# UNIVERSIDADE FEDERAL DE ALAGOAS CENTRO DE TECNOLOGIA PROGRAMA DE PÓS GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA CIVIL

JOÃO PAULO NOGUEIRA DE ARAÚJO

# O PROJETO PROBABILÍSTICO E SUAS IMPLICAÇÕES NO DIMENSIONAMENTO DE REVESTIMENTOS

Maceió 2023

# JOÃO PAULO NOGUEIRA DE ARAÚJO

# O PROJETO PROBABILÍSTICO E SUAS IMPLICAÇÕES NO DIMENSIONAMENTO DE REVESTIMENTOS

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil da Universidade Federal de Alagoas, como parte dos requisitos para obtenção do título de Mestre em Engenharia Civil, na área de concentração em Estruturas e Materiais.

Orientador: Eduardo Toledo de Lima Junior

Maceió 2023

# Catalogação na Fonte Universidade Federal de Alagoas Biblioteca Central Divisão de Tratamento Técnico

Bibliotecário: Marcelino de Carvalho Freitas Neto - CRB-4 - 1767

A663p Araújo, João Paulo Nogueira de. O projeto probabilístico e suas implicações no dimensionamento de revestimentos / João Paulo Nogueira de Araújo. - 2023. 54 f. : il.
Orientador: Eduardo Toledo de Lima Junior. Dissertação (Mestrado em Engenharia Civil) – Universidade Federal de Alagoas. Centro de Tecnologia. Maceió, 2023.
Bibliografia: f. 51-54.
1. Projeto probabilístico. 2. Confiabilidade estrutural. 3. Revestimentos de Poços. 4. Poços - Integridade estrutural. I. Título.

## RESUMO

O uso de tubos de revestimento é essencial para a manutenção de integridade de poços de petróleo. Para a garantia do seu correto dimensionamento, normas internacionais auxiliam os projetistas de poços, fornecendo equações e metodologias para cálculo das resistências e dos carregamentos aos quais os revestimentos podem ser submetidos ao longo de seu ciclo de vida. Um exemplo de norma é a API/TR 5C3, que em sua revisão de 2008 adicionou a possibilidade de dimensionamento dos revestimentos utilizando técnicas de confiabilidade, informando não só a metodologia de cálculo mas também a caracterização de algumas variáveis aleatórias com base em séries históricas de dados de manufatura de tubos, segundo diferentes fabricantes. Porém, a utilização das ferramentas de confiabilidade em projetos de revestimentos de pocos de petróleo ainda é restrita a análises específicas, não fazendo parte da rotina dos projetistas. Desta forma, este trabalho tem por objetivo estudar diferentes situações de carregamentos em diversos tubos de revestimento usualmente aplicados nos projetos de poços de petróleo, empregando a metodologia determinística, mais usual e de conhecimento mais difundido, e a metodologia probabilística, mais robusta mas ainda pouco utilizada nesta área. Analisam-se 54 tubos de diferentes esbeltezes e metalurgias, os quais são submetidos a carregamentos iguais às suas resistências no limite elástico, que são os valores considerados nos projetos para o cálculo do tradicional Fator de Segurança (FS), que utiliza as equações do Estado Limite de Serviço (ELS). A partir dos dados simulados, realiza-se um estudo para verificar a equivalência entre o FS e a Probabilidade de Falha  $(P_f)$ , levando-se em consideração resistências no Estado Limite Ultimo (ELU) dos tubos. Os resultados encontrados são apresentados em forma de percentis, fornecendo um panorama geral da  $P_f$  associada ao carregamento de projeto. Por exemplo, para falhas por burst,a $P_f$ máxima encontrada foi de 1,62 · 10^{-5}, e no percentil 50 de 4,27 · 10^{-10}. Já para o colapso, a  $P_f$  máxima encontrada foi de 7,76  $\cdot$  10<sup>-2</sup> e no percentil 50 de 3,26  $\cdot$  10<sup>-3</sup>, o que evidencia que a falha por colapso é, de fato, a mais crítica em projetos de revestimento. Este trabalho contribui para uma maior utilização de metodologias probabilísticas pelos projetistas de revestimentos, a partir da equivalência com as respostas determinísticas usuais, baseadas em envoltórias de resistência e fatores de segurança. A metodologia probabilística pode trazer ganhos em termos de custos, com maiores chances de aprovação de projetos arrojados, bem como no que diz respeito à segurança, por demandar um melhor controle de qualidade na fabricação e caracterização dos tubos de revestimento utilizados na construção de poços.

**Palavras-chaves**: Projeto probabilístico, Confiabilidade Estrutural, Revestimentos de Poços, Integridade de Poços.

## ABSTRACT

The integrity of oil wells heavily relies on the use of casing tubes. International standards provide equations and methodologies to calculate the resistance and loads that casing tubes may experience during their life cycle. API/TR 5C3, for instance, introduced in its 2008 revision reliability-based methodologies for casing design, addressing historical manufacturing data from different tube suppliers to statistically describe its mechanical and dimensional parameters. However, the adoption of these reliability tools in oil well casing projects remains limited to specific analyses, rather than being part of the designers' routine. This research aims to investigate various loading scenarios on numerous casing tubes commonly employed in oil well projects, applying both the traditional deterministic methodology, widely known and used, and the more robust but less prevalent probabilistic methodology. Fifty-four tubes of varying slenderness and metallurgy are addressed, subject to loads corresponding to their elastic limit resistance, as typically considered in projects for calculating the traditional Safety Factor (SF) using Serviceability Limit State (SLS) equations. Through simulated data, a comparative study is conducted to establish the equivalence between the Safety Factor (SF) and the Probability of Failure  $(P_f)$  by considering the resistance of tubular in the Ultimate Limit State (ULS). The results are presented in percentiles, offering a comprehensive overview of the Pf associated with the design load. Notably, for burst failures, the maximum  $P_f$  recorded was  $1.62 \cdot 10^{-5}$ , while the 50th percentile exhibited  $4.27 \cdot 10^{-10}$ . In contrast, for collapse, the maximum  $P_f$  observed was 7.7610<sup>-2</sup>, with the 50th percentile displaying  $3.26 \times 10^{-3}$ , confirming that collapse failure is critical in casing design. This study contributes to promoting the broader adoption of probabilistic methodologies by casing designers, supported by the equivalence with conventional deterministic responses based on resistance envelopes and safety factors. Leveraging probabilistic methods can yield cost benefits by increasing the likelihood of approval for bold projects, as well as enhancing safety standards by demanding improved quality control in the manufacturing and characterization of casing tubes used in well construction.

Keywords: Probabilistic design, Structural Reliability, Well Casing, Well Integrity.

# LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Ilustração do poço de petróleo e seus revestimentos	9
Figura 2 – Exemplo de CDF de uma variável aleatória $\ldots \ldots \ldots \ldots \ldots \ldots$	18
Figura 3 – Exemplo de PDF de uma variável aleatória	18
Figura 4 – Superfície de uma PDF conjunta	19
Figura 5 – Superfície de uma CDF conjunta	20
Figura 6 – Definição da função de falha	21
Figura 7 – Exemplo il ustrativo da simulação de Monte Carlo (100 simulações) $$	25
Figura 8 – Exemplo il ustrativo da simulação de Monte Carlo (7600 simulações)	25
Figura 9 – Representação da superfície de falha no espaço reduzido $\ldots \ldots \ldots$	29
Figura 10 – Representação gráfica da busca do ponto de projeto para um problema	
com duas variáveis	30
Figura 11 – Formulação de <i>Klever-Stewart</i>	34
Figura 12 – Exemplo de envelopes de Klever-Stewart utilizando $F_{\rm eq}$	35
Figura 13 – Exemplo de envelopes de Klever-Tamano utilizando $F_{\rm eq}$	37
Figura 14 – Probabilidade de falha pela esbelte z $(D/t),{\rm grau}$ L-80 - API TR 5C3	
$(2008)  \dots  \dots  \dots  \dots  \dots  \dots  \dots  \dots  \dots  $	40
Figura 15 – Probabilidade de falha pela esbeltez $(D/t)$ - SCORE (ELU)	40
Figura 16 – Probabilidade de falha pela esbeltez (D/t) - SCORE (ELS)	41
Figura 17 – Resultados de $P_f$ para falha por <i>burst</i> ( $C = R_{API}$ )	43
Figura 18 – Resultados de $P_f$ para falha por <i>burst</i> $(C = 1, 1R_{API})$	43
Figura 19 – Resultados de $P_f$ para falha por <i>burst</i> (geral) $\ldots \ldots \ldots \ldots \ldots$	44
Figura 20 – $P_f$ vs esbeltez (amostra)	45
Figura 21 – Resultados de $P_f$ para falha por colapso (sem força axial) $\ldots \ldots$	46
Figura 22 – Fatores de Importância (tubo 10 3/4"85,3 lb/pé P-110)	47
Figura 23 – Fatores de Importância (médios)	47
Figura 24 – Resultados de $P_f$ vs FA (API)	48
Figura 25 – Resultados de $P_f$ vs FA (KT / ELU) $\ldots \ldots \ldots$	48
Figura 26 – Resultados de $P_f$ vs FA (API / ELU)	49
Figura 27 – Resultados de $P_f$ para falha por colapso - geral $\ldots \ldots \ldots \ldots \ldots$	49

# LISTA DE TABELAS

Tabela 1 $-$ Riscos aceitáveis considerados por ${\mathbb R}$	Maes <i>et al.</i> (1995) em seu trabalho . 11
Tabela 2 – Riscos aceitáveis recomendados par	a projetos de aeronaves 15
Tabela 3 – Caracterização estatística dos grau	s de aço
Tabela 4 – Caracterização estatística geométri	ca dos tubos $\ldots \ldots \ldots \ldots \ldots \ldots 39$
Tabela 5 $-$ Lote de tubos selecionado para estu	1do
Tabela 6 – Resultados de $P_f$ para falha por $bu$	rst
Tabela 7 $-$ Lote de tubos selecionado para este	1do

# LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ALARP	As Low As Reasonably Practicable (Tão Baixo Quanto Razoavel- mente Exequível)
API	American Petroleum Institute
CDF	<i>Cumulative Distribution Function</i> (Função de distribuição cumula- tiva de probabilidades)
COV	Coefficient of Variation (Coeficiente de variação)
ELS	Estado Limite de Serviço
ELU	Estado Limite Último
FA	Força Axial
FI	Fator de Importância
FORM	<i>First Order Reliability Method</i> (Método de confiabilidade de primeira ordem)
HLRF	Algoritmo de otimização Hassofer, Lind, Rackwitz e Fiessler
НС	High Collapse
ISO	International Organization for Standardization (Organização Internacional para Padronização)
KT	Klever-Tamano
KS	Klever-Stewart
NORSOK	Norsk Sokkels Konkuranseposisjon (Posição competitiva da Plata- forma Norueguesa)
PDF	Probability Density Function (Função de densidade de probabilida- des)
PETROBRAS	Pétroleo Brasileiro S.A.
SCORE	Sistema de Confiabilidade de Revestimentos

# SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	8
1.1	Breve Histórico	10
1.2	Motivação	15
1.3	Objetivos	16
1.4	Metodologia Utilizada	16
2	CONFIABILIDADE ESTRUTURAL	17
2.1	Funções de Probabilidade	17
2.2	Definição de Probabilidade de Falha	20
2.3	Problema Geral da Confiabilidade Estrutural	21
2.4	Métodos de Análise em Confiabilidade Estrutural	23
2.4.1	Simulação de Monte Carlo	23
2.4.2	FORM - Método de Confiabilidade de Primeira Ordem	25
2.4.2.1	Algoritmo de Hasofer, Lind, Rackwitz e Fiessler	28
3	MODELOS DE RESISTÊNCIA DE REVESTIMENTOS	31
3.1	Modelo de Klever-Stewart (Resistência a Ruptura Dúctil)	31
3.1.1	Resistência Uniaxial	31
3.1.2	Resistência Para Carregamentos Combinados	32
3.2	Modelo de Resistência de Klever-Tamano	34
4	RESULTADOS E CONCLUSÕES	38
4.1	Tubos considerados no trabalho	40
4.2	Análise de <i>Burst</i>	42
4.3	Análise de Colapso	44
4.3.1	Influência da Força Axial	46
4.4	Conclusões	50
	REFERÊNCIAS	51

# 1 INTRODUÇÃO

Em um mundo onde cada vez mais a energia é essencial para o seu desenvolvimento, a exploração de petróleo continua com bastante relevância, apesar do apelo mundial para energias limpas. É justamente por conta dessa demanda por energia limpa que a indústria de petróleo busca ser mais segura, evitando acidentes ambientais que podem levar a consequências severas e catastróficas.

