente caso, o modelo de SAGRILO *et al*. (1997) deve coincidir com o modelo analítico, o que de fato ocorre.

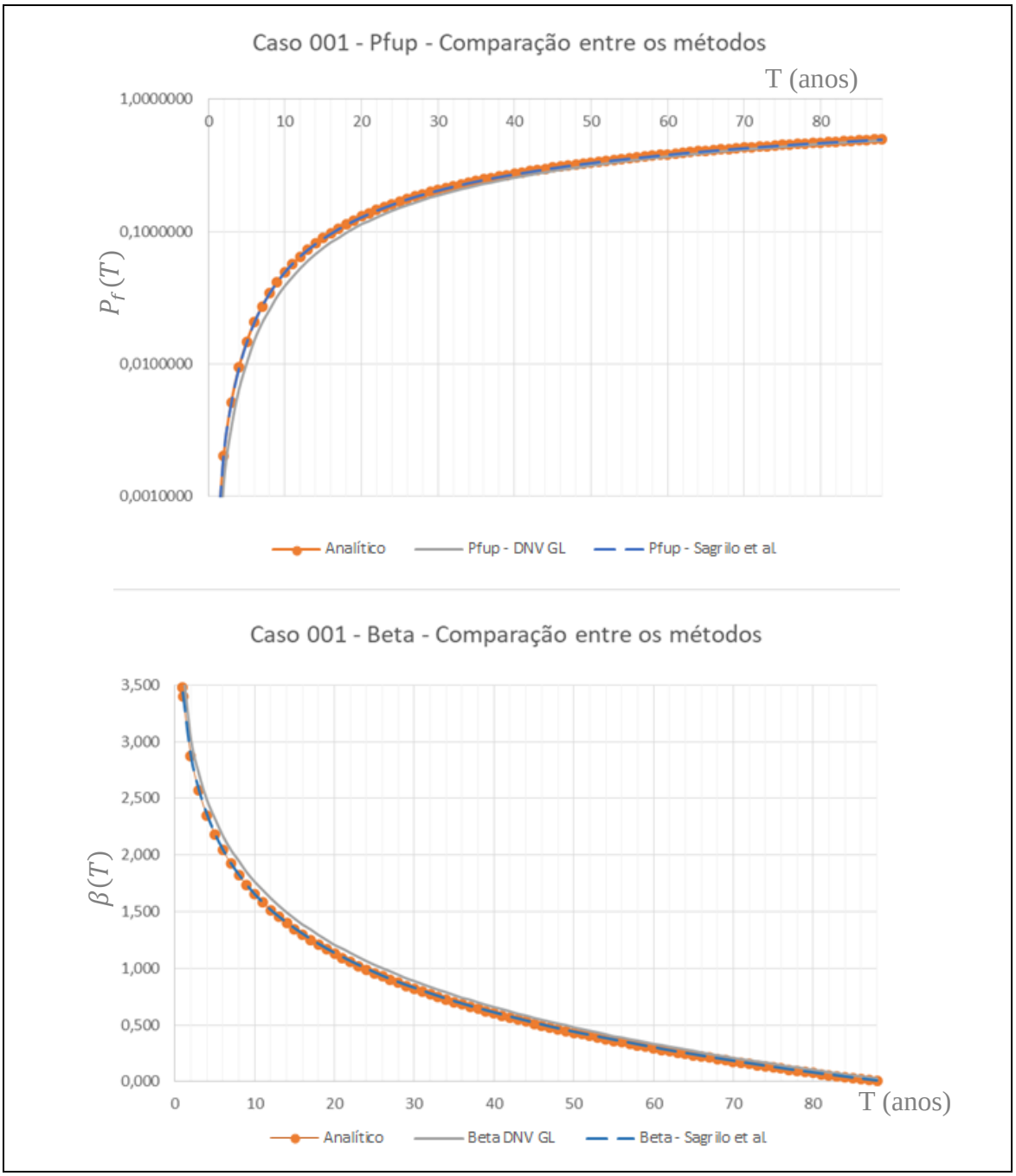

Figura 5-4- Resultados Caso 1. Análise de confiabiliade ao longo do tempo. Modelo analítico (S-N), modelo calibrado M-F e modelo SAGRILO *et al*. (1997).

A Figura 5-5 apresenta a curvas de probabilidade de falha e índice de confiabilidade equivalente assumindo-se que uma inspeção submersa pela técnica Eddy-Current (SAGRILO et al., 1997) foi realizada após cinco (5) anos em operação e não foi detectada nenhuma trinca na junta. A Figura 5-6 apresenta os resultados correpondentes para um prazo de dez (10) anos para a primeira inspeção. Assumindo-se o risco associado a esta primeira inspeção como o valor aceitável, obtem-se os prazos das próximas inspeções. Estes valores estão indicados na Tabela 5-4.

Nestes cálculos, obtidos por Simulação Monte Carlo, o número de simulações necessárias foi de 10^5 para garantir $CoV_{Pf} \leq 0{,}05$ em todos pontos analisados considerando o modelo SAGRILO *et al*.(1997) e 6×10^5 simulações pelo método DNV GL.

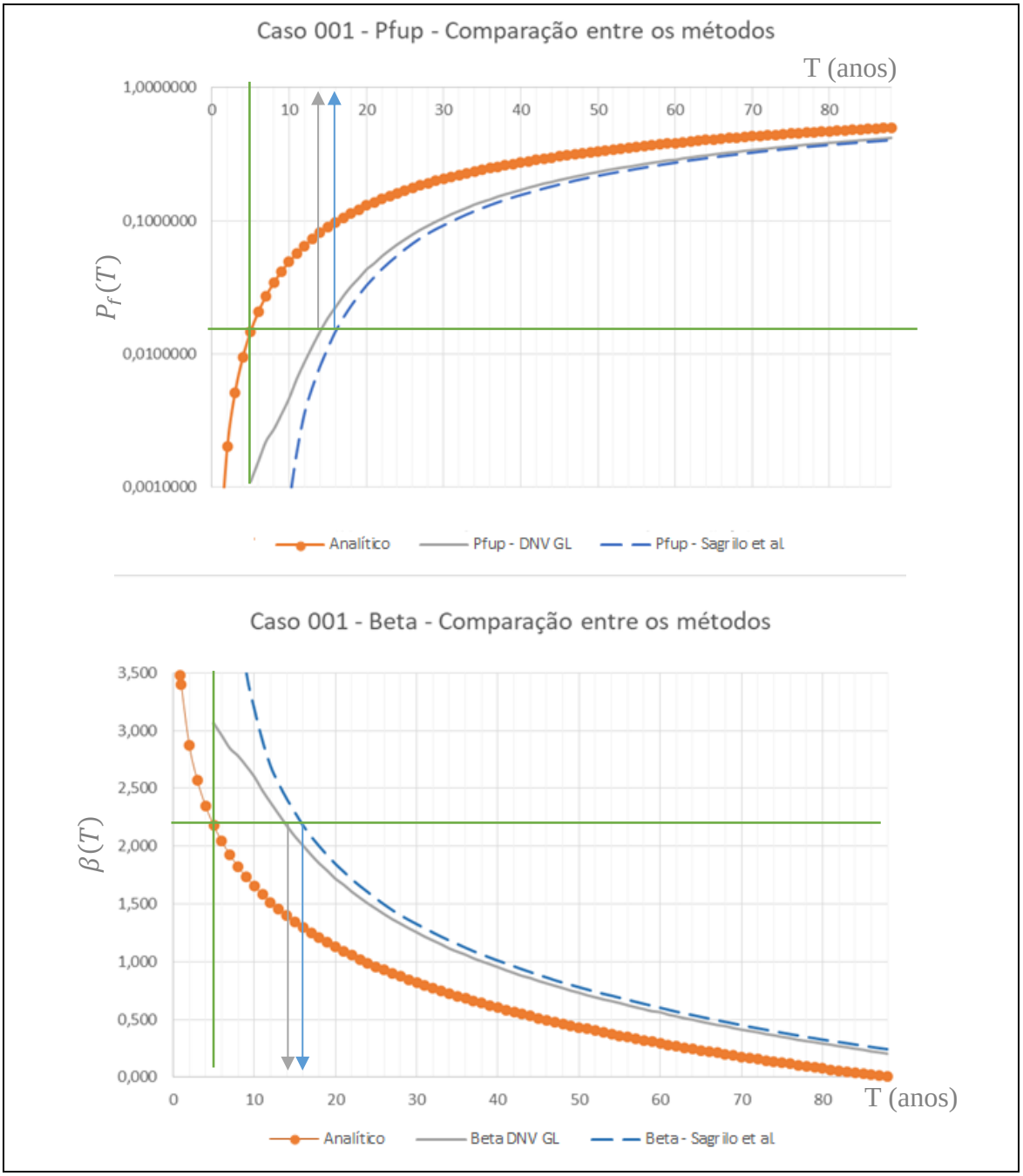

Figura 5-5- Caso 1. Inspeções futuras para a primeira inspeção em $T_1 = 5\ anos$.