Nesta perspectiva, os revestimentos instalados em poços de óleo e gás são os grandes responsáveis pela resistência estrutural destes, bem como possibilitam o isolamento hidráulico das camadas atravessadas durante a perfuração do poço. A integridade do revestimento, é vital para a garantia da integridade do poço, que, por sua vez, é essencial para a garantia de conformidade do poço durante o seu ciclo de vida. Eventuais falhas nos revestimentos têm potencial de danos catastróficos, tanto ao meio ambiente, quanto a vidas humanas, além de perdas financeiras e prejuízo à imagem das empresas responsáveis pela construção, produção e manutenção do poço. Considerando-se as profundidades cada vez maiores dos reservatórios explorados, em zonas de alta pressão e alta temperatura (HPHT), podendo também apresentar altos teores de agressores químicos (CO2 e H2S, por exemplo), são grandes os desafios para a construção de poços seguros e viáveis, técnica e economicamente.

Para se alcançar a profundidade dos reservatórios, que podem chegar a 15.000 m de comprimento (SLAV, 2019), é necessário que seja realizada a perfuração em fases (THOMAS, 2001). Isso se deve a diversos motivos, como a necessidade de isolamento de formações incompatíveis entre si, a estabilidade do poço, a prevenção de influxo de fluidos indesejados (*kicks*), entre outros. Ao final de cada fase, é instalada uma coluna de revestimento, que pode ir até o leito marinho ou o solo, onde é instalada a Cabeça do Poço (CABP), ou ficar ancorada no revestimento anterior, caso em que recebe o nome de *liner*. Além disso, para fixar a coluna de revestimento e isolar as formações perfuradas, é deslocada uma pasta de cimento para o espaço anular entre o revestimento e a formação.

Uma outra classificação dos revestimentos dos poços de petróleo diz respeito ao momento (fase) em que o mesmo é instalado. Segundo Thomas (2001), esses revestimentos podem ser do tipo condutor, de superfície, intermediário ou de produção. A Figura 1 exemplifica um poço com seus diversos revestimentos, que são instalados após o final de cada fase de perfuração, permitindo a perfuração da fase seguinte em segurança, além da Coluna de Produção/Injeção (COP/COI), instalada ao final da perfuração de poço, por onde são escoados os fluidos da formação até a superfície. Vale salientar que a quantidade e profundidade das fases dependem bastante das características das formações geológicas que o poço irá atravessar.



Figura 1 – Ilustração do poço de petróleo e seus revestimentos.

Fonte: elaborada pelo autor

Os tubulares utilizados para aplicação em colunas de revestimento e de produção, também conhecidos como *Oil Country Tubular Goods* (OCTG), devem suportar todos os esforços aos quais serão submetidos ao longo de toda sua vida produtiva. Para auxiliar os projetistas, as resistências aos diversos modos de falha possíveis são determinadas via modelos especificados na norma API TR 5C3 (2008). Tanto as colunas de revestimento quanto a COP/COI são submetidas a pressões interna e externa, esforços axiais, flexão, torção e temperatura. Esses esforços levam a três modos de falha principais: *burst*, quando a pressão interna é superior à pressão externa; colapso, quando a pressão externa supera a pressão interna; e axial, relacionados aos esforços normais à seção da coluna.

A versão anterior da norma (API 5C3, 1999) apresentava apenas modelos de resistência em Estado Limite de Serviço (ELS), no qual assume-se, por conservadorismo, que o regime elástico não pode ser ultrapassado, desprezando qualquer reserva de resistência do tubular após o início do escoamento do aço. Porém, em sua revisão de 2008 (API TR 5C3, 2008), além de trazer equações para o Estado Limite Último (ELU), onde é considerada a resistência final do tubo antes da falha, a norma também apresentou em seus adendos uma metodologia para adicionar a abordagem de confiabilidade nos projetos de revestimentos. Porém, mesmo com mais de uma década de sua publicação, a indústria ainda não assimilou amplamente a utilização dessas metodologias em sua rotina de projetos.

Na abordagem do ELU, foram introduzidas as formulações de resistência de Klever e Stewart (1998) para cenários de falha por *burst*, e Klever e Tamano (2006), para cenários de falha por colapso. Essas duas formulações necessitam de informações adicionais dos tubos utilizados em poços de petróleo, além das características padrões de diâmetro externo, espessura, limite de escoamento, módulo de elasticidade e coeficiente de Poisson, sendo, então, necessária uma melhor caracterização dos tubos para alcançar uma maior resistência em cenários mais desafiadores. Outra dificuldade adicional das equações de Klever-Tamano (KT) e Klever-Stewart (KS) é que, para carregamentos combinados, ambas dependem de aplicações iterativas das equações para se chegar a um valor final de resistência, o que pode ser solucionado utilizando-se a metodologia proposta por Araújo *et al.* (2019), que pode apresentar, inclusive, um Fator de Segurança (FS) mais realista e conservador.

Já a metodologia probabilística possibilitou adicionar à abordagem clássica de análise da segurança do projeto, através de Fatores de Segurança (resistência dividida pelo carregamento), a consideração de incertezas nas variáveis de projeto, permitindo estimar a probabilidade de falha de um revestimento quando sujeito a um determinado cenário de carregamento.

Para uma aplicação adequada da abordagem probabilística, é necessária a correta caracterização das variáveis aleatórias envolvidas. Ou seja, para que a análise probabilística de falha de um revestimento seja precisa, é necessário conhecer bem o tubo que será descido no poço. Para atender a essa demanda, a API TR 5C3 (2008) descreve a caracterização estatística das variáveis relevantes para a determinação da resistência dos tubos, baseada em dados de diversos fabricantes coletados entre a década de 1970 e o início dos anos 2000, sendo uma caracterização bastante ampla. Mas, naturalmente, para que a determinação da Probabilidade de Falha ( $P_f$ ) seja mais fidedigna, é necessário caracterizar estatisticamente os tubos que serão instalados no poço.

#### 1.1 Breve Histórico

Desde a década de 1990, a indústria petrolífera e a comunidade científica têm desenvolvido novas metodologias de dimensionamento em sistemas de revestimento de poços de petróleo (SILVA, 2018). Payne e Swanson (1990) falam da fragilidade dos projetos determinísticos de revestimentos, onde os FS nem sempre são representativos quanto à real segurança do projeto. Uma metodologia alternativa à esta, porém, exige o conhecimento da distribuição estatística de resistência dos tubulares aos diversos modos de falha, demandando ensaios destrutivos de resistência, o que consiste em uma árdua tarefa devido à grande diversidade de colunas aplicadas nos poços de petróleo.

Em 1998, em Woodlands, Texas, a *Society of Petroleum Engineers* (SPE) organizou um workshop que teve como objetivo discutir sobre projetos de colunas de revestimento e produção baseados em confiabilidade. Houve várias contribuições nesse tema (ADAMS *et al.*, 1998; BURRES *et al.*, 1998; HINTON, 1998; JU *et al.*, 1998; TALLIN *et al.*, 1998), dando mais subsídios para os projetistas.

Tendo como base a teoria da confiabilidade estrutural, Adams et al. (1993) apre-

sentam um método de análise quantitativa de risco para revestimento, calibrando fatores de segurança por meio de probabilidades de falha alvo. Adams *et al.* (1998) adotam o modelo de resistência proposto por Tamano *et al.* (1985), e apresentam resultados de confiabilidade para tubos sujeitos à pressão externa (colapso). Dessa forma, observa-se limitações nos modelos clássicos de resistência, devido à grande variação da probabilidade de falha para tubos de diferentes esbeltezes e graus de aço. Da mesma forma, Ju *et al.* (1998) realizam a análise para resistência ao colapso, entretanto utilizam um modelo próprio de resistência, cujos resultados são similares aos de Adams *et al.* (1998). Hinton (1998) reforça a importância do projeto probabilístico especialmente em poços desafiadores, com grandes diferenciais de pressão e temperatura, onde a abordagem tradicional se mostra muito conservadora, elevando os custos de execução. O modelo de resistência à pressão interna (*burst*) utilizado por Tallin *et al.* (1998) toma como base o apresentado por Paslay *et al.* (1998), dessa vez em uma abordagem baseada em confiabilidade.

Sob o ponto de vista financeiro, Maes *et al.* (1995) comentam que a metodologia baseada em confiabilidade para o dimensionamento de revestimentos é uma ótima ferramenta para diminuir os custos de construção de poços de petróleo com segurança, inclusive apresentando uma tabela de probabilidades de falha alvo baseada em diversos fatores (Tabela 1). Burres *et al.* (1998) também falam sobre as vantagens que uma análise de confiabilidade pode proporcionar no processo de dimensionamento de revestimentos, com exemplos práticos de projeto que levariam a economia nos custos com tubulares até cerca de 20%, utilizando as mesmas metodologias para determinação da  $P_f$  para falhas por *burst* e colapso empregadas por Tallin *et al.* (1998) e Ju *et al.* (1998), respectivamente. Os autores demonstram que, para uma mesma  $P_f$  alvo, o FS equivalente pode variar consideravelmente, variando entre 0,8 e 1,1 para uma  $P_f$  de 10<sup>-5</sup> para falhas por *burst*. Adams *et al.* (2003) realizam uma calibração dos parâmetros das equações de colapso de tubos de revestimento de graus de aço que foram enrijecidos através de têmpera e revenimento, por meio de um estudo de confiabilidade estrutural, chegando a equações que apresentam resultados mais uniformes para tubulares com diferentes esbeltezes.