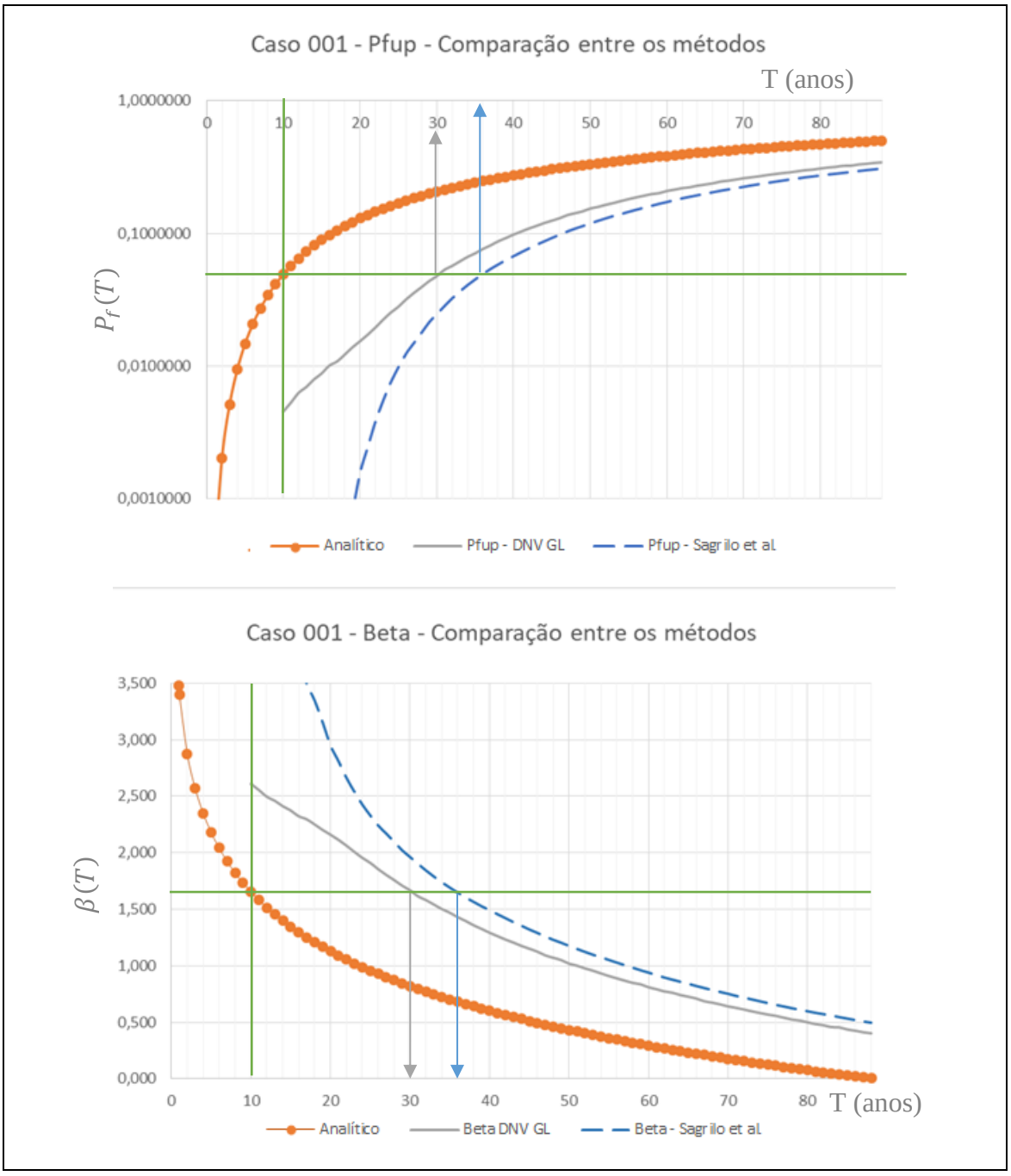

Figura 5-6- Caso 1. Inspeções futuras para a primeira inspeção em $T_1 = 10\ anos$.

Tabela 5-4 – Caso 1 - Prazos das inspeções futuras a partir de uma inspeção sem detecção de trincas após T_i anos da estrutura em operação

Método	Prazo da primeira inspeção T_1 (anos)	
	5	10
	Próxima inspeção (anos)	
DNVGL (2015)	12	30
SAGRILO *et al*. (1997)	13	33

Pelos resultados obtidos observa-se que os modelos DNVGL (2015) e SAGRILO *et al*. (1997) produzem resultados um pouco diferentes, sendo esta diferença mais significativa no caso da primeira inspeção realizada em $T_1 = 10\ anos$. Esta diferença ocorre principalmente pelo fato que o modelo de SAGRILO *et al*. (1997) não considera explicitamente a_o como uma variável aleatória. Porém, neste caso, ambos modelos indicam que a próxima inspeção seria bem depois do tempo em operação previsto para a estrutura, portanto, desnecessária.

Um estudo sobre as diferenças entre os resultados dos métodos propostos é apesentada no Anexo A.

5.2. Caso 2 – Junta Soldada Plana

Juntas planas são frequentemente encontradas nas junções de chapas como nos cascos e anteparas dos FPSOs (ver Figura 5-7). De forma semelhante ao item anterior, regiões com menor vida útil são identificadas em FPSOs e juntas deste tipo são inspecionadas ao longo do tempo em operação.

Figura 5-7 – Costado de um FPSO – Soldas de topo aplicáveis para curva D, soldada dos dois lados. Fonte: www.marinelink.com/news/protection-receives-shell382506

Neste segundo estudo, a junta investigada (vide Figura 5-8) se localiza no chapeamento do costado e pode ser indicada pela curva D (DNV-RP-C203, 2008) para estrutura submersa com proteção catódica. A Tabela 5-5 apresenta um resumo dos dados da análise de fadiga da junta, bem como, os parâmetros estatísticos das incertezas associadas à curva S-N.

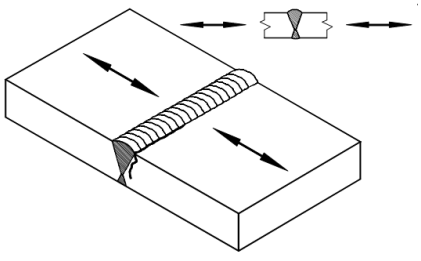

Figura 5-8 – Junta plana com solda transversal de topo, soldada dos dois lados, selecionada à curva D (DNV-RP-C203, 2008)

Tabela 5-5- Caso 2 – Curva S-N D e parâmetros para modelo de confiabilidade

Geometria – Espessura:	a_c =25 mm	
Tempo em operação	*25 anos*	
Cálculo da Vida Útil:	$n_o = 10^8$	Ciclos em 20 anos
	$S_o = 258\ MPa$	Tensão – uma vez em 20 anos
	$v_o = 0{,}159$ *ciclos/s*	Frequência média
	$h = 1$	Parâmetro de forma de Weibull (ver 2.1.3)
	m = 3	
Curva S-N D (submersa com proteção catódica)'	VU = 50 anos	Eq. (22)
	$\mu_{lnK} = 28{,}01$	Eq. (54) ($\mu_{log\bar{K}} = 11{,}764$)
Soma de Palmgren- Miner	$\sigma_{lnK} = 0{,}46$	Desvio padrão ($\sigma_{logN} = 0{,}2$)
	$\Delta = 1{,}04$	Média (Dist. lognormal)
Cálculo das tensões	$\sigma_{ln\Delta} = 0{,}3$	Desvio padrão de $ln\Delta$
	B = 1	Média (Dist. lognormal)
	$\sigma_{lnB} = 0{,}3$	Desvio padrão de lnB

Para a modelagem através da Mecânica da Fratura foi assumido um valor médio de a_o igual a 0,042 mm, valor sugerido pela DNV GL(2015) e DARCIS et. al (2004). A função de geometria e M_k definidas por NEWMAN e RAJU (1981) e Smith e Hurworth (STRAUB, 2004) foram, respectivamente, consideradas.

Aplicando-se o procedimento de equivalência descrito no item 3.3 foram obtidas as distribuições de probabilidades apresentadas na Tabela 5-6 para os parâmetros da Mecânica da Fratura. A Figura 5-9 ilustra o ajuste da curva aos pontos simulados numericamente para a variável $X_{Y\cdot Mk}$.

Tabela 5-6- – Caso 2 - Distribuições de probabilidade dos parâmetros do modelo calibrado da Mecânica da Fratura

Variável	Distribuição	Média	Desvio Padrão
C (N, mm)	Lognormal	$1,23 \times 10^{-12}$	0,51 (no lnC)
a_o (mm)	Exponencial-truncada	0,043	0,043
$X_{Y \cdot Mk}$	Normal	1,00	0,073
B	Lognormal	1,00	0,3 (no lnB)

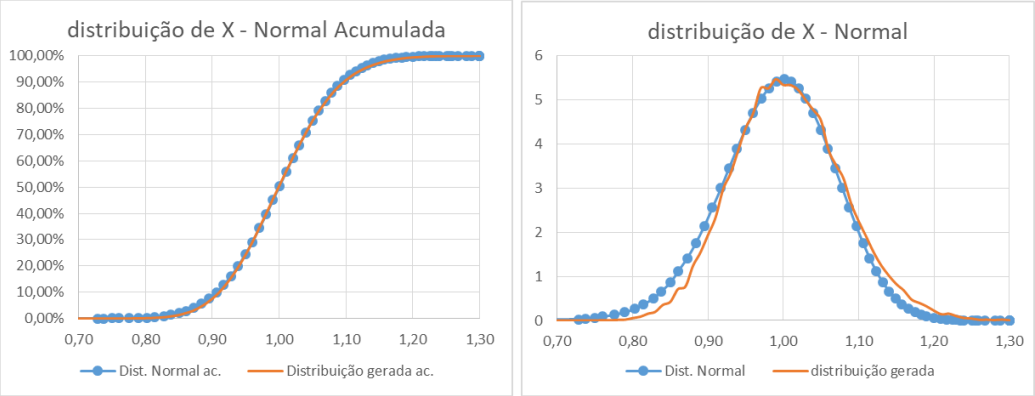

Figura 5-9- Caso 2 – Ajuste para $X_{Y \cdot Mk}$. – Distribuição Normal ($\mu = 1; \sigma = 0{,}073$)

A Figura 5-10 apresenta a probabilidade de falha devido à fadiga ao longo do tempo e o correspondente índice de confiabilidade equivalente ($\beta(T) = -\Phi^{-1}\left(P_f(T)\right)$) para os modelos utilizados (S-N e M-F). Analogamente ao que foi dito no caso 1, aqui, o modelo de SAGRILO *et al*. (1997) deve coincidir com o modelo analítico, assim como o modelo calibrado da Mecânica da Fratura, o que de fato ocorre. Pelos resultados apresentados na Figura 5-10 observa-se que realmente a calibração foi alcançada.