Probabilidado do Falha Al	Consequências Econômicas			
I Iobabilidade de Fallia Al	Alta	Média	Baixa	
Potencial de Perda de	Severa	$10^{-8}$	$10^{-6.5}$	$10^{-5}$
Vida e Dano Ambiental	Desprezível	$10^{-5}$	$10^{-3.5}$	$10^{-2}$

Tabela 1 – Riscos aceitáveis considerados por Maes et al. (1995) em seu trabalho

Fonte: traduzida de Maes et al. (1995)

Liao *et al.* (2012) vão além na análise da resistência ao colapso de tubulares, adicionando também a variável da pressão interna a partir de uma análise quantitativa baseada em risco. O estudo mostra a importância da consideração de incertezas no modelo de resistência na previsão da probabilidade de falha dos revestimentos. Gouveia (2014) e Gouveia *et al.* (2020) estimam os níveis de confiabilidade associados a tubos de revestimentos em poços, considerando incertezas das resistências mecânicas. Os autores empregam as equações clássicas de resistência presentes no código normativo API TR 5C3 (2008), e realizam os estudos confiabilísticos por meio de diferentes métodos. Como já dito anteriormente, a referida norma descreve, em seus anexos, orientações referentes a análises confiabilísticas, apresentando não só equações mas também dados estatísticos (mecânicos e geométricos) de tubulares, coletados de diversos fabricantes entre as décadas de 1970 e 2000.

Zhang e Feng (2013) consideram as incertezas de carregamento e resistência na estimativa da probabilidade de falha de tubos sujeitos à pressão interna, utilizando o método de simulação de Monte Carlo. Long *et al.* (2013) apresentam uma metodologia semelhante, porém incorporam os efeitos dos carregamentos de pressão externa. Ambos trabalhos demonstram que os fatores de segurança adotados não devem ser os mesmos em todos os projetos, e sim ponderados por análises confiabilísticas.

Payne et al. (2006) citam que entre 85% e 90% das falhas dos revestimentos ocorrem em suas conexões. Apesar disto, nenhum dos trabalhos citados acima aborda a confiabilidade em conexões, sendo a maior justificativa para esse fato a dificuldade na obtenção de dados detalhados sobre as mesmas, uma vez que existem várias conexões diferentes no mercado, em sua maioria proprietárias, com segredo industrial sobre o seu desenho. Nesse sentido, Cabral (2017) realiza um estudo de performance de conexões normatizadas pela American Petroleum Institute (API), utilizando equações analíticas de resistência e análise numérica via elementos finitos. Seus estudos paramétricos se mostram importantes no processo de escolha das conexões a serem adotadas. Ainda de forma determinística, Uribe (2017) apresenta um método para estimar os modos de falha de vazamento e desacoplamento para as conexões API do tipo round, por meio de modelagem numérica em elementos finitos. Ambos os trabalhos são motivados em diminuir os altos custos associados aos testes experimentais de conexões, empregando modelos numéricos capazes de reproduzir os fenômenos observados em situações reais. Baseado na teoria da confiabilidade estrutural, Silva (2016) investiga as incertezas associadas às propriedades geométricas e mecânicas das conexões API, avaliando sua influência na resistência dos elementos. Uribe (2020) utiliza os modelos determinísticos de seu trabalho anterior para inserir incertezas e confiabilidade para desenvolvimento de um envelope probabilístico de vazamento de conexões, utilizando como base de estudo a conexão API 8 Round, transformando posteriormente estas técnicas em um *framework* (URIBE; BECK, 2020). Os autores comentam que o *framework* pode ser facilmente expandido para considerar conexões com vedação metal-metal.

Assim, conforme apresentado por Silva (2016) e Uribe e Beck (2020), o estudo

de conexões API, além de apresentar dificuldades do ponto de vista da abordagem probabilística devido à escassez de dados estatísticos disponíveis, ainda possui relevância de resultados limitada, uma vez que a utilização quase que exclusivamente de conexões proprietárias em projetos de revestimentos de poços de petróleo é uma realidade cada vez mais presente. Porém, os estudos apresentam metodologias que podem ser expandidas para outros desenhos de conexão, caso haja interesse por parte dos fabricantes.

Como prova da escassez de dados, o trabalho de Clinedinst (1965) foi o único encontrado na literatura a fornecer uma série de dados de ensaios realizados em conexões API. Sua relevância é tal que os modelos de resistência das conexões propostos pelo autor estão até hoje incorporados na API TR 5C3 (2008). O trabalho apresenta uma análise de 162 tubos de diferentes diâmetros e graus de aço, submetidos a carregamento axial, com especial interesse no comportamento da região de ligação entre o tubo e a conexão. Como resultado, Clinedinst insere um fator estatístico nos modelos de resistência das conexões, que tem por objetivo incorporar as incertezas avaliadas nos ensaios realizados.

No tocante ao estudo de incertezas nos modelos de carregamento, Guan *et al.* (2010) consideram a incerteza de modelo na formulação de Eaton (1969), aplicada à avaliação da pressão de poros. Seus resultados mostram que a pressão de poros e o gradiente de fratura podem ser descritos por distribuições gaussiana e lognormal, respectivamente. Oliveira (2017) realiza um estudo com enfoque nos efeitos dos carregamentos aleatórios no processo de dimensionamento de revestimentos de poços. As variáveis aleatórias descritas pelo o autor são em termos de resistência (ELU dos tubos) e de carregamentos de geopressão.

Eleonu (2017) apresenta uma metodologia para dimensionamento de revestimentos de poços de petróleo utilizando análise de riscos, tomando como exemplo para validação de sua metodologia dois casos de revestimentos submetidos a cargas de pressão interna e comparando o resultado da metodologia tradicional com a de confiabilidade estrutural. Silva (2018) expande o conceito de carregamentos e resistências probabilísticas, considerando o conjunto das colunas de completação e de revestimento como um sistema, onde a falha isolada de uma das colunas não implicaria necessariamente em uma falha do sistema, pois esse evento isolado poderia não levar ao derramamento de óleo no fundo do mar ou comprometimento total do poço. Dessa forma, o autor utiliza técnicas de confiabilidade de sistemas para propor uma análise mais abrangente sobre a segurança de um poço de petróleo selecionado para estudo.

Yang *et al.* (2021) apresentam uma metodologia para realizar análise de confiabilidade estrutural em tubos de revestimentos de poços ultra-profundos em trechos cimentados, considerando incertezas nos parâmetros das propriedades dos tubos, rocha e cimento. No mesmo ano, Elsalih (2021) apresenta um modelo de análise de árvore de falha para quantificação da probabilidade de ocorrência de um *blowout* em um poço de petróleo.

Dentre os documentos que regulam a indústria de petróleo quanto à integridade

de poço, podem ser citados o Regulamento Técnico do Sistema de Gerenciamento de Integridade de Poço (ANP, 2016) e a diretriz normativa NORSOK D-010 (2004). O SGIP foi instituído pela Resolução ANP no 46/2016, que define o Regime de Segurança Operacional para Integridade de Poços de Petróleo e Gás Natural. Dentre os conceitos importantes colocados no SGIP, tem-se o Conjunto Solidário de Barreiras (CSB) e o nível ALARP (*As Low As Reasonably Practicable*). O primeiro diz respeito a "Um conjunto de um ou mais elementos com o objetivo de impedir o fluxo não intencional de fluidos da formação para o meio externo e entre intervalos no poço, considerando todos os caminhos possíveis.", incluindo todas as barreiras físicas existentes na estrutura do poço. Já o nível de risco ALARP – tão baixo quanto razoavelmente exequível – está associado à ideia de que "Os esforços para a redução de risco devem ser contínuos até que o sacrifício adicional (em termos de custo, tempo, esforço ou outro emprego de recursos) seja amplamente desproporcional à redução de risco adicional alcançada."

A norma norueguesa aborda maneiras de aprimorar o sistema de gerenciamento de integridade desde a fase de projeto de poço até seu abandono. O conceito de nível de segurança aceitável ou *Target Reliability Level* (TRL), é especificado pela NORSOK D-010 (2004) em termos de uma probabilidade de falha admissível de  $10^{-3,5}$ , equivalente a 0,032%. Entretanto, em sua revisão (NORSOK D-010, 2023), essa recomendação foi retirada e substituída por uma tabela com fatores de segurança, o que evidencia a necessidade de estudos para calibração de valores-alvo de  $P_f$ .

Ainda sobre normas, a ISO 16530-1 (2017) apresenta o gerenciamento da integridade de poços de uma forma mais abrangente do que somente o projeto considerando um FS mínimo tolerável, que é o de gerenciamento de risco ao longo da vida útil do poço. A norma apresenta boas práticas de governança de integridade de poços divididas em seis fases: base de projeto, projeto, construção, operação, intervenção e abandono. Ainda apresenta técnicas para quantificação de riscos, considerando sua probabilidade de ocorrência e consequência, apesar de não sugerir critérios de aceitação. Em se tratando de uma norma internacional, espera-se que a adoção de conceitos de riscos e PF em projetos de poços de petróleo seja cada mais mais abrangente.

Para facilitar a utilização de metodologias de confiabilidade e resultados de alguns dos trabalhos citados anteriormente, existem na indústria alguns *softwares* direcionados ao dimensionamento probabilístico de revestimentos de poços. O Sistema de Confiabilidade de Revestimento (SCORE) é um exemplo desse tipo de ferramenta. O SCORE é fruto de projetos de pesquisa realizados em parceria entre a PETROBRAS e o Laboratório de Computação Científica e Visualização da Universidade Federal de Alagoas (LCCV/UFAL). Além da análise determinística, a ferramenta emprega o método confiabilístico FORM para fornecer ao projetista uma estimativa da probabilidade de falha em pontos críticos de colunas de revestimento, considerando as distribuições de probabilidade referentes às

Classificação de Condições de Falha	Sem Efeito na Segurança	Pequeno	Grande	Perigosa	Catastrófica
Probabilidade Quantitativa Aceitável	Sem Requisitos de Probabilidade	Provável	Remoto	Extremamente Remoto	Extremamente Improvável
Efeito na Aeronave	Sem efeitos na capacidade operacional ou segurança	Pequena redução nas capacidades funcionais ou margens de segurança	Redução significa- tiva nas capacidades funcionais ou margens de segurança	Grande redução nas capacidades funcionais ou margens de segurança	Normalmente com perda da fuselagem
Efeito nos Ocupantes	Inconveniência para os passageiros	Desconforto físico para os passageiros	Dano à integridade física dos passageiros, possivelmente incluin- do lesões	Lesão grave ou fatal em um ocupante	Múltiplas fatalidades
Efeito na Tripulação	Sem efeitos na tripulação	Pequeno aumento na carga de trabalho ou utilização de procedimentos de segurança	Desconforto físico ou aumento significa- tivo na carga de trabalho	Dano à integridade física ou aumento excessivo na carga de trabalho que prejudica a realização de tarefas	Lesão fatal ou incapacitação
Classes de	Probabilidades Quant	itativas Aceitáveis e Nív	veis de Garantia		
Aeronaves:	de Desenvolvimento d	e Software (SW) e Hard $10^{-3}$	dware Complexo (HW)	10-5	10-6
Classe I	0	P=D	P=C, S=D	P=C, S=D	P=C, S=C
Classe II	<ul> <li>Sem Requisitos</li> <li>de Probabiblidade ou</li> <li>Níveis de Garantia</li> <li>de Desenvolvimento</li> </ul>	$10^{-3}$ P=D	$10^{-5}$ P=C, S=D	$10^{-6}$ P=C, S=C	$10^{-7}$ P=C, S=C
Classe III		$10^{-3}$ P=D	$10^{-5}$ P=C, S=D	$10^{-7}$ P=C, S=C	$10^{-8}$ P=B, S=C
Classe IV	de SW e HW	$10^{-3}$ P=D	$10^{-5}$ P=C, S=D	$10^{-7}$ P=C, S=C	$10^{-9}$ P=A, S=B

Tabela 2 – Riscos aceitáveis recomendados para projetos de aeronaves

Fonte: traduzida de AC-23.1309-1E (2011)

características dos tubulares (diâmetro, espessura de parede, tensão de escoamento, entre outras). Na versão atual, o SCORE ainda não considera as variabilidades inerentes aos carregamentos, tratando-as como determinísticas. Dentre outras ferramentas que tratam da análise probabilística em revestimentos, pode-se mencionar StrinGnosis (Blade Technology Corporation LLC, 2023).