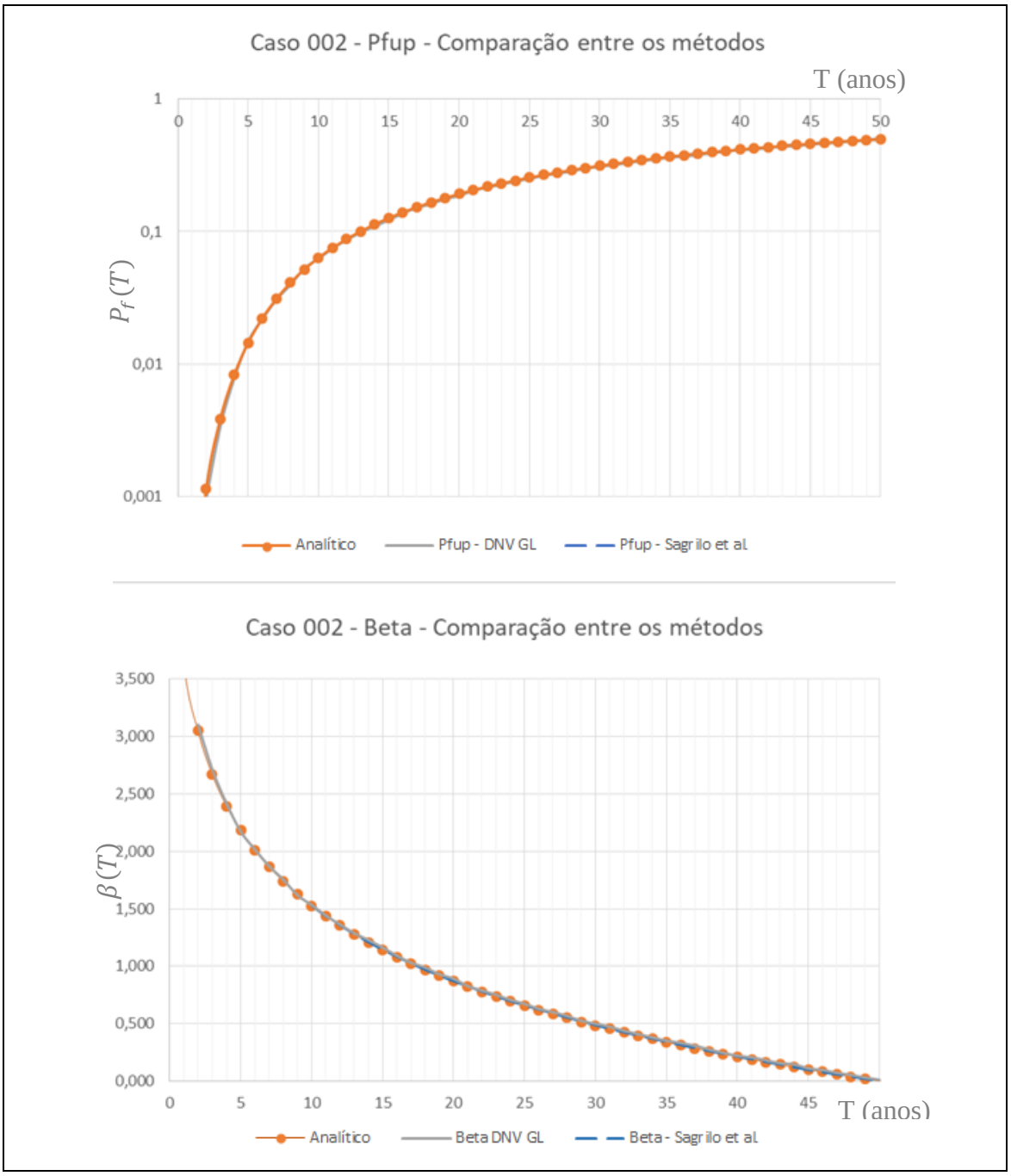

Figura 5-10- Resultados Caso 2. Análise de confiabiliade ao longo do tempo. Modelo analítico (S-N), modelo calibrado M-F e modelo SAGRILO *et al*. (1997).

A Figura 5-11 apresenta as curvas de probabilidade de falha e índice de confiabilidade equivalente assumindo-se que uma inspeção submersa pela técnica Eddy-Current (DNV GL, 2015) foi realizada após cinco anos em operação e não foi detectada nenhuma trinca na junta. A Figura 5-12 apresenta os resultados para um prazo de dez anos para a primeira inspeção. Assumindo-se o risco associado a esta primeira inspeção como o valor aceitável, obtem-se os prazos das próximas inspeções. Estes valores estão indicados na Tabela 5-7.

Nestes cálculos, obtidos por Simulação Monte Carlo, o número de simulações necessárias foi de 10^5 para garantir $CoV_{Pf} \leq 0{,}05$ em todos pontos analisados considerando ambos os modelos, SAGRILO et al.(1997) e DNV GL(2015).

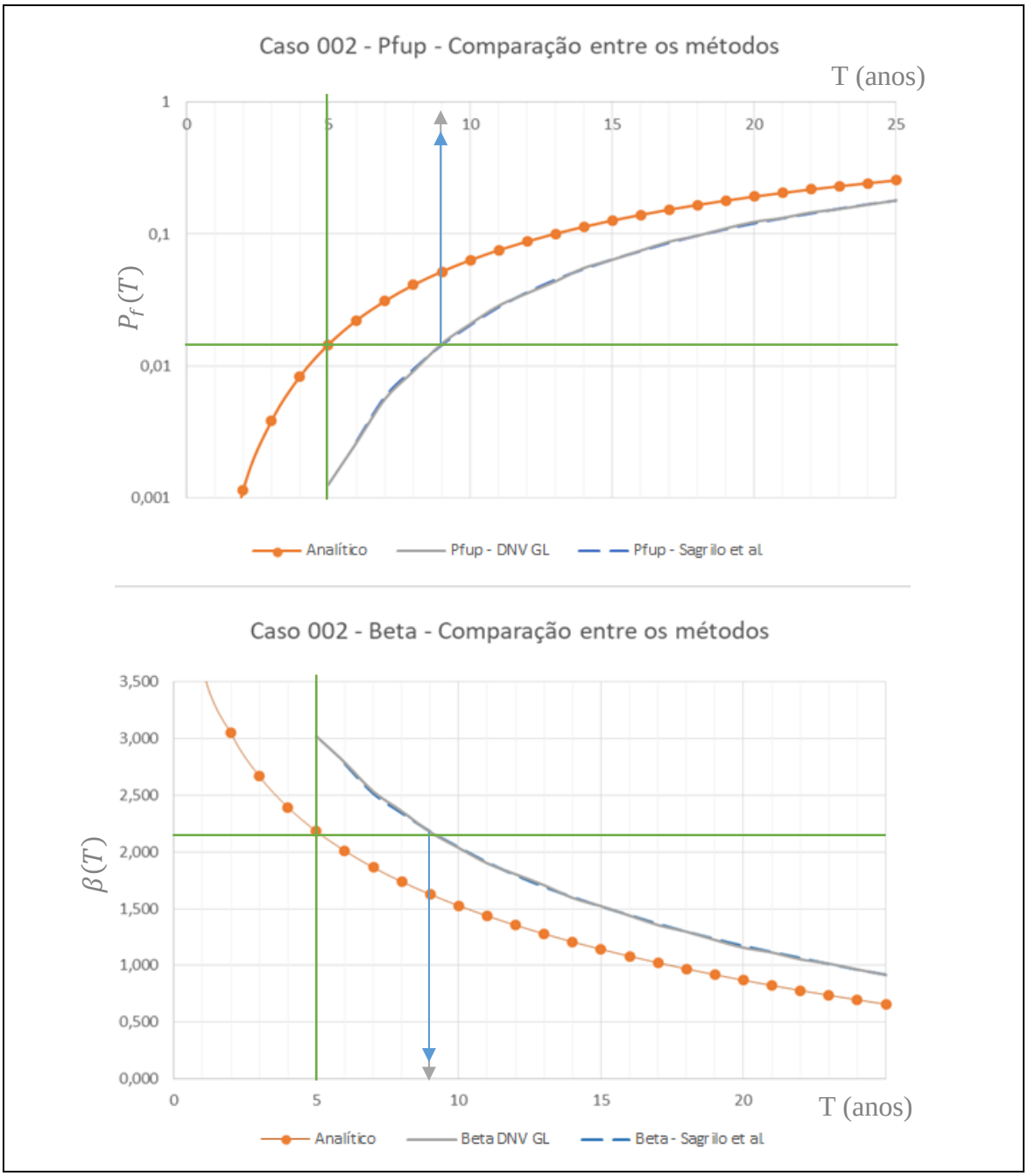

Figura 5-11- Caso 2. Inspeções futuras para a primeira inspeção em $T_1 = 5\ anos$.

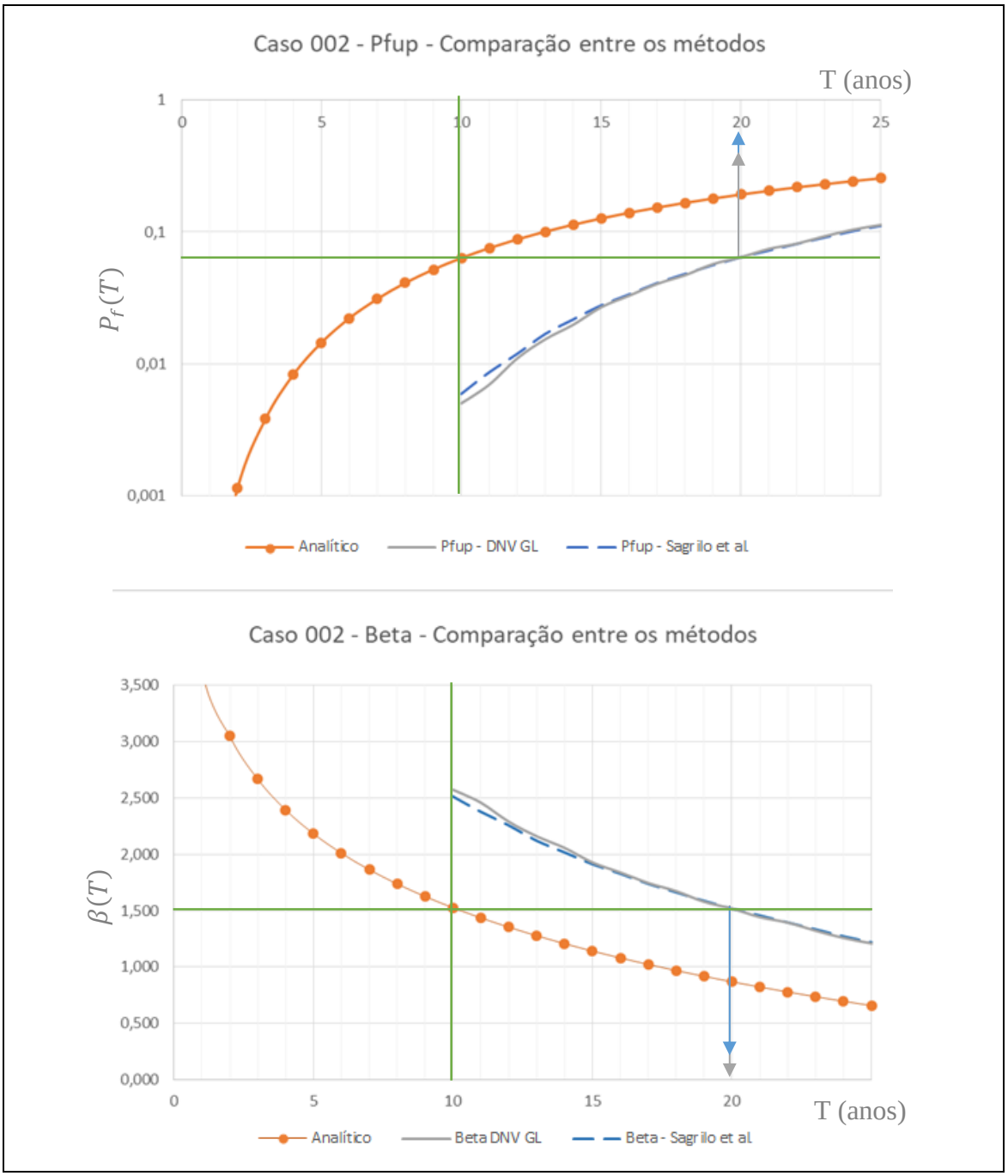

Figura 5-12- Caso 2. Inspeções futuras para a primeira inspeção em $T_1 = 10\ anos$.