## 1.2 Motivação

Durante a etapa de revisão bibliográfica e em interações com projetistas de revestimentos de poços de petróleo, foram identificados diversos estudos relacionados à aplicação de metodologias de confiabilidade à esse tipo de aplicação, porém não se encontram muitos trabalhos sobre critérios de aceitação desses projetos.

Na indústria aeronáutica, possivelmente a mais avançada em dimensionamento probabilístico, existem normas e orientações que dão suporte à tomada de decisão do projetista. Um exemplo está na Tabela 2, onde a AC-23.1309-1E (2011) recomenda o nível de probabilidade de falha a depender da classe da aeronave e da consequência da falha. Com base no conhecimento do autor, na indústria de petróleo não existe nenhuma recomendação similar.

#### 1.3 Objetivos

O objetivo deste trabalho é realizar um estudo comparativo entre o dimensionamento de tubos de revestimento utilizando a metodologia convencional de resistências determinísticas do ELS e a abordagem probabilística utilizando equações do ELU. Pretende-se facilitar a introdução do projeto probabilístico na rotina dos projetistas e, no futuro, fomentar mais discussões acerca de critérios de aceitação de projetos baseados em confiabilidade.

#### 1.4 Metodologia Utilizada

É utilizada a metodologia de projeto probabilístico sugerida pela norma API TR 5C3 (2008), utilizando-se do método de confiabilidade FORM, que teve sua implementação validada pelo método de Monte Carlo, uma vez que este, apesar de bastante confiável quando bem utilizado, acarreta em um custo computacional muito elevado. Para tanto, foram selecionados 54 tubos de diâmetros e metalurgias variados, usualmente utilizados em projetos de poços de óleo e gás, para uma melhor representatividade da realidade dos projetos.

A amostra de tubos utilizadas compreende diâmetros externos (D) que variam entre 7"e 22", limites de escoamento  $(f_y)$  entre 55 e 125 ksi, espessuras (t) entre 0,362"e 1,125", e esbeltez (razão entre o diâmetro externo e a espessura do tubo - D/t) entre 10 e 32. Com relação aos parâmetros estatísticos, são utilizados tanto os citados da API TR 5C3 (2008), que teve como base um número elevado de tubos fabricados e testados por diversos fabricantes em diferentes épocas, e dados de literatura, quando o mesmo não estiver disponível na norma.

## 2 CONFIABILIDADE ESTRUTURAL

Melchers (1999) diz que o principal objetivo da confiabilidade estrutural é avaliar a segurança de uma estrutura. Para tal, deve-se calcular a probabilidade de que um estado limite dessa estrutura seja violado, considerando as possíveis solicitações às quais essa estrutura possa ser submetida. Vale ressaltar que o estado limite da estrutura não necessariamente diz respeito a eventos extremos, como a ruptura da estrutura, mas também pode ocorrer caso seja violada alguma outra restrição, como deslocamentos inadmissíveis, por exemplo.

Modelos de confiabilidade estrutural em projetos são construídos tendo como base a ideia de que algumas variáveis de projeto não são determinísticas, sendo assim tratadas como variáveis aleatórias. Uma das etapas mais importantes em uma análise de confiabilidade estrutural está justamente na caracterização destas variáveis aleatórias, que é feita tomando um conjunto de dados da variável que se deseja caracterizar a partir de uma amostra representativa e representando estes dados através de um modelo de distribuição, utilizando testes de aderência para avaliar a qualidade do ajuste entre os dados observados e o modelo estatístico selecionado. Ang e Tang (2007) apresentam mais detalhes sobre o assunto.

#### 2.1 Funções de Probabilidade

Antes de falar em conceitos específicos da confiabilidade estrutural, é importante falar sobre alguns conceitos de estatística, especialmente sobre as Funções de Probabilidade. Uma delas é a Função de Distribuição Acumulada de Probabilidades (CDF) de uma variável aleatória X, usualmente representada por  $F_X$ , sendo definida na Equação 2.1.

$$F_X(x) = P[\{X \le x\}]$$
 (2.1)

Ou seja, a função  $F_X(x)$  é igual à probabilidade de um valor da variável aleatória X assumir um valor menor ou igual a x. A Figura 2 ilustra o gráfico da CDF de uma variável aleatória com distribuição normal, com média igual a zero e desvio padrão igual a 1, onde é possível identificar que quando  $x \to \infty$ ,  $F_X \to 1$ , ou seja, tem-se a condição em que o intervalo contempla todos os valores possíveis da variável aleatória.

Outro conceito importante da estatística é o da Função de Densidade de Probabilidades (PDF) de uma variável aleatória X ( $f_X$ ), que nada mais é do que a função obtida derivando-se a CDF em relação a x. A Figura 3 exemplifica a PDF de uma variável aleatória com distribuição normal, média igual a zero e desvio padrão igual a 1, e as Equações 2.2 e 2.3 apresentam algumas propriedades de qualquer PDF. Já a probabilidade

Figura 2 – Exemplo de CDF de uma variável aleatória



Fonte: elaborada pelo autor

de se tomar um valor x de uma variável aleatória X de tal modo que  $x \in \Omega$ , sendo  $\Omega$  um intervalo dentro do espaço amostral de X, está definida na Equação 2.4.

Figura 3 – Exemplo de PDF de uma variável aleatória



Fonte: elaborada pelo autor

$$\int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx = 1 \tag{2.2}$$

$$F_X(a) = \int_{-\infty}^a f_X(x) dx \tag{2.3}$$

$$P\left[\left\{x \in \Omega\right\}\right] = \int_{\Omega} f_X(x) dx \tag{2.4}$$

Os conceitos de CDF e PDF apresentados valem para variáveis aleatórias unidimensionais. Porém, dificilmente um problema de confiabilidade estrutural é governado por apenas uma variável aleatória, sendo então necessária a definição da CDF e PDF conjuntas de diversas variáveis aleatórias. Assim, admite-se um vetor  $\mathbf{X} = [X_1, X_2, ..., X_n]$ , onde  $X_i$ , i = 1, ..., n representa cada uma das variáveis aleatórias que governam o problema. Então, a CDF  $F_{\mathbf{X}}$  é definida na Equação 2.5.

$$F_{\mathbf{X}} = F_{X_1,...,X_n}(x_1,...,x_n) = P\left[\{X_1 \le x_1,...,X_n \le x_n\}\right]$$
(2.5)

Já a PDF combinada dessas mesmas variáveis aleatórias  $f_X$  é definida na Equação 2.6.

$$f_{\mathbf{X}} = f_{X_1,...,X_n}(x_1,...,x_n) = \frac{\partial^n}{\partial x_1,...,\partial x_n} F_{X_1,...,X_n}(x_1,...,x_n)$$
(2.6)

Assim, a probabilidade de que um conjunto de n variáveis aleatórias  $\boldsymbol{x}$  esteja dentro de um domínio n-dimensional  $\Omega$  é:

$$P\left[\{\mathbf{x}\in\Omega\}\right] = \int_{\Omega} f_{\mathbf{X}}(\mathbf{x}) dx_1 \dots dx_n$$
(2.7)

Para facilitar o entendimento de combinações de variáveis aleatórias, as Figuras 4 e 5 mostram um exemplo de PDF e CDF com duas variáveis aleatórias independentes. Neste exemplo, as duas variáveis apresentam distribuição normal, com as seguintes características: X = N(5,1) e Y = N(12,1), ou seja, X possui média 5, Y possui média 12, e ambas apresentam desvio padrão unitário. Como são duas as variáveis aleatórias, o que eram curvas para PDFs e CDFs univariáveis, se transformam em superfícies.

## Figura 4 – Superfície de uma PDF conjunta



Fonte: Silva (2018)



Figura 5 – Superfície de uma CDF conjunta

#### 2.2 Definição de Probabilidade de Falha

Em linhas gerais, em projetos confiabilísticos de estruturas, a resposta final é a sua Probabilidade de Falha  $(P_f)$ . Seu valor representa a probabilidade de que as solicitações que venham a ser aplicadas na estrutura durante a sua vida útil venham a superar sua capacidade de resistência, levando a estrutura à falha.

Para quantificar a  $P_f$  de cada modo de falha, são utilizadas as chamadas equações de estado limite, ou funções de falha, que são desenvolvidas a partir dos aspectos físicos do problema em análise. Uma função de falha de um determinado modo pode ser representada por  $G(\mathbf{X})$ , onde o vetor  $\mathbf{X}$  contém as variáveis aleatórias do problema. Esta função de falha estabelece uma fronteira entre as regiões de falha  $\Omega_f$  e de sobrevivência  $\Omega_s$ , usualmente da seguinte forma:

$$\begin{cases} G(\boldsymbol{X}) > 0 \Rightarrow \text{Evento seguro,} \\ G(\boldsymbol{X}) \le 0 \Rightarrow \text{Evento de falha.} \end{cases}$$
(2.8)

Assim, por definição, o domínio de falha  $\Omega_f$  é o conjunto de pontos X que violam os limites de um determinado modo de falha  $(G(X) \leq 0)$ , enquanto o domínio de sobrevivência  $\Omega_s$  é composto pelos pontos onde a estrutura está segura (G(X) > 0). Para exemplificar melhor este conceito, na Figura 6 é considerada uma análise confiabilística com duas variáveis aleatórias  $X_1$  e  $X_2$ , e a curva verde representa os pontos onde  $G(X_1, X_2) = 0$ , conhecida como superfície de falha. Dessa forma, os pontos à direita da curva, onde  $G(X_1, X_2) > 0$ , estão na região segura  $(\Omega_s)$ , enquanto os pertencentes à curva e à sua esquerda  $(G(X_1, X_2) \leq 0)$  estão na região de falha  $(\Omega_f)$ .



Figura 6 – Definição da função de falha

Fonte: elaborada pelo autor

Pode-se dizer, então, que a probabilidade de um determinado modo de falha ser ativado  $(P_f)$ , ou seja,  $G(\mathbf{X}) \leq 0$  é igual a probabilidade de  $\mathbf{X} \in \Omega_f$ . Assim, a  $P_f$  é definida na Equação 2.9.

$$P_{f} = \int_{\Omega_{f}} f_{\boldsymbol{X}}(\boldsymbol{x}) \, dx \tag{2.9}$$

Como as PDFs das distribuições estatísticas comumente utilizadas são de difícil integração analítica, além da definição da equação matemática da superfície de falha geralmente não ser de fácil definição, é comum utilizar-se de métodos computacionais para solução de problemas de confiabilidade estrutural. Na seção 2.4 serão apresentados o Método de Simulação de Monte Carlo e o Método de Confiabilidade de Primeira Ordem (FORM).

#### 2.3 Problema Geral da Confiabilidade Estrutural

Em linhas gerais, pode-se dizer que os problemas de confiabilidade estrutural são governados por funções de falha que envolvem duas variáveis aleatórias: a capacidade de resistência de uma estrutura (R) e a solicitação à qual ela será submetida (S). Assim, a função de falha básica da confiabilidade estrutural está descrita na Equação 2.10:

$$G(R,S) = R - S \tag{2.10}$$

Porém, em problemas de análise estrutural geralmente existem diversas variáveis aleatórias, que irão influenciar na resistência R e/ou na solicitação S (GOUVEIA, 2014). Dessa forma, a função de falha da Equação 2.10 pode ser interpretada como na Equação 2.11:

$$G(X) = R(X_1) - S(X_2) \dots X = \{X_1, X_2\}$$
(2.11)

A variável R é tratada como uma função de variáveis aleatórias relacionadas à resistência  $(X_1)$  e a variável S como uma função de variáveis aleatórias relacionadas à solicitação  $(X_1)$ (GOUVEIA, 2014).

Ainda levando em conta a Equação 2.10, pode-se definir o conceito de índice de confiabilidade, através da consideração de que as variáveis  $R \in S$  são variáveis aleatórias normais e independentes, interpretando a função de falha G(R, S) como uma outra variável aleatória denominada margem de segurança (M). Com estas considerações, define-se o problema básico da confiabilidade (Equação 2.12).

$$G(R,S) = M = R - S$$
 (2.12)

No problema básico de confiabilidade estrutural,  $R \in S$  são variáveis aleatórias normais independentes, de forma que a distribuição de M também será normal, com média  $\mu_M$  e desvio padrão  $\sigma_M$  dados por

$$\mu_M = \mu_R - \mu_S \tag{2.13}$$

$$\sigma_M = \sqrt{\sigma_R^2 + \sigma_S^2} \tag{2.14}$$

A probabilidade de falha, neste caso, corresponde à probabilidade da margem de segurança (M) assumir valores não positivos, ou seja,

$$P_f = P\left[\{R - S \le 0\}\right] = P\left[\{M \le 0\}\right] = \int_{-\infty}^0 f_M(m)dm = F_M(0)$$
(2.15)

Para que seja possível definir o índice de confiabilidade, a variável M é transformada em uma variável aleatória com distribuição normal padrão (com média nula e desvio padrão unitário), fazendo:

$$Y = \frac{M - \mu_M}{\sigma_M} \tag{2.16}$$

Desta forma, a probabilidade de falha associada à variável M pode ser calculada utilizando-se a função de distribuição acumulada normal padrão  $\Phi$ , da seguinte maneira:

$$P_f = \Phi\left(\frac{0-\mu_M}{\sigma_M}\right) = \Phi\left(-\frac{\mu_M}{\sigma_M}\right)$$
(2.17)

Verifica-se que a distância entre o ponto correspondente a m = 0 (onde a resistência é igual à solicitação) e a origem do espaço normal padrão (onde a resistência e a solicitação assumem seus valores médios) é dada pela razão  $\frac{\mu_M}{\sigma_M}$ . Esta distância é chamada de índice de confiabilidade, simbolizado por  $\beta$ :

$$\beta = \frac{\mu_M}{\sigma_M} = \frac{\mu_R - \mu_S}{\sqrt{\sigma_R^2 + \sigma_S^2}} \tag{2.18}$$

Sendo assim, a probabilidade de falha pode ser reescrita como

$$P_f = \Phi(-\beta) \tag{2.19}$$

Os problemas de engenharia em geral envolvem várias variáveis aleatórias, com distribuições quaisquer, nem sempre Gaussianas, podendo inclusive ter correlação entre si. Dessa forma, problemas de confiabilidade estrutural quando resolvidos analiticamente, diretamente através da equação básica de confiabilidade estrutural (Equação 2.12) ou através de métodos como o FORM (subseção 2.4.2), geralmente terão em suas rotinas de solução a transformação da distribuição das variáveis aleatórias em distribuições normais padrão. Na subseção 2.4.2 serão apresentados mais detalhes sobre esse procedimento.

#### 2.4 Métodos de Análise em Confiabilidade Estrutural

#### 2.4.1 Simulação de Monte Carlo

De acordo com Sagrilo (2003), o método de Monte Carlo consiste na simulação exaustiva do problema, utilizando valores gerados aleatoriamente para cada uma das variáveis aleatórias envolvidas. A lógica por trás desse método consiste em simular Ncenários randômicos, criados a partir de valores das variáveis aleatórias tomados respeitando suas respectivas distribuições, sejam normais ou não, e verificando quantos destes supostos cenários irão violar a condição de falha da estrutura ( $G(R, S) \leq 0$ ). Sendo  $N_f$  o número desses eventos de falha, a probabilidade de falha estimada da estrutura será, então:

$$P_f = \frac{N_f}{N} \tag{2.20}$$

A simulação de Monte Carlo é normalmente conhecida como uma das mais robustas na confiabilidade estrutural, sendo geralmente utilizada para verificação de resultados obtidos por outros métodos. Por depender apenas de um modelo matemático/computacional da estrutura e da geração de valores das variáveis aleatórias de acordo com suas respectivas distribuições, há pouca margem para erro na implementação deste método, uma vez que sua formulação matemática é trivial. Porém, especialmente em problemas onde a probabilidade de falha é baixa, como os de confiabilidade estrutural, o número de experimentos necessários para que o resultado seja representativo pode ser muito elevado, implicando em um alto custo computacional em casos mais complexos.

Como a probabilidade de falha é considerada uma variável aleatória, pois depende da geração de números randômicos que emulam as distribuições das variáveis aleatórias envolvidas, é possível estimar o seu valor médio (Equação 2.20) e seu coeficiente de variação (COV). Para que o resultado da Equação 2.20 seja representativo, Ang e Tang (2007) citam que o número mínimo de simulações de Monte Carlo  $(ns_{min})$  deve levar em consideração o seu COV e uma probabilidade de falha característica  $(P_f^{caract})$  do problema, chegando à Equação 2.21.

$$ns_{min} = \frac{1}{COV^2} \cdot \frac{1 - P_f^{caract}}{P_f^{caract}}$$
(2.21)

Para aplicações práticas de engenharia, um valor admissível para o COV é 5%. Por outro lado, a  $P_f$  não é conhecida de antemão, dificultando assim a seleção de uma  $P_f^{caract}$ . Uma solução para essa estimativa é a utilização prévia de algum outro método de confiabilidade mais rápido, como o FORM (subseção 2.4.2), para se obter uma  $P_f$  inicial que será assumida como  $P_f^{caract}$  para verificação da quantidade mínima de simulações de Monte Carlo necessárias. Se a  $P_f$  encontrada através da simulação de Monte Carlo for da mesma ordem de grandeza da  $P_f^{caract}$ , é um bom indicativo de que o número de simulações de Monte Carlo foi adequado.

Outra possibilidade é realizar a simulação de Monte Carlo com um número reduzido de casos randômicos (ns), e calcular a  $P_f$ . Isolando o COV na Equação 2.21 e fazendo  $ns_{min} = ns$  e  $P_f^{caract} = P_f$ , é encontrada a Equação 2.22. Substituindo os valores da simulação reduzida na referida equação, é encontrado o COV, e caso ele seja inferior a 5%, pode-se dizer que o número de casos aleatórios foi satisfatório. Caso contrário, é calculado o  $ns_{min}$  na Equação 2.21, com  $P_f^{caract} = P_f$  e COV = 5%. Deve ser feita uma nova simulação de Monte Carlo, com  $ns \ge ns_{min}$ , e verificado novamente o COV através da Equação 2.22. Caso o novo  $COV \le 5\%$ , pode-se dizer que a simulação de Monte Carlo para o problema de confiabilidade estrutural está representativa.

$$COV = \sqrt{\frac{1 - P_f^{caract}}{ns \cdot P_f^{caract}}}$$
(2.22)

Um exemplo ilustrativo do funcionamento da simulação de Monte Carlo é apresentado na Figura 7. Neste exemplo, as variáveis aleatórias  $R \in S$  possuem a mesma unidade e seguem a distribuição gaussiana, em que  $R = N(200, 10) \in S = N(150, 30)$ . Foram gerados cem cenários randômicos e a probabilidade de falha estimada para este exemplo foi de 5% ou  $10^{-1,3010}$ , com um COV = 0,4359, assinalando que a estimativa pode não ser boa. Através da Equação 2.21 estima-se o  $ns_{min} = 7600$  para  $COV = 0,05 \in P_f$  igual ao valor encontrado na simulação com cem eventos. Simulando, agora, os 7600 cenários aleatórios estimados necessários (Figura 8), a probabilidade de falha é de 5,5% ou  $10^{-1,2617}$ , ou ainda  $\beta = 1,597$ , com um COV = 0,0477, o que aparenta ser um resultado representativo.



Figura 7 – Exemplo ilustrativo da simulação de Monte Carlo (100 simulações)

Figura 8 – Exemplo ilustrativo da simulação de Monte Carlo (7600 simulações)



Fonte: elaborada pelo autor

### 2.4.2 FORM - Método de Confiabilidade de Primeira Ordem

Como dito anteriormente, frequentemente a solução de problemas de engenharia envolve soluções numéricas através de métodos computacionais que podem levar de alguns minutos a algumas horas para solução. Nestes problemas mais complexos, a aplicação de simulações de Monte Carlo mostra-se pouco prática, tomando um tempo demasiadamente longo para solução. Outra questão é que, geralmente, os problemas de engenharia são iterativos, ou seja, é idealizado um modelo, verifica-se a sua resposta, de acordo com esta é idealizado um novo modelo que melhore algum aspecto do resultado, até que se chegue a uma resposta satisfatória. Assim, fica claro que para que a confiabilidade estrutural seja factível de utilização nas rotinas de projetos de engenharia, é necessária a utilização de um método que seja mais ágil do que o de Monte Carlo.

Tendo isso em mente, foi desenvolvido o Método de Confiabilidade de Primeira Ordem, mais conhecido como FORM (do inglês *First Order Reliability Method*), que é um método analítico de confiabilidade que tem como base a transformação isoprobabilística das variáveis aleatórias não-Gaussianas. O método opera a transformação das distribuições das variáveis aleatórias em distribuições normais equivalentes, além da linearização da função de falha em torno de um ponto mais próximo do pico da PDF combinada, para oferecer de forma mais rápida e com boa precisão a probabilidade de falha em muitos problemas de confiabilidade estrutural. Vale também destacar que este método permite levar em consideração a eventual correlação entre as variáveis aleatórias envolvidas, mantendo, assim, todas as informações estatísticas do problema original.

Conforme apresentado na seção 2.3, o índice de confiabilidade  $\beta$  é interpretado geometricamente no espaço das variáveis aleatórias normais reduzidas independentes. Portanto, como este é o espaço onde o método FORM trabalha, é necessário transformar as distribuições de todas as variáveis aleatórias do problema em distribuições normais reduzidas equivalentes, além de descorrelacioná-las. Assim, as etapas gerais do método FORM envolvem:

- a) Transformar as distribuições originais em normais reduzidas equivalentes;
- b) Determinar os coeficientes de correlação equivalentes para distribuições marginais normais;
- c) Eliminar a correlação através de alguma estratégia de decomposição.