Tabela 5-7 – Caso 2 - Prazos das inspeções futuras a partir de uma inspeção sem detecção de trincas após T_i anos da estrutura em operação.

Método	Prazo da primeira inspeção T_1 (anos)	
	5	10
	Próxima inspeção (anos)	
DNVGL (2015)	9	20
SAGRILO *et al*. (1997)	9	20

Pelos resultados obtidos, observa-se que os modelos DNVGL (2015) e SAGRILO *et al*. (1997) produzem resultados muito semelhantes. Diferentemente do caso 1 (e também do caso 3 apresentado no item a seguir), onde há uma pequena variação entre os resultados dos modelos, neste caso 2, isto não ocorre de maneira significativa.

Isto ocorre pelo fato de que a curva PoD utilizada (EC submersa, DNV GL (2015)), de inspeção menos precisa, deriva valores de a_d mais distantes de a_o(neste caso com média 0,043). Com isso, a influência de a_o (aleatória) nas incertezas da função estado limite $I(\boldsymbol{X}, a_d, T)$, Eq. (84), é minimizada. Isso faz com que os resultados do modelo DNVGL(2015) aproximem-se dos do modelo de SAGRILO *et al*. (1997) onde não se considera explictamente a_o como uma variável aleatória.

Comentário sobre a escolha da função PoD

No item 4.1, foram apresentados alguns exemplos de funções PoD fornecidas pela literatura. No caso da inspeção EC submersa, por exemplo, a função PoD reflete resultados mais conservadores para trincas pequenas (< 2 mm) para SAGRILO *et al*. (1997) e mais conservadores para trincas maiores (> 2 mm) para DNV GL(2015) (vide Figura 4-2). Conforme mencionado, a função para EC submersa recomendada pela DNV GL(2015) foi considerada nos resultados apresentados neste estudo de caso (Figuras 5-10 a 5-12).

Porém, para avaliar essa escolha da função PoD, foram gerados resultados para este estudo de caso 2 considerando também a PoD fornecida por SAGRILO *et al*.(1997). Ao comparar os resultados, nota-se a importância da seleção de funções PoD precisas e

que reflitam a realidade. Como exemplo, considerando o tempo para a primeira inspeção(T_1) igual a 7 $anos$, a diferença entre o intervalo para a próxima inspeção chega a aproximadamente 1,4 anos (vide Figura 5-13). Para estes resultados o método Sagrilo *et al*. (item 4.2.2) foi utilizado.

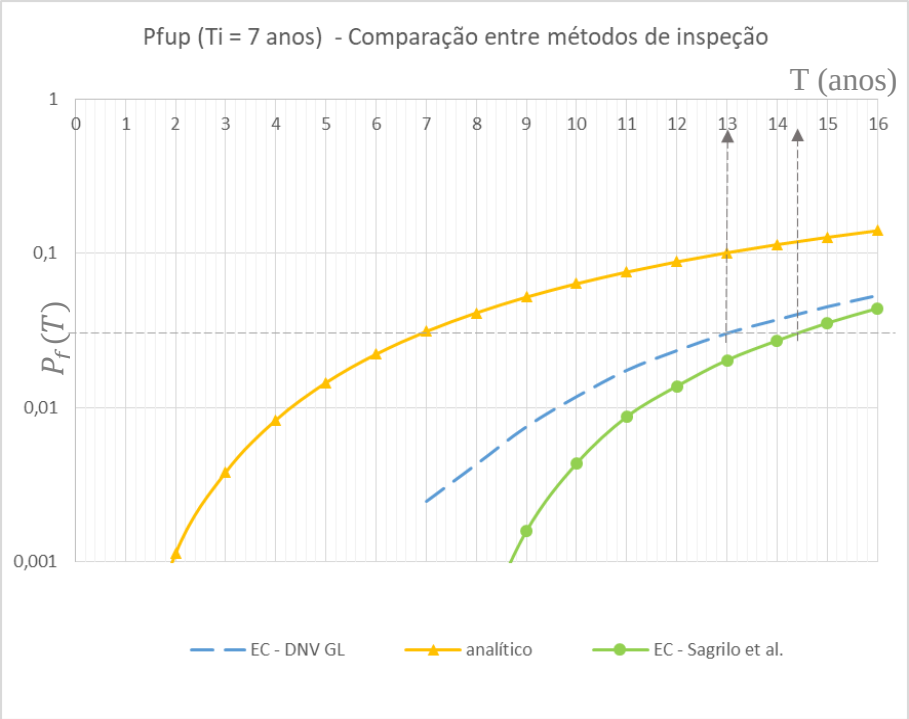

Figura 5-13 – Caso 2 - Comparação das probabilidades de falha ao modificar a função PoD. T_1 = 7 anos. Resultados foram calculados pelo método SAGRILO *et al*.(1997), item 4.2.2.

5.3. Caso 3 - Junta Soldada “T”

Por fim, neste terceiro estudo de caso, a junta soldada “T” é utilizada para avaliação dos métodos para planejamento de inspeções apresentado em 4.2. Juntas “T” são encontradas em uma ampla variedade de aplicações, tais como: em interseções entre convés/costado e anteparas de FPSOs, em reforçadores de membros tubulares de Jaquetas, etc. (ver Figura 5-14).

A junta investigada pode ser uma das formas citadas, as quais a curva S-N F para ambiente atmosférico (DNV-RP-C203, 2008) é indicada. A Tabela 5-8 apresenta um resumo dos dados da análise de fadiga da junta, bem como, os parâmetros estatísticos das incertezas associadas à curva S-N. A Figura 5-15 apresenta a curva ajustada para representar a variável $X_{Y \cdot Mk}$.

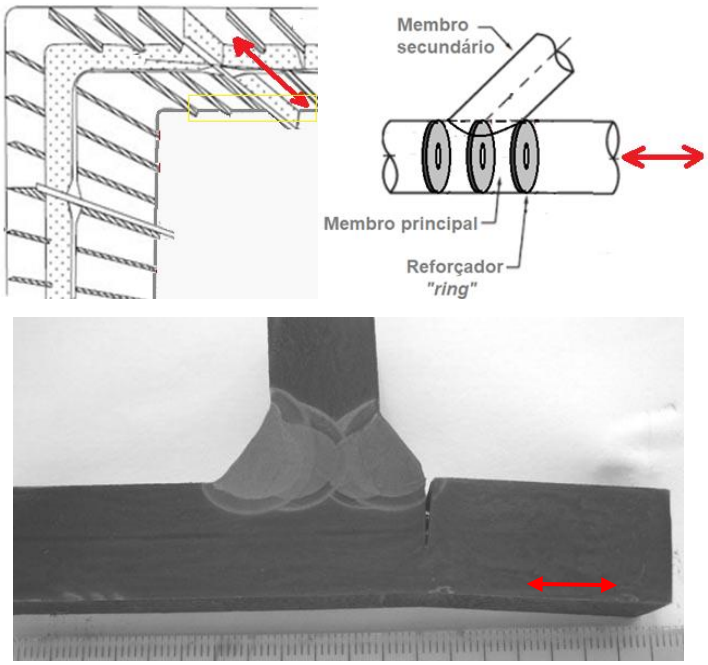

Figura 5-14 – Exemplos de junta “T” e indicação da direção da tensão considerada pela seta. (fonte da fotografia: http://karamanos.mie.uth.gr/)

Tabela 5-8- Caso 3 - Curva S-N F e parâmetros para o modelo de confiabilidade

Geometria – Espessura:	a_c =25 mm	
Tempo em operação	*25 anos*	
Cálculo da Vida Útil:	$n_o = 10^8$	Ciclos em 20 anos
	$S_o = 276{,}8\ MPa$	Tensão – uma vez em 20 anos
	$v_o = 0{,}159$ *ciclos/s*	Frequência média
	$h = 1$	Parâmetro de forma de Weibull (ver 2.1.3)
	m = 3	
	VU = 50 anos	Eq. (22)
Curva S-N F	$\mu_{lnK} = 28{,}22$	Eq. (54) ($\mu_{log\bar{K}} = 11{,}855$)
	$\sigma_{lnK} = 0{,}46$	Desvio padrão ($\sigma_{logN} = 0{,}2$)
Soma de Palmgren- Miner	$\Delta = 1{,}04$	Média (Dist. lognormal)
	$\sigma_{ln\Delta} = 0{,}3$	Desvio padrão de $ln\Delta$
Cálculo das tensões	*B = 1*	Média (Dist. lognormal)
	$\sigma_{lnB} = 0{,}3$	Desvio padrão de lnB

Tabela 5-9- – Caso 3 - Distribuições de probabilidade dos parâmetros do modelo calibrado da Mecânica da Fratura

Variável	Distribuição	Média	Desvio Padrão
C (N, mm)	Lognormal	$1{,}83 \times 10^{-13}$	0,253 (no lnC)
a_o (mm)	Exponencial-truncada	0,043	0,043
$X_{Y \cdot Mk}$	Normal	1,00	0,173
B	Lognormal	1,00	0,3 (no lnB)

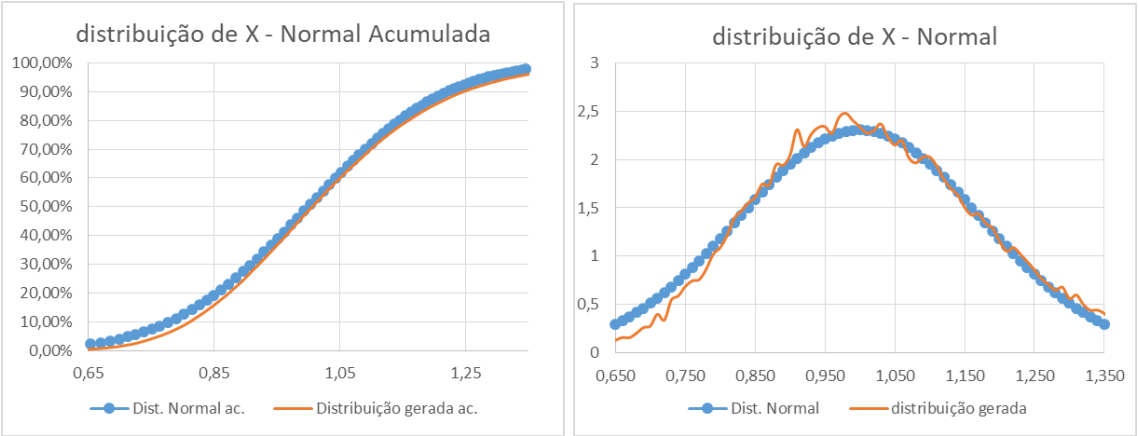

Figura 5-15- Caso 3 – Ajuste para $X_{Y \cdot Mk}$. – Distribuição Normal ($\mu = 1; \sigma = 0{,}173$).

A Figura 5-16 apresenta a probabilidade de falha devido à fadiga ao longo do tempo e o correspondente índice de confiabilidade equivalente para os modelos utilizados (S-N e MF). Pelos resultados apresentados na Figura 5-16 observa-se que realmente a calibração foi alcançada e também que o modelo de SAGRILO *et al*. (1997) coincide com o modelo analítico.

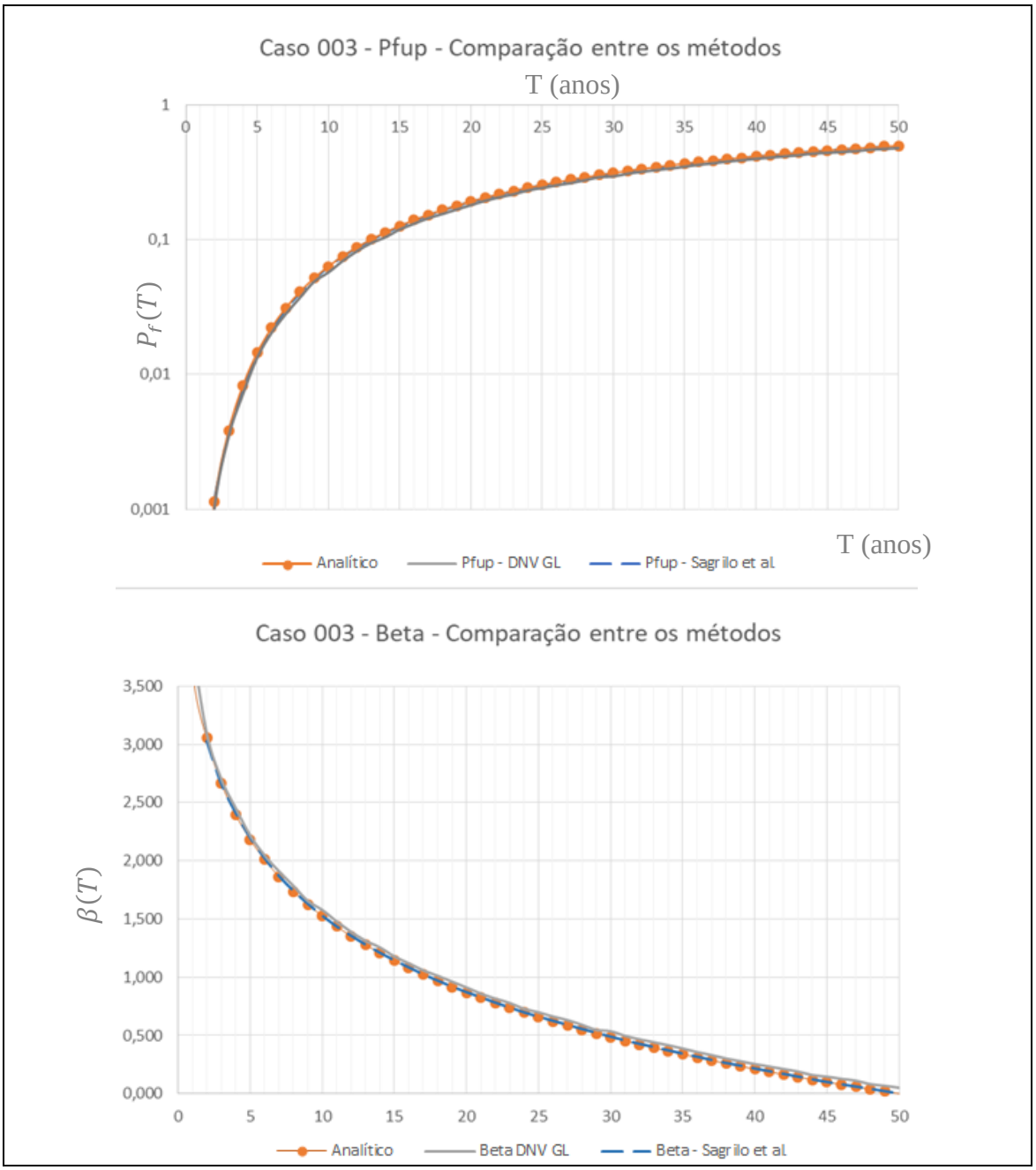

Figura 5-16- Resultados Caso 3. Análise de confiabiliade ao longo do tempo. Modelo analítico (S-N), modelo calibrado M-F e modelo SAGRILO *et al*. (1997).

A Figura 5-17 apresenta as curvas de probabilidade de falha e índice de confiabilidade equivalente assumindo-se que uma inspeção pela técnica Eddy-Current realizada em condição normal acima d'água (DNV GL, 2015) foi feita após cinco anos em operação e não foi detectada nenhuma trinca na junta. A Figura 5-18 apresenta os resultados correpondentes para um prazo de dez anos para a primeira inspeção.

Assumindo-se o risco associado a esta primeira inspeção como o valor aceitável, obtem-se os prazos das próximas inspeções. Estes valores estão indicados na Tabela 5-10.

Nestes cálculos, obtidos por Simulação Monte Carlo, o número de simulações necessárias foram de 10^5 para garantir $CoV_{Pf} \leq 0{,}05$ em todos pontos analisados considerando ambos os modelos, SAGRILO *et al.*(1997) e DNV GL(2015).

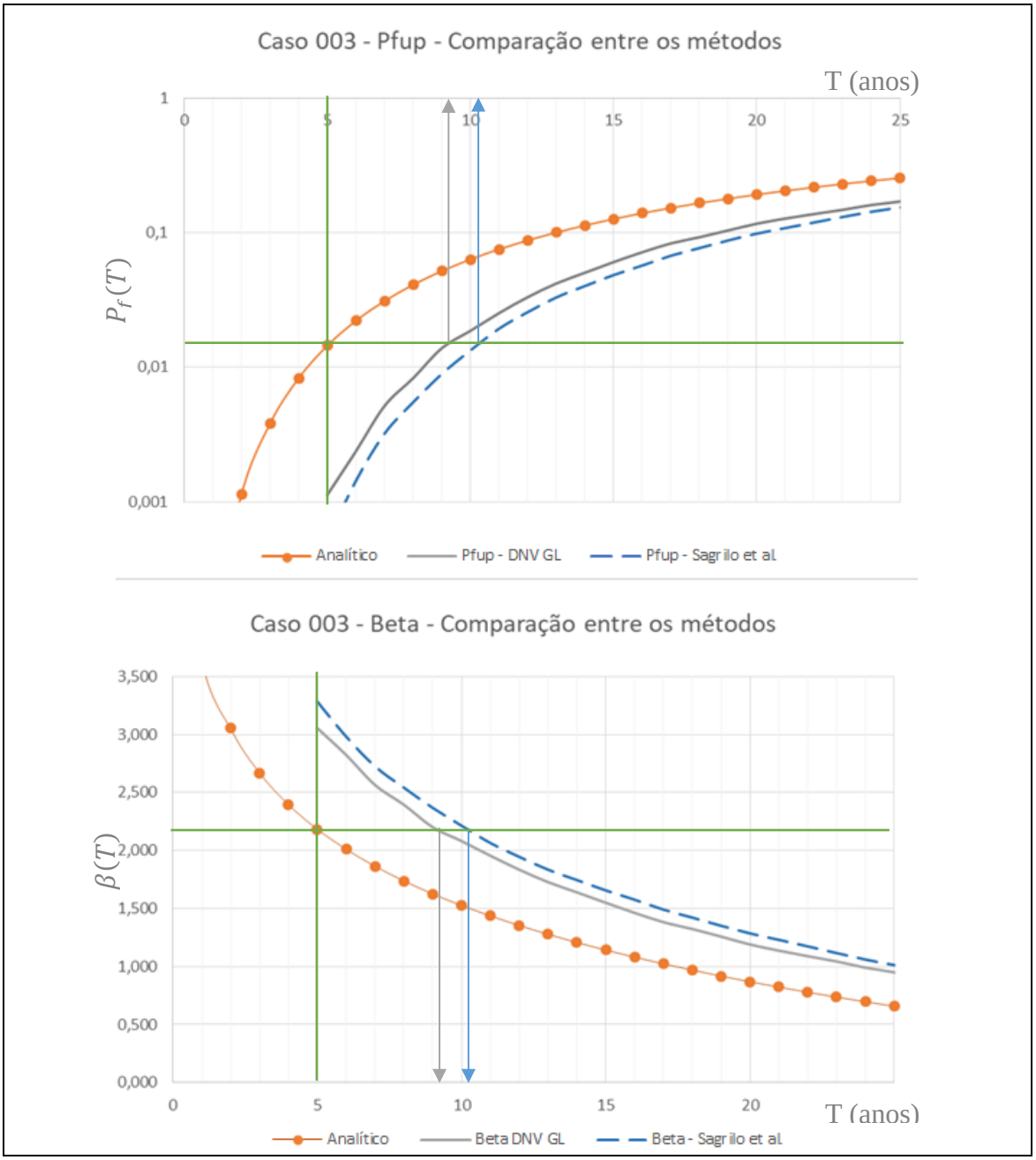

Figura 5-17- Caso 3 – Inspeções futuras para a primeira inspeção em $T_1 = 5\ anos$.