A transformação de distribuições quaisquer em distribuições normais reduzidas passa por duas etapas: a transformação da distribuição das variáveis aleatórias originais X em uma distribuição normal equivalente  $(X_{NE})$ , para posteriormente a aplicação do modelo de Hasofer-Lind, transformando-as em variáveis aleatórias normais reduzidas Z. Em seguida, pode-se utilizar a transformação de Nataf (1962), para determinar os coeficientes de correlação equivalentes para as distribuições já transformadas no passo anterior. Finalmente, elimina-se a correlação entre as variáveis aleatórias normais reduzidas Z transformando-as em variáveis aleatórias normais reduzidas normais reduzidas normais reduzidas independentes Y. Para problemas de confiabilidade estrutural, é comum utilizar a decomposição de Cholesky para fatorar a matriz de correlação (MELCHERS, 1999).

Apresenta-se abaixo como seria a aplicação do FORM ao problema geral da confiabilidade estrutural, considerando que as variáveis aleatórias são independentes (boa

parte dos problemas de confiabilidade estrutural se encaixam nessa categoria, como é o caso do problema a ser analisado neste trabalho). Dessa forma, transformando a distribuição da variável aleatória em uma distribuição gaussiana e depois aplicando a transformação de Hasofer-Lind, cada ponto será levado diretamente de X (variáveis aleatórias na distribuição original) para Y (variáveis aleatórias normais reduzidas independentes).

Para se transformar uma distribuição de uma variável aleatória qualquer X para uma distribuição normal equivalente, deve-se primeiramente definir em que ponto  $x^*$  se dará essa equivalência. Decorre deste fato a natureza iterativa do método FORM, no qual pontos candidatos X são avaliados em cada passo, até a convergência. E para que duas distribuições sejam equivalentes em um ponto  $x^*$ , as seguintes equações devem ser atendidas:

$$\begin{cases} F_X(x^*) = F_{NE}(x^*) \\ f_X(x^*) = f_{NE}(x^*) \end{cases}$$
(2.23)

onde  $F_{NE}$  e  $f_{NE}$  são a CDF e a PDF da distribuição normal equivalente, respectivamente. Já as definições da CDF e PDF de uma distribuição normal são colocadas na Equação 2.24:

$$\begin{cases} F_{NE}(x^*) = \Phi\left(\frac{x^* - \mu_{X,NE}}{\sigma_{X,NE}}\right) \\ f_{NE}(x^*) = \frac{1}{\sigma_{X,NE}} \phi\left(\frac{x^* - \mu_{X,NE}}{\sigma_{X,NE}}\right) \end{cases}$$
(2.24)

onde  $\Phi e \phi$  são as funções CDF e PDF de distribuição gaussiana reduzida, ou seja, com média igual a zero e desvio padrão unitário. Trabalhando com as Equações 2.23 e 2.24, encontram-se as Equações 2.25:

$$\begin{cases} \sigma_{X,NE} = \frac{\phi \left\{ \Phi^{-1} \left[ F_X \left( x^* \right) \right] \right\}}{f_X(x^*)} \\ \mu_{X,NE} = x^* - \sigma_{X,NE} \Phi^{-1} \left[ F_X \left( x^* \right) \right] \end{cases}$$
(2.25)

De posse de  $\mu_{X,NE}$  e  $\sigma_{X,NE}$ , a variável aleatória  $X_i$  é transformada em  $Y_i$ , através da transformação de Hasofer-Lind, descrita na Equação 2.26. Vale destacar que, caso a variável aleatória  $X_i$  já obedeça uma distribuição normal,  $\mu_{X_i,NE} = \mu_{X_i}$  e  $\sigma_{X_i,NE} = \sigma_{X_i}$ .

$$Y_i = \frac{X_i - \mu_{X_i,NE}}{\sigma_{X_i,NE}} \tag{2.26}$$

Utilizando o problema básico de confiabilidade estrutural, onde a resistência R e a solicitação S são representadas por distribuições normais, a Equação 2.12 da margem de segurança, reescrita em função das variáveis transformadas Y será:

$$M(Y_{R}, Y_{S}) = R - S = Y_{R}\sigma_{R} + \mu_{R} - Y_{S}\sigma_{S} - \mu_{S}$$
(2.27)

Na superfície de falha,  $M\left(Y_R^f, Y_S^f\right) = 0$ , levando a  $Y_S^f$  ser função de  $Y_R^f$ , das médias e desvios-padrão:

$$Y_S^f = \frac{Y_R^J \sigma_R + \mu_R - \mu_S}{\sigma_S} \tag{2.28}$$

O quadrado da distância entre um ponto qualquer  $(Y_R, Y_S)$  e a origem é dado por  $d^2 = Y_R^2 + Y_S^2$ . Para se encontrar, então, um ponto que pertença à superfície de falha e que tenha a menor distância possível da origem, pode-se substituir a Equação 2.28 na equação do quadrado da distância acima, derivá-la em relação a  $Y_R^f$  e igualar a zero, uma vez que sendo a distância mínima, o seu quadrado também será. Realizando estas operações e organizando os membros, têm-se a Equação 2.29.

$$Y_R^* = -\frac{\sigma_R \left(\mu_R - \mu_S\right)}{\sigma_R^2 + \sigma_S^2} \tag{2.29}$$

onde  $Y_R^*$  é a coordenada  $Y_R$  do ponto pertencente à superfície de falha mais próximo do centro. Substituindo a Equação 2.29 na Equação 2.28, têm-se que  $Y_S^*$ , que de forma análoga é a coordenada  $Y_S$  do ponto pertencente à superfície de falha mais próximo do centro, pode ser calculado através da Equação 2.30.

$$Y_{S}^{*} = \frac{\sigma_{S} \left(\mu_{R} - \mu_{S}\right)}{\sigma_{R}^{2} + \sigma_{S}^{2}}$$
(2.30)

Para encontrar a mínima distância entre o ponto  $(Y_R^*, Y_S^*)$  e a origem, basta fazer  $d_{min} = \sqrt{(Y_R^*)^2 + (Y_S^*)^2}$ . Substituindo os valores das Equações 2.29 e 2.30, têm-se a Equação 2.31:

$$d_{min} = \frac{\mu_R - \mu_S}{\sqrt{\sigma_R^2 + \sigma_S^2}} \tag{2.31}$$

Observa-se que o índice de confiabilidade  $\beta$  (Equação 2.18) é idêntico a  $d_{min}$ , ou seja, corresponde à mínima distância entre a função de falha e a origem do espaço normal padrão. A Figura 9 apresenta uma superfície de falha  $(m(y_1, y_2) = 0)$  no espaço das variáveis reduzidas, o que ajuda a interpretar fisicamente a relação entre o  $d_{min}$  e o  $\beta$ . Aplicando a Equação 2.31 ao problema de exemplo onde foi aplicado o método de Monte Carlo, chega-se ao seguinte valor de  $\beta$ :

$$\beta = d_{min} = \frac{200 - 150}{\sqrt{10^2 + 30^2}} = 1,5811 \Rightarrow P_f = 0,057(5,7\%) = 10^{-1,2447}$$

Pode-se verificar a equivalência entre este valor e aquele obtido por meio do método de Monte Carlo. Assim, a solução de problemas de confiabilidade utilizando o método FORM se baseia na busca do ponto de projeto, geralmente utilizando o algoritmo conhecido como HLRF (HASOFER; LIND, 1974; RACKWITZ; FIESSLER, 1978) para tal busca. A seguir será apresentado de forma objetiva o referido algoritmo, que teve como motivação para sua criação a solução de problemas de confiabilidade estrutural.

#### 2.4.2.1 Algoritmo de Hasofer, Lind, Rackwitz e Fiessler

Segundo Beck (2021), a fórmula de recorrência do algoritmo HLRF tem como fundamento a busca por pontos  $\boldsymbol{y}$  no espaço normal reduzido que sejam pertencentes à superfície de falha  $g(\boldsymbol{y}) = 0$ , garantindo também que o vetor que vai da origem do espaço



Figura 9 – Representação da superfície de falha no espaço reduzido

normal reduzido a  $\boldsymbol{y}$  seja perpendicular à superfície de falha. Caso um ponto atenda a estas duas condições, o mesmo é um bom candidato a ponto de projeto, e a norma do vetor citado acima será a distância  $\beta$ , que é o indicador da probabilidade de falha da estrutura.

Tomando um ponto inicial  $\boldsymbol{y}_k$  em qualquer local do espaço normal reduzido, a função de falha  $g(\boldsymbol{y})$  é aproximada por uma expansão de série de Taylor  $\tilde{g}(\boldsymbol{y})$  em torno de  $\boldsymbol{y}_k$ , considerando-se apenas os termos até a primeira ordem. Calculando a função de falha aproximada em um ponto  $\boldsymbol{y}_{k+1}$ , tem-se que (Equação 2.32):

$$\tilde{g}\left(\boldsymbol{y}_{k+1}\right) = g\left(\boldsymbol{y}_{k}\right) + \nabla g\left(\boldsymbol{y}_{k}\right)^{T} \cdot \left(\boldsymbol{y}_{k+1} - \boldsymbol{y}_{k}\right) = 0$$
(2.32)

onde  $\nabla g(\boldsymbol{y}_k)$  é o gradiente da função de falha  $g(\boldsymbol{y})$  no espaço reduzido, avaliado no ponto  $\boldsymbol{y}_k$ . Quando a função de falha é mais complexa, geralmente utiliza-se de um método numérico para a definição de seu gradiente, como o método das diferenças finitas, por exemplo.

Com a linearização da função de falha, procura-se um novo ponto  $\boldsymbol{y}_{k+1}$ , de forma que  $\tilde{g}(\boldsymbol{y}_{k+1}) = 0$ . O valor inicial do índice de confiabilidade é dado por  $\beta_k = \sqrt{\boldsymbol{y}_k^T \cdot \boldsymbol{y}_k}$  e o vetor de cossenos diretores da função de falha ( $\boldsymbol{\alpha}_k$ ) é definido por:

$$\boldsymbol{\alpha}_{k} = \frac{\nabla g\left(\boldsymbol{y}_{k}\right)}{\left\|\nabla g\left(\boldsymbol{y}_{k}\right)\right\|} \tag{2.33}$$

Considerando que  $\boldsymbol{y}_k = -\boldsymbol{\alpha}_k \beta_k$  (BECK, 2021) e realizando manipulações algébricas para isolar  $\boldsymbol{y}_{k+1}$ , como apresentam Beck (2021) e Melchers (1999), chega-se à seguinte

expressão para determinação do novo ponto de projeto:

$$\boldsymbol{y}_{k+1} = -\boldsymbol{\alpha}_k \left[ \beta_k + \frac{g(\boldsymbol{y}_k)}{\|\nabla g(\boldsymbol{y}_k)\|} \right]$$
(2.34)

Na equação 2.34, o termo entre colchetes representa a nova aproximação do índice de confiabilidade. A expressão é utilizada iterativamente até que se atinja convergência em  $\boldsymbol{y}$  ou  $\beta$ , ou seja, até que  $\|\boldsymbol{y}_{k+1} - \boldsymbol{y}_k\|$  ou  $\|\beta_{k+1} - \beta_k\|$  seja menor do que um valor de tolerância. O processo de busca do ponto de projeto, segundo o algoritmo HLRF, é ilustrado na Figura 10.