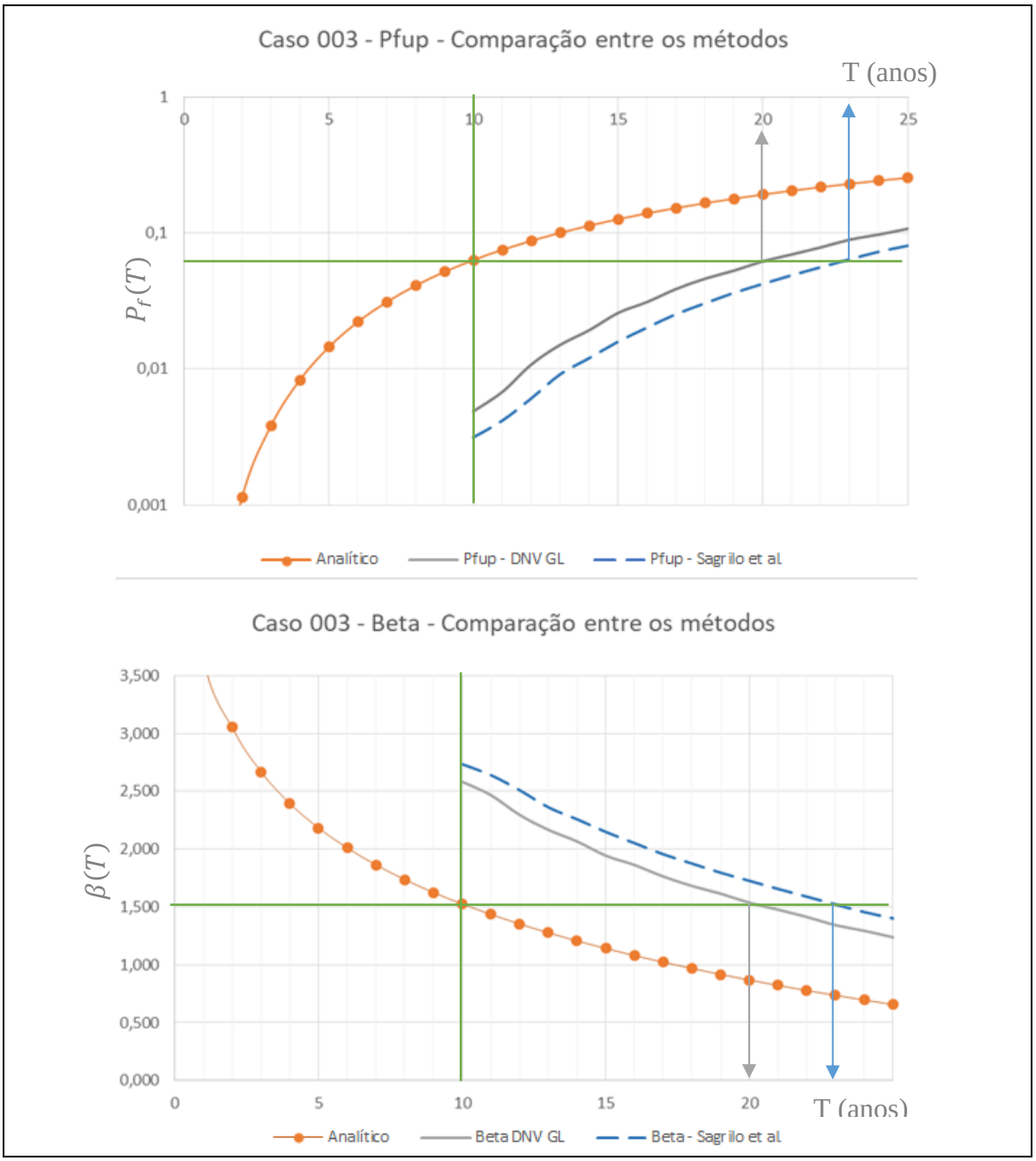

Figura 5-18- Caso 3 – Inspeções futuras para a primeira inspeção em $T_1 = 10\ anos$.

Tabela 5-10 – Caso 3 - Prazos das inspeções futuras a partir de uma inspeção sem detecção de trincas após T_i anos da estrutura em operação

Método	Prazo da primeira inspeção T_1 (anos)	
	5	10
	Próxima Inspeção (anos)	
DNVGL (2015)	9,2	20
SAGRILO *et al*. (1997)	10,2	23

Pelos resultados obtidos observa-se que os modelos DNVGL (2015) e SAGRILO *et al*. (1997) produzem resultados um pouco diferentes, sendo mais significativa no caso da primeira inspeção realizada em $T_1 = 10\ anos$, mesmo efeito notado para o Caso 1. Conforme mencionado no caso 2, esta diferença é acentuada quando a distribuição de a_d é próxima da de a_o (i.e. PoDs mais precisas) e ocorre principlamente pelo fato que o modelo de SAGRILO *et al*. (1997) não considera explictamente a_o como uma variável aleatória.

6. Conclusão

A análise de confiabilidade à fadiga de estruturas *offshore* foi exposta neste trabalho através de modelos probabilísticos baseados nas curvas S-N e na Mecânica da Fratura. A partir destes modelos, os dois métodos apresentados por SAGRILO *et al*. (1997) e pela DNV GL (DNVGL-RP-C210, 2015) foram aplicados para planejamento de inspeções nos estudos de caso.

A partir dos resultados obtidos pelos dois métodos através dos três estudos de caso conclui-se que:

- Através da aplicação de distribuições conhecidas e ajustadas para os parâmetros da Mecânica da Fratura é possível efetuar a calibração deste modelo ao modelo baseado nas curvas S-N.

- A diferença entre os métodos de planejamento de inspeção considerados (SAGRILO *et al*. (1997) e DNV GL(2015)) se dá devido a forma com a qual é tratada a função estado limite $I(T_i)$. Uma pequena diferença ocorre principlamente pelo fato que o modelo de SAGRILO *et al*. (1997) não considera explictamente a_o como uma variável aleatória. A partir de estudo feito, apresentado no Anexo A, conclui-se que diferença entre as incertezas dos métodos é minimizada quando os valores de a_o e a_d não estão próximos (a_o <<< a_d). Isto ocorre pra inspeções submersas, por exemplo, onde a detecção é dificultada e o tamanho detectável a_d aumenta.

- Vê-se que à medida que T_1 (tempo da primeira inspeção) aumenta, os resultados entre as duas metodologias se distanciam um do outro. As incertezas tendem a ficar maiores ao caso DNV GL, implicando em um menor intervalo ($T_2 - T_1$) à próxima inspeção. Assim, além de o método DNV GL (2015) gerar resultados mais conservadores, é mais complexo, pois necessita que distribuições probabilísticas sejam escolhidas, aplicadas às variáveis aleatórias da Mecânica da Fratura (Lei de Paris) e seus parâmetros sejam calibrados. Ao contrário, o método SAGRILO *et al*. (1997) é de simples utilização necessitando apenas do valor médio de a_o.

- A escolha da inspeção e sua função de probabilidade de detecção (PoD) também é um ponto importante à realização de um plano de inspeção. Atenção especial deve ser dada às diversas formas de funções que podem ser apresentadas na literatura para um mesmo tipo de inspeção. Como exemplo, apesar de as funções PoD apresentadas pela DNV GL(2015) e SAGRILO *et al*.(1997) tratarem da mesma inspeção (Corrente alternada/*Eddy Current* submersa), resultados mais conservadores para trincas menores (< 2 mm) são dados em SAGRILO *et al*.(1997) e mais conservadores para trincas maiores (> 2 mm) em DNV GL (ver Figura 4-2). Diferenças assim, podem interferir de forma significativa no número de inspeções durante a vida útil. Isto foi avaliado através do Estudo de Caso 2 (item 5.2). Portanto, para o planejamento de inspeções, é necessária a seleção de funções PoD precisas e que reflitam a realidade.

- Incertezas, principalmente aquelas vinculadas às tensões, são muito altas. Valores sugeridos pelas normas/práticas recomendadas muitas vezes não são valores reais, mas comumente praticado pela indústria de forma conservadora. Consequentemente, resultados de modelos probabilísticos podem não refletir a realidade. O mesmo é observado para as incertezas da soma de dano de Miner, onde é comumente considerada a distribuição Lognormal com média 1 e desvio padrão 0,3.

- Como forma de simplificar as funções de geometria, foram consideradas apenas tensões de tração nas estruturas. Todavia, em situações reais onde há cargas de flexão/torção, deve ser avaliada a incidência destas outras direções. Em todo caso, para problemas de fadiga em chapas, a tensão de tração é a mais prejudicial para o aumento da trinca. Deste modo, ao considerar apenas tração, obtém-se resultados conservadores.

- Apesar de o método SAGRILO *et al*. (1997) não mostrar de forma explícita a constante C (constante dependente do material e das condições aplicadas à estrutura) em sua formulação, sabe-se que esta variável assume grande influência nos cálculos da Mecânica da Fratura. Desta forma, para um modelo calibrado a partir desse método, é necessário que valor médio do tamanho inicial da trinca, a_o, seja avaliado e calibrado, considerando C pela Lei de Paris. Além disto, o valor médio de a_o tem grande influência nos resultados da Mecânica da Fratura (ver 2.2.2). Daí a importância da escolha de seu valor médio e, para o caso do método DNV GL, sua distribuição.

Por fim, vale observar que, ao utilizar as curvas S-N, os comportamentos de estruturas reais são igualados àqueles dados por testes. Entretanto, o crescimento da trinca numa estrutura real pode ser diferente devido ao tamanho, tensões residuais, tensões médias atuantes, ambiente no qual está inserida, entre outros fatores. Além disso, no planejamento de inspeções abordado, considerou-se apenas a degradação por fadiga sem contar outras formas de degradação que são críticas como corrosão.

6.1. Sugestões de Trabalhos Futuros

- Avaliar e propor um modelo probabilístico semelhante ao proposto pela DNV GL (2015) porém considerando a variável a_o determinística;

- Desenvolvimento de testes para definição mais precisa das PoDs;

- Com base nos modelos de confiabilidade apresentados, considerando dados coletados por sensores instalados em estruturas, pode-se propor um modelo onde as incertezas sejam tratadas em tempo real à medida que os dados vão sendo coletados. De modo especial, aplicar isto às incertezas da distribuição de tensões.

- Avaliar a escolha do tamanho crítico da trinca para falha, a_c (ver Eq. (31), limite superior da integral) ao modelo da Mecânica da Fratura. Comparar os resultados de planejamento de inspeção adotando a_c igual à espessura da chapa (conforme utilizado nesta dissertação) com os resultados considerando a_c à partir do Kc(fator intensidade de tensão crítico da Mecânica da Fratura).

7. Referências Bibliográficas

ABS, 2014. *Guide for Fatigue Assessment of Offshore Structures.* American Bureau of Shipping, EUA

ALMAR-NAES, A., 1999. *Fatigue Handbook: Offshore Steel Structures*, 3 ed. Fagbokforlaget, Noruega

ANG, A. H.-S., & TANG, W. H., 1984. Em *Probability Concepts in Engineering Planning and Design*, Vol. II. John Wiley and Sons.

BARSOM, J. M., & ROLFE, S. T., 1999. *Fracture and Fatigue Control in Stuctures.* West Conshohocken, PA: ASTM.

BOMEL LIMITED, 2002. *Offshore Technology Report - Comparison of Fatigue Provisions in Codes and Standards.* Health & Safety Executive.

BOWNESS, D., & LEE, M., 2000. *Fracture Mechanics Assessment of Fatigue Cracks in Offshore Tubular Structures.* In: Offshore Technology Report 2000/077. HSE. ISBN 0-7176-2328-9.

BRITISH ENERGY GENERATION LTD., 1998. *Handbook - Stress Intensity Factor and Limit Load.* 2 ed., Reino Unido.

BS 7608., 2014. *Guide to fatigue design and assessment of steel products.* BSI Standards Limited.

BS 7910., 2013. *Guide to methods for assessing the acceptability of flaws in metallic structures.* BSI Standards Limited.

BSI PD 6493., 1991. *Guidance on Methods for Assessing the Acceptability of Flaws in Fusion Welded Structures.* British Standard Institution, Londres.

CHAVES, C. E., MISCOVICH, C. J., ARAKAKI, F. K., KOLOSOSKI, R. S., & GONÇALVES, W. G., 2007. "Advances in Damage Tolerant Design and Analysis". *Procedings First International Conference on Damage Tolerance of Aircraft Structure.* Holanda

CORTINA, J. P. R., 2016. *Utilização de Redes Neurais na Avaliação de Fadiga de Risers Rígidos.* Dissertação de MSc, Programa de Engenharia Civil, COPPE/UFRJ. Rio de Janeiro, Brasil.

DARCIS, P., SANTAROSA, D., RECHO, N., & LASSEN, T., 2004. "A Fracture Mechanics Approach for the Crack Growth in Welded Joints Reference to BS 7910". *Proceedings of the 15th European Conference on Fracture*. Stockholm, Sweden.

DNV, 1994. *Guideline for Offshore Structural Reliability Analysis - General.In:* Report 95-2018. Det Norkse Veritas, Noruega.

DNV, 2004. *PROFAST User Manual,* program version 2.2-03. Høvik, Noruega

DNVGL-RP-C210., 2015. *Recommended practice - Probabilistic methods for planning of inspection for fatigue cracks in offshore structures.* DNV GL AS. Høvik, Noruega

DNV-RP-C203., 2008. *Reccomended Practice - Fatigue Design of Offshore Steel Structures.* Det Norske Veritas. Høvik, Noruega

DNV-RP-C205., 2014. *Environmental Conditions and Environmental Loads.* Det Norske Veritas. Høvik, Noruega

DOWLING, N. E., 2007. *Mechanical Behavior of Materials.* Upper Saddle River, Nova Jersey, EUA. Pearson Education.

HEALTH AND SAFETY EXECUTIVE., 2006. *Probability of Detection (PoD) curves: Derivation, applications and limitations.* In: Research Report 454, Londres

JIAO, G., 1992. "Reliability Analysis of Crack Growth with Inspection Planning". *Proceedings of the 11th International Conference on Offshore Mechanics and Arctic Engineering (OMAE).* Alberta, Canada.

KIRKEMO, F., 1988. "Applications of Probabilistic Fracture Mechanics to Offshore Structures". *Proceedings of the International Offshore Mechanics and Artic Engineering Conference (OMAE).* Houston, USA.

KITSUNAI, Y., & KOMAYASHI, H., 1980. *Capsize of Offshore Oil Drilling Platform. Campo Ekofisk, North Sea*. Failure Knoledge Database / 100 selected cases. Disponível em:< http://www.sozogaku.com/>. Acesso em: 07 de mar. 2018.

LASSEN, T., 1990. "The Effect of the Welding Process on the Fatigue Crack Growth". *Welding Journal,* Research Supplement, pp.75s-82s, Fev/1990.

LOTSBERG, I., 2016. *Fatigue Design of Marine Structures.* Nova Iorque, EUA. Cambridge University Press.

LOTSBERG, I., & KIRKEMO, F., 1989. "A systematic method for planning in-service inspection of steel offshore structures". *Proceedings of the International Offshore Mechanics and Artic Engineering Conference (OMAE).* The Hague, Netherlnds.

LOTSBERG, I., & MARLEY, M., 1992. "Inservice inspection - planning for steel offshore structures using reliability methods". *Proceedings of Conference on Bahavior of Offshore Structures (BOSS 92).* London, England.

LOTSBERG, I., SIGURDSSON, G., FDJESTAD, A., & MOAN, T., 2016. "Probabilistic Methods for Planning of Inspection for Fatigue Cracks in Offshore Structures". *Marine Structures* 46. pp. 167-192

LOUREIRO FILHO, F., 2008. *Metodologia para Análise de Fadiga de Dutos Flexíveis Baseada em Confiabilidade Estrutural.* Dissertação de MSc, Programa de Engenharia Civil, COPPE/UFRJ. Rio de Janeiro, Brasil.

MADSEN, H., SKJONG, R., & KIRKEMO, F. , 1987. "Probabilistic Fatigue Analysis of Offshore Structures - Reliability Updating Through Inspection Results". *Proceedings of Integrity of Offshore Structures Conference.* Glasgow, Scotland.

MADSEN, H., SORENSEN, J., & OLESEN, R., 1989. "Optimal Inspection Planning for Fatigue Damage of Offshore Structures". *Proceedings of the 5th International Conference on Structural Safety and Reliability (ICOSSAR).* São Francisco, USA.

MELCHERS, R. E., & BECK, A. T., 2018. *Structural Reliability Analysis and Prediction*, 3 ed.. Chichester: John Wiley & Sons.

MINER, M. A., 1945. "Cumulative Damage in Fatigue". *J. Appl. Mech.*, Vol. 12, No. 3, A-159–A-164.

MOAN, T., & SONG, R., 1998. "Implication of inspection updating on system fatigue reliability of offshore structures". *Proceeedings of the 17th International Conference on Offshore Mechanics and Arctic Engineering (OMAE).* Lisboa, Portugal.

MURAKAMI, Y., 1987. *Stress Intensity Factors Handbook*, Vol. I and II, Oxford, England, Pergamon Press

NEWMAN, J., & RAJU, I., 1981. "An Empirical Stress Intensity Factor Eqn. for the Surface Crack". *Engineering Fracture Mechanics*, Vol. 15, pp:185–192.

PARIS, P., & ERDOGAN, F., 1963. "A critical analysis of crack propagation laws". *ASME, J. Basic Eng.* Vol. 85(4), pp. 528–533.

RUMMEL, W. D., 2010. "Nondestructive Inspection Reliability - History, Status and Future Path". *Proceedings of the 18th World Conference on Nondestructive Testing.* Durban, Africa do Sul.

SAGRILO, L., DE LIMA, E., HENRIQUES, C., & RODRIGUEZ, S. G., 1997. "Reliability-Based Fatigue Inspection Planning of Fixed Offshore Structures". *Proceedings of the Seventh International Offshore and Polar Engineering Conference (ISOPE)*. Honolulu, USA.

SCHMIDT, S. R., HAMROCK, B. J., & JACOBSON., B. O., 2013. *Fundamentals of Machine Elements*, 3 ed.. McGraw-Hill.

SØRENSEN, J. D., & ERSDAL, G., 2008. "Risk based inspection planning of ageing structures". *Proceedings of the 27th Offshore Mechanics and Arctic Engineering Conference (OMAE).* Estoril, Portugal.

STRAUB, D., 2004. *Generic Approaches to Risk Based Inspection Planning of Steel Structures.* Institute of Structural Engineering - Swiss Federal Institute of Tecnology. Zurique, Swiss.

TAKAHASHI, S., ISOBE, M., KOBAYASHI, N., & SHIMOSALO, K.-I., 2011. *Coastal Structures.* Yokohama, Japan: World Scientific Publishing Co. Pte. Ltd.

VÅRDAL, O., & MOAN, T., 1997. "Predicted versus observed fatigue crack growth. Validation of fracture mechanics analysis in North sea jackets". *Proceedings of*

the 16th Offshore Mechanics and Arctic Engineering Conference (OMAE), p. paper No. 1334. Yokohama, Japan.

VÅRDAL, O., MOAN, T., & BJØRHEIM, L., 2000. "Application of probabilistic fracture mechanics analysis of reassessment of fatigue life of a floating production unit: philosophy and target levels". *Proceedings of the 19th Offshore Mechanics and Arctic Engineering Conference (OMAE)*, paper no 00-2078. Nova Orleans, USA.

WIRSHING, P. H. , 1984. "Fatigue Reliability for Offshore Structures". *ASCE J. Structural Eng*. Vol.110(10):2340-2356.

WIRSHING, P. H., & CHEN, Y.-N., 1987. "Considerations of Probabilisty-Based Fatigue Design for Marine Structures". *Procedings of Society of Naval Architects and Marine Engineers, Marine Structural Reliability Symposium*, Arlington, EUA

Anexo A – Estudo Sobre as Diferenças entre os Métodos Propostos pela DNV GL(2015) e SAGRILO et. al. (1997)

Este anexo apresenta um estudo para analisar a diferença encontrada entre os métodos e os resultados da $Pf_{up}(T)$ calculada para cada estudo de caso. Conforme mostrado, a equação (82) é utilizada como solução ao planejamento de inspeções. Nela, somente função $I(\boldsymbol{X}, a_d, T_i)$ se difere entre os métodos apresentados.

Foi apresentado neste trabalho que:

DNV GL(2015):

$$I(\boldsymbol{X}, a_d, T_i) = T_i - \frac{\Psi(a_d)}{C v_o B^m S_{eq}^m X_{ymk}^m} \tag{95}$$

SAGRILO et al.(1997):

$$I(\boldsymbol{X}, a_d, T_i) = T_i - \frac{\Psi^*(a_d)}{\Psi^*(a_c)} \frac{\mathrm{K}\,\Delta}{v_o\, B^m\, S_{eq}^m} \tag{96}$$

Observa-se que os termos distintos entre as duas metodologias são:

DNV GL:

$$I_{D.div_0} = \frac{\Psi(a_d)}{C X_{ymk}^m} \tag{97}$$

SAGRILO *et al.*:

$$I_{S.div_0} = \frac{\Psi^*(a_d)}{\Psi^*(a_c)}\, K\, \Delta \tag{98}$$

Pela calibração das variáveis X_{ymk}^m e a_o definida no item 3.3, temos que

$$T_{falha} = \frac{\mathrm{K}\,\Delta}{v_o\, B^m\, S_{eq}^m} = \frac{\Psi(a_c)}{C * v_o * B^m S^m X_{Y\cdot Mk}^m} \tag{99}$$

Eliminando os termos repetidos de ambos os lados:

$$\mathrm{K}\,\Delta = \frac{\Psi(a_c)}{C * X_{Y\cdot Mk}^m} \tag{100}$$

Por fim, multiplicando (100) por $\frac{\Psi^*(a_d)}{\Psi^*(a_c)}$, pode-se dizer que:

$$\boldsymbol{I_{S.div_0}} = \mathrm{K}\,\Delta \frac{\Psi^*(a_d)}{\Psi^*(a_c)} = \frac{\Psi(a_c)}{C X_{Y\cdot Mk}^m} \times \frac{\Psi^*(a_d)}{\Psi^*(a_c)} \tag{101}$$