Figura 10 – Representação gráfica da busca do ponto de projeto para um problema com duas variáveis



Um resultado adicional interessante que o algoritmo de HLRF trás são os Fatores de Importância (FI). O FI de uma variável aleatória indica a representatividade da mesma no valor final da  $P_f$  do problema: quanto maior o FI de uma variável aleatória, maior será a mudança da  $P_f$  do sistema com a alteração da caracterização estatística desta variável. Por exemplo, tomando um sistema com duas variáveis aleatórias, onde a primeira tem fator de importância de 80% e a segunda de 20% (o somatório dos FI dá 100%). Mantendo-se todos os outros parâmetros iguais, uma alteração de 10% no desvio padrão da primeira variável terá maior impacto na  $P_f$  do sistema do que essa mesma variação de 10% na dispersão da segunda variável.

Para encontrar o valor do FI de uma variável aleatória  $X_i$ , basta elevar o cosseno diretor da função de falha referente à esta variável ao quadrado (Equação 2.35).

$$\mathrm{FI}_{X_i} = \left(\alpha_{ki}\right)^2 \tag{2.35}$$

## 3 MODELOS DE RESISTÊNCIA DE REVESTIMENTOS

Neste capítulo serão apresentados os modelos de resistência que serão utilizados nas funções de falha dos tubulares. Serão considerados modelos de resistência última de Klever-Stewart para carregamentos de *burst* (pressão interna superior à pressão externa) e de Klever-Tamano para solicitações de colapso (pressão externa superior à interna). Ambos modelos têm seu emprego sugerido pela norma API TR 5C3 (2008), após a aplicação das formulações em centenas de tubos de diferentes fabricantes tomados para ensaios ao longo de décadas. Os modelos citados acima foram confrontados com outros da literatura, resultando em uma formulação final levemente modificada em relação às originais propostas em seus respectivos artigos. As formulações apresentadas neste trabalho serão as sugeridas pela API TR 5C3 (2008).

#### 3.1 Modelo de Klever-Stewart (Resistência a Ruptura Dúctil)

O modelo proposto por Klever e Stewart (1998) para resistência dos tubos à pressão interna foi selecionado pela API TR 5C3 (2008) dentre seis formulações candidatas, por apresentar a melhor concordância com dados de teste de rompimento de 106 tubos.

#### 3.1.1 Resistência Uniaxial

Tanto a formulação original de Klever-Stewart quando os ensaios de rompimento foram realizados em um cenário onde o tubo está submetido apenas à pressão interna, sem a ação de pressões externas ou forças axiais que não sejam resultado da aplicação desta pressão. Apesar deste cenário não ser o mais adequado para aplicação em projeto, onde há a atuação simultânea de pressões internas, externas e forças axiais, este modelo será apresentado a seguir, pois o modelo de resistência a falha por *burst* no limite elástico também considera esta situação, o que torna a comparação mais correta, em uma primeira análise. Assim, a Equação 3.1 apresenta a resistência em estado limite de um tubo ao *burst*  $(p_{iR})$  quando submetido exclusivamente a pressão interna, com as forças axiais provenientes somente da aplicação de pressão interna no tubo tamponado (*capped-end*):

$$p_{\rm iR} = k_{\rm dr} p_{\rm uts} \tag{3.1}$$

$$p_{\rm uts} = 2f_{\rm u} \frac{t_{\rm dr}}{D - t_{\rm dr}} \tag{3.2}$$

onde  $k_{\rm dr}$  (Equação 3.3) é um fator de correção baseado na deformação do tubo e no encruamento do material,  $p_{\rm uts}$  é a resistência à pressão interna última do tubo sem imperfeições,  $f_{\rm u}$  é o limite de ruptura do aço, D é o diâmetro externo do tubo e  $t_{\rm dr}$ (Equação 3.5) é a espessura considerada do tubo, levando em consideração aspectos normativos de tolerância de fabricação (espessura mínima de 87,5% da espessura nominal, geralmente) e eventuais fissuras. Na Equação 3.3,  $\eta$  é o fator de encruamento do aço, e caso este não seja determinado por meio de ensaios físicos, é possível aplicar a Equação 3.4 para determinar um valor aproximado, onde  $f_y$  é o limite de escoamento do aço do tubo (em ksi). Na Equação 3.5,  $t_{\min}$  é a mínima espessura do tubo – em projeto, utiliza-se a Equação 3.6, onde t é a espessura nominal do tudo e  $k_{wall}$  é a porcentagem mínima de tolerância da espessura de parede do tubo em relação à espessura nominal –,  $k_a$  é um fator de resistência a *burst*, que depende do tipo de aço ou pode ser determinado por ensaio, e a é a máxima profundidade de uma imperfeição por fissura que o tubo possa apresentar.

$$k_{\rm dr} = \left(\frac{1}{2}\right)^{\eta+1} + \left(\frac{1}{\sqrt{3}}\right)^{\eta+1} \tag{3.3}$$

$$\eta = 0,1693 - 0,000812f_{\rm y} \tag{3.4}$$

$$t_{\rm dr} = t_{\rm min} - k_{\rm a}a \tag{3.5}$$

$$t_{\min} = k_{\text{wall}} t \tag{3.6}$$

#### 3.1.2 Resistência Para Carregamentos Combinados

Para permitir um dimensionamento mais robusto da falha por *burst* utilizando o modelo de Klever-Stewart (KS), foram necessárias modificações nas equações para levar em consideração também a presença de pressão externa e força axial, que é a situação real à qual os tubulares estarão submetidos durante a vida produtiva do poço. Assim, a resistência a falha por *burst* no estado limite último com carregamentos combinados (ou resistência à ruptura dúctil)  $p_{iRa}$  sugerida pela API TR 5C3 (2008) está expressa na Equação 3.7:

$$p_{\mathrm{iRa}} = p_{\mathrm{o}} + \min\left(\frac{p_{\mathrm{M}} + p_{\mathrm{ref T}}}{2}, p_{\mathrm{M}}\right)$$
(3.7)

Na Equação 3.7, o termo  $p_{\rm o}$  é a pressão externa aplicada,  $p_{\rm M}$  é a resistência considerando a superfície de falha de von Mises e  $p_{\rm ref T}$  é a resistência considerando a superfície de falha de Tresca. O cálculo de  $p_{\rm M}$  está descrito nas Equação 3.8.

$$p_{\rm M} = p_{\rm ref \ M} \sqrt{1 - k_{\rm R} \left(\frac{F_{\rm eff \ KS}}{F_{\rm uts}}\right)^2} \tag{3.8}$$

onde  $p_{\text{ref M}}$  (Equação 3.10) é a resistência a ruptura considerando a superfície de falha de von Mises sem considerar a força axial aplicada ao tubo,  $k_{\text{R}}$  é um fator obtido na Equação 3.9,  $F_{\text{eff KS}}$  (Equação 3.11) é a força axial efetiva agindo no tubo considerando o modelo de Klever-Stewart, e  $F_{\text{uts}}$  (Equação 3.13) é a resistência axial última do tubo.

$$k_{\rm R} = \frac{4^{1-\eta} - 1}{3^{1-\eta}} \tag{3.9}$$

$$p_{\text{ref M}} = \left(\frac{2}{\sqrt{3}}\right)^{1+\eta} \left(\frac{1}{2}\right)^{\eta} p_{\text{uts}}$$
(3.10)

$$F_{\rm eff \ KS} = F_{\rm a} + p_{\rm o}A_{\rm s} - p_{\rm M}A_{\rm tdr} \tag{3.11}$$

$$A_{t_{dr}} = A_s \frac{(D - 2t_{dr})^2}{4t_{dr} (D - t_{dr})}$$
(3.12)

$$F_{\rm uts} = \pi t (D - t) f_{\rm u}, \qquad (3.13)$$

onde  $A_s$  é a área da seção transversal do tubo, que vale  $\pi t(D-t)$ , onde t é a espessura do tubo e D o diâmetro externo. Os outros termos das equações acima já foram explicados anteriormente. O cálculo de  $p_{\text{ref T}}$  está descrito na Equação 3.14. Com isso, todas as equações e variáveis para cálculo da resistência a falha por *burst* no estado limite último estão apresentadas.

$$p_{\text{ref T}} = \left(\frac{1}{2}\right)^{\eta} p_{\text{uts}} \tag{3.14}$$

Além das equações apresentadas acima, há um outro modo de falha possível quando há a combinação de pressão interna maior que a pressão externa  $(p_i > p_o)$  e esforço de tração, que é a falha por estiramento (*necking*). Nesta situação, deve ser calculada uma força efetiva, aqui denominada de força efetiva de Klever-Stewart ( $F_{\text{eff KS}}$ ), através das Equações 3.15 e 3.16. O limite para que o estiramento seja o modo de falha válido, ou seja, para que este ocorra antes da ruptura, está descrito na Equação 3.17.

$$F_{\rm eff \ KS} = F_{\rm uts} \sqrt{1 - k_{\rm N} \left(\frac{p_{\rm i} - p_{\rm o}}{p_{\rm ref \ M}}\right)^2} \tag{3.15}$$

$$k_{\rm N} = 4^{1-\eta} - 3^{1-\eta} \tag{3.16}$$

$$\frac{p_{\rm i} - p_{\rm o}}{p_{\rm ref M}} <= \left(\frac{1}{2}\right)^{1-\eta} \tag{3.17}$$

A norma API TR 5C3 (2008) apresenta um gráfico comparativo das diferentes equações e modos de falha possíveis para o problema apresentado acima. Este comparativo se encontra na Figura 11, onde a curva 1 é a equação exata de ruptura, a curva 2 é a do modelo de falha de Klever-Stewart modificado proposto pela norma (Equação 3.7), a curva 3 demonstra o a região de transição entre da falha por estiramento (curva 4, Equação 3.15), e a curva 5 apresenta a curva de colapso local do tubo (*wrinkling*). No gráfico, o eixo horizontal traz a razão entre a força efetiva e a resistência axial última do tubo ( $F_{\rm eff KS}/F_{\rm uts}$ ) e o eixo vertical descreve a razão entre a diferença de pressão e resistência à *burst* sem carregamento combinado ( $(p_{\rm i} - p_{\rm o})/p_{\rm iR}$ ).