Multiplicando (97) por $\frac{\Psi^*(a_c)}{\Psi^*(a_c)}$:

$$I_{D.div_0} = \frac{\Psi(a_d)}{C X_{ymk}^m} \times \frac{\Psi^*(a_c)}{\Psi^*(a_c)} \tag{102}$$

Comparando (101) e (102) e eliminando os termos semelhantes entre as duas equações (denominadores), os termos distintos entre as duas metodologias passam a ser:

$$I_{S.div} = \Psi(a_c) * \Psi^*(a_d) \tag{103}$$

$$I_{D.div} = \Psi^*(a_c) * \Psi(a_d) \tag{104}$$

onde,

$$\Psi(a_d) = \int_{a_o}^{a_d} \frac{da}{\left(Y(a)\sqrt{\pi a}\right)^m} \tag{105}$$

$$\Psi(a_c) = \int_{a_o}^{a_c} \frac{da}{\left(Y(a)\sqrt{\pi a}\right)^m} \tag{106}$$

$$\Psi^*(a_d) = \int_{a_o}^{a_d} \frac{da}{\left(Y(a)\sqrt{\pi a}\right)^m} \tag{107}$$

$$\Psi^*(a_c) = \int_{a_o}^{a_c} \frac{da}{\left(Y(a)\sqrt{\pi a}\right)^m} \tag{108}$$

Pelas equações (103) e (104), vemos que pelo método Sagrilo *et al*. (1997) as incertezas de a_o são consideradas em $\Psi(a_c)$ (na realidade, é incluído na variável K de sua formulação) e a_d é tratada separadamente em $\Psi^*(a_d)$. Já pelo método DNV GL, as duas variáveis aleatórias a_o *e* a_d são tratadas na mesma integral definida por $\Psi(a_d)$.

Previamente, esta relação foi verificada a partir de um teste simples onde notou-se que as incertezas passam a ser menores pelo método SAGRILO *et al*. (1997), quando a_o *e* a_d são tratadas separadamente, o também que foi visto através dos estudos de caso 1 e 3 mais explicitamente.

A diferença entre as incertezas dos métodos é minimizada quando os valores de a_o e a_d não estão próximos. Isto ocorre pra inspeções submersas, por exemplo, onde a detecção é dificultada e a_d aumenta. O aumento de a_d faz com que a distribuição a_o tenha menos influência nos valores finais. Este efeito pode ser encontrado no Caso 2.

As comparações entre as distribuições de $I_{S.div}$ e $I_{D.div}$ foram geradas a cada um dos estudos de caso e estão apresentadas nas Figuras A-1 a A-3.

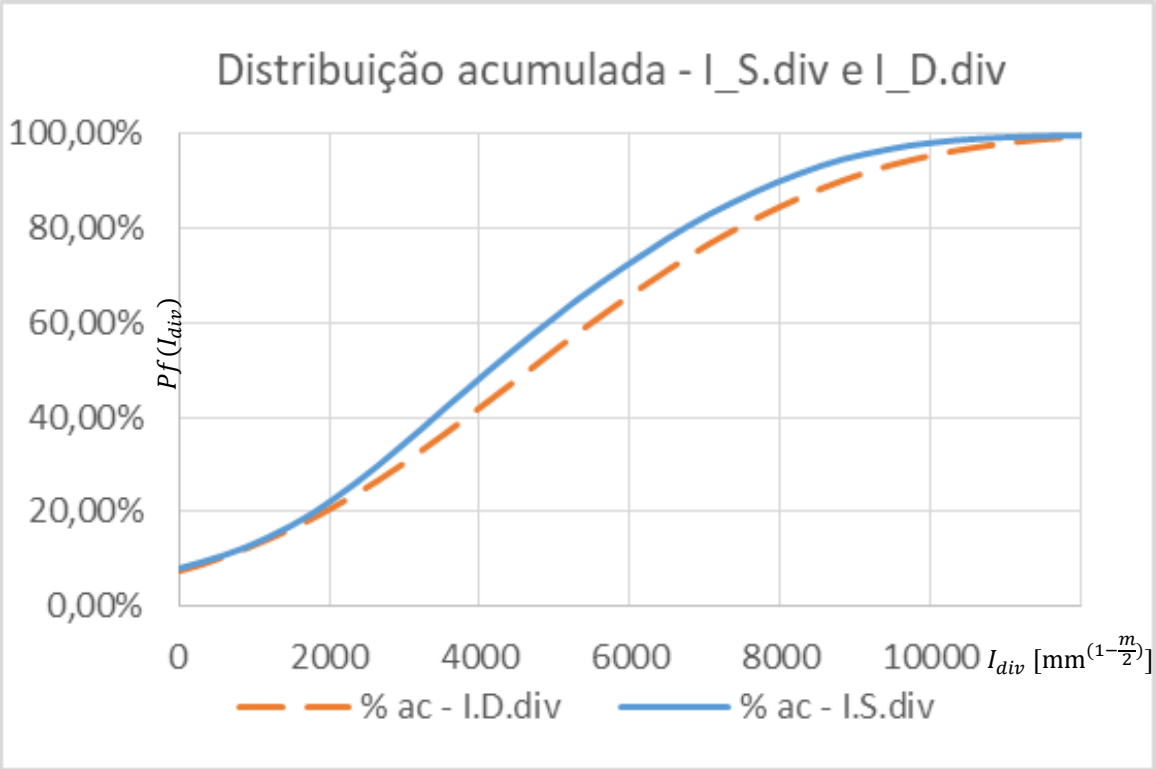

Figura A-1 – Caso 1 – Comparação entre as distribuições de $I_{S.div}$, e $I_{D.div}$

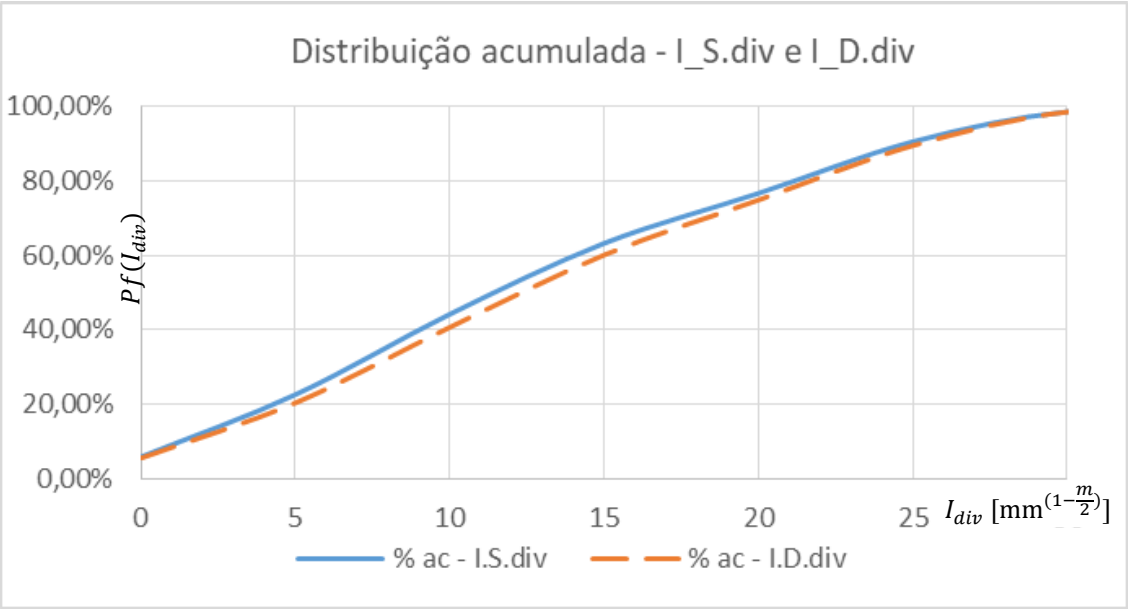

Figura A-2 – Caso 2 - Comparação entre as distribuições de $I_{S.div}$, e $I_{D.div}$

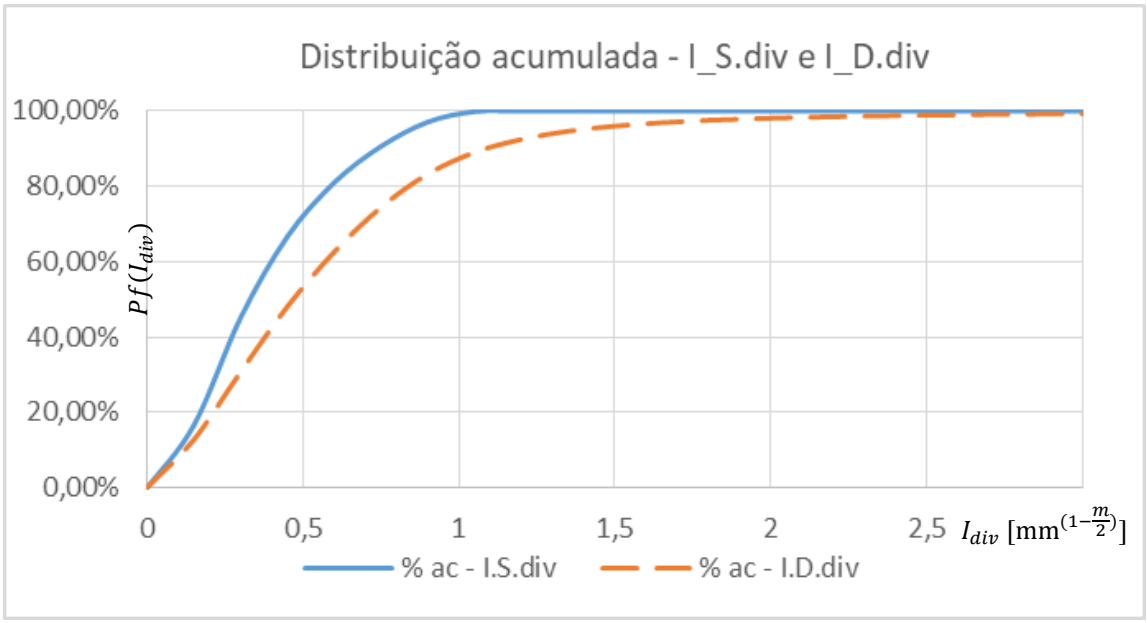

Figura A-3 – Caso 3 - Comparação entre as distribuições de $I_{S.div}$, e $I_{D.div}$