Da forma que as equações são apresentadas pela norma, entende-se que se faz necessário que a solução das equações seja feita de forma iterativa, uma vez que a força efetiva de Klever-Stewart (Equação 3.11) depende da resistência considerando a superfície de falha de von Mises(Equação 3.8), que por sua vez depende da força efetiva de Klever-Stewart. Para resolver este problema, Araújo *et al.* (2019) apresentam uma nova forma de abordar as equações, introduzindo o conceito de força equivalente, descrita na Equação 3.18.

$$F_{\rm eq} = F_{\rm a} + A_{\rm s} \min\left(p_{\rm i}, p_{\rm o}\right) \tag{3.18}$$



Figura 11 – Formulação de Klever-Stewart

Com esta definição, como em casos de *burst* min  $(p_i, p_o) = p_o$ , têm-se que:

$$F_{\rm eff \ KS} = F_{\rm eq} - p_{\rm M} A_{\rm tdr} \tag{3.19}$$

Para solucionar o trecho de ruptura dúctil, substitui-se a Equação 3.19 na Equação 3.8, e fazendo as devidas manipulações chega-se à Equação 3.20:

$$\left(\left(\frac{F_{\rm uts}}{p_{\rm ref M}}\right)^2 + k_{\rm r}A_{\rm t_{dr}}^2\right)p_{\rm M}^2 - (2k_{\rm r}A_{\rm t_{dr}})F_{\rm eq}p_{\rm M} + k_{\rm r}F_{\rm eq}^2 - F_{\rm uts}^2 = 0$$
(3.20)

Já para a falha por estiramento, substitui-se a Equação 3.19 na Equação 3.15, chegando à Equação 3.21:

$$\left(k_{\rm N}\left(\frac{F_{\rm uts}}{p_{\rm ref M}}\right)^2 + A_{\rm t_{dr}}^2\right)p_{\rm M}^2 - (2A_{\rm t_{dr}})F_{\rm eq}p_{\rm M} + F_{\rm eq}^2 - F_{\rm uts}^2 = 0$$
(3.21)

Pode-se verificar nas Equações 3.20 e 3.21 que a pressão  $p_{\rm M}$  depende apenas dos parâmetros do tubo e da força equivalente, eliminando a necessidade de solução iterativa. A Figura 12 apresenta um exemplo de envelopes de Klever-Stewart utilizando as equações modificadas para um tubo específico. A linha azul define a resistência do tubo pelo critério de Tresca, a curva laranja representa o critério de ruptura dúctil, a verde a falha por *necking* e a vermelha é a envoltória final, que penaliza a curva de ruptura dúctil quando o critério de Tresca é mais crítico e substitui a ruptura dúctil pelo *necking* quando este ocorre primeiro.

## 3.2 Modelo de Resistência de Klever-Tamano

Em geral, projetos de revestimento de poços de petróleo são limitados por cenários de colapso, por geralmente apresentarem valores de resistência inferiores às resistências à



Figura 12 – Exemplo de envelopes de Klever-Stewart utilizando  $F_{eq}$ 

falha por *burst*, uma vez que o tubo geralmente falha por instabilidade, sendo mais sensível a imperfeições de fabricação.

Apesar da recomendação de formulação de colapso ser mantida idêntica à da API 5C3 (1999), a API TR 5C3 (2008) traz um anexo informativo onde é tratada uma nova metodologia para cálculo da resistência ao colapso para os tubulares de poços de óleo e gás. A formulação ainda não é recomendada por depender fortemente de dados estatísticos de produção destes tubos. Portanto, entende-se que, para se obter modelos mais robustos, a indústria e os projetistas devem aprimorar o conhecimento acerca dos elementos que estão sendo utilizados nos projetos, melhorando a aquisição, registro e tratamento estatístico dos dados de controle de qualidade de fabricação.

Foram analisados onze modelos de determinação de resistência ao colapso, e confrontados com 2986 resultados de testes de colapso de tubos. Estes dados foram obtidos com diversos fabricantes, e foram coletados entre os anos 1977 e 2000. Entre os modelos analisados, o modelo de (KLEVER; TAMANO, 2006) foi o que apresentou a melhor correlação com os dados experimentais, onde a resistência a pressão pelo modelo de Klever-Tamano ( $p_{oKT}$ ) está descrita na Equação 3.22.

$$p_{\text{oKT}} = p_{\text{i}} + \frac{(\Delta p_{\text{e}} + \Delta p_{\text{y}}) - \sqrt{(\Delta p_{\text{e}} - \Delta p_{\text{y}})^2 + 4\Delta p_{\text{e}}\Delta p_{\text{y}}H_{\text{t}}}}{2(1 - H_{\text{t}})}$$
(3.22)

onde  $p_i$  é a pressão interna,  $\Delta p_e$  é a resistência ao colapso elástico,  $\Delta p_y$  é a resistência ao colapso por escoamento do aço e  $H_t$  é um fator de decremento que varia de acordo com

propriedades de fabricação do aço e do tubo (Equação 3.23).  $\Delta p_{\rm e}$  é calculada através da Equação 3.24.

$$H_{\rm t} = 0.127ov + 0.0039ec - 0.440rs + h_n \tag{3.23}$$

$$\Delta p_{\rm e} = k_{\rm e} \frac{2E}{(1-\nu^2)(\frac{D}{t})(\frac{D}{t}-1)^2}$$
(3.24)

onde ov e ec são a ovalização e excentricidade do tubo, respectivamente, rs é a tensão residual do aço,  $k_e$  é um fator de degradação de projeto para colapso elástico,  $E e \nu$  são o módulo de elasticidade e o coeficiente de Poisson do aço, respectivamente,  $\nu$  é o coeficiente de Poisson, D e t são o diâmetro externo e espessura do tubo. Já a resistência ao colapso pelo limite de escoamento do aço ( $\Delta p_y$ ) pode ser calculada pelo critério de Tresca ( $\Delta p_{y T}$  - Equação 3.25) ou pelo de von Mises ( $\Delta p_{y M}$  - Equação 3.26), e está descrita na Equação 3.28.

$$\Delta p_{\rm y \ T} = k_{\rm y} \frac{2f_{\rm y}t}{D-t} \tag{3.25}$$

$$\Delta p_{\rm y \, M} = \frac{4}{\sqrt{3}} \frac{t}{(D-t)} k_{\rm y} f_{\rm y} \sqrt{1 - \left(\frac{F_{\rm eff \, KT}}{F_{\rm y}}\right)^2} = p_{\rm o \, M} - p_{\rm i} \tag{3.26}$$

onde  $k_y$  é um fator de degradação de projeto para colapso por escoamento,  $f_y$  é o limite de escoamento do aço,  $F_{\text{eff KT}}$  é a força efetiva de Klever-Tamano (Equação 3.27) e  $F_y$  é a resistência axial de escoamento do tubo  $(A_s f_y)$ .

$$F_{\rm eff \ KT} = F_{\rm a} - p_{\rm i}A_{\rm i} + p_{\rm o \ M}A_{\rm o} \tag{3.27}$$

onde  $A_i$  é a área interna do tubo  $(\pi (D - 2t)/4)$  e  $A_o$  é a área externa do tubo  $(\pi D/4)$ . A resistência  $\Delta p_y$  é calculada, então, pela Equação 3.28.

$$\Delta p_{y} = \begin{cases} \frac{\Delta p_{y T} + \Delta p_{y M}}{2} & \sec \Delta p_{y M} > \Delta p_{y T} \\ \Delta p_{y M} & \sec \Delta p_{y M} \le \Delta p_{y T} \end{cases}$$
(3.28)

De forma similar à solução de carregamentos combinados por Klever-Stewart, verifica-se a necessidade de solucionar as equações iterativamente, pois a resistência ao colapso por escoamento pelo critério de von Mises (Equação 3.26) depende da força efetiva de Klever-Tamano (Equação 3.27), que por sua vez depende da primeira. De forma similar à solução apresentada para Klever-Stewart, Araújo *et al.* (2019) apresentam uma nova forma de abordar as equações, utilizando o mesmo conceito de força equivalente. Como em casos de colapso min  $(p_i, p_o) = p_i$ , têm-se que:

$$F_{\rm eff \ KT} = F_{\rm eq} - \Delta p_{\rm y \ M} A_{\rm s} \tag{3.29}$$

Substituindo a Equação 3.29 na Equação 3.26 e reorganizando os termos, chega-se à Equação 3.30:

$$\left(A_{\rm o} + \frac{3}{16} \left(\frac{A_{\rm s} \left(D - t\right)}{t}\right)^2\right) \Delta p_{\rm y \, M}^2 + (2A_{\rm o}) F_{\rm eq} \Delta p_{\rm y \, M} + F_{\rm eq}^2 - F_{\rm y}^2 = 0 \tag{3.30}$$

Pode-se verificar na Equação 3.30 que a pressão  $\Delta p_{\rm y \ M}$  depende apenas dos parâmetros do tubo e da força equivalente, eliminando a necessidade de solução iterativa. A Figura 13 apresenta um exemplo de envelopes de Klever-Tamano utilizando as equações modificadas para um tubo específico, onde as linhas azul e laranja são as equações dos critérios de falha elástica e de Tresca, respectivamente, a curva verde é o envelope de falha pelas equações de von Mises, e a curva vermelha é o envelope final, que combina todas as outras equações.





Fonte: Araújo et al. (2019)

## 4 RESULTADOS E CONCLUSÕES

Para calcular os resultados deste trabalho, será utilizada a biblioteca de cálculo do Sistema de Confiabilidade de Revestimento (SCORE). O SCORE é uma ferramenta utilizada na indústria de petróleo para auxiliar no dimensionamento de revestimentos de poços, e uma de suas funcionalidades é o emprego de métodos de confiabilidade estrutural para determinar a probabilidade de falha de um tubular submetido a um certo carregamento. Para tanto, em sua biblioteca de cálculo está implementado o método FORM, que apresenta uma boa acurácia de resultados com um tempo bastante reduzido de processamento quando comparado ao método de Monte Carlo, que é o mais preciso quando bem aplicado, mas bastante custoso. Como a utilização do FORM da ferramenta já está validada (GOUVEIA *et al.*, 2014) (SILVA, 2018), não será utilizado o método de Monte Carlo neste trabalho.

Estando validada a implementação do método FORM, a próxima verificação para garantir que os resultados da biblioteca podem ser considerados válidos para o estudo é a variação da probabilidade de falha  $(P_f)$  de tubos de um grau específico variando-se a sua esbeltez, ou seja, a razão entre o diâmetro do tubo e sua espessura (D/t). Esse estudo foi realizado pela API TR 5C3 (2008), de onde também foi retirada a caracterização estatística das variáveis aleatórias dos tubos, descritas nas Tabelas 3 e 4. Especificamente para a Tabela 3, alguns dados não presentes na API TR 5C3 (2008) foram retirados do trabalho de Tallin *et al.* (1998) e de dados fornecidos por fabricantes. O gráfico apresentado na norma é reproduzido na Figura 14, e foi elaborado com o intuito de demonstrar a grande variabilidade da  $P_f$  utilizando-se como carregamento a resistência fornecida pelas equações de colapso utilizadas até então, reforçando a ideia de que uma abordagem probabilística nos projetos é bastante justificável.

Na Figura 14, a curva 1 é referente a tubos de grau de aço L-80 que sofreram alinhamento a frio (*cold rotary straightened - CRS*), a curva 2 referente tubos do mesmo grau de aço que sofreram alinhamento a quente (*hot rotary straightened - HRS*), e a curva 3 a tubos que não sofreram alinhamento. A forma de alinhamento do tubo altera as suas propriedades estatísticas, o que justifica a diferença entre as curvas. Para se obter essas curvas, foi considerado como carregamento (determinístico) a resistência ao colapso do tubo obtida através das equações clássicas da API. Já a resistência foi obtida de forma probabilística, utilizando a equação de Klever Tamano de resistência última sugerida pela própria API TR 5C3 (2008).

Ainda sobre a Tabela 3, os parâmetros descritos nela são:  $f_y$  – limite de escoamento;  $f_u$  – limite de ruptura;  $mu_{KS}$  – incerteza do modelo de Klever-Stewart; rs – tensão residual;  $mu_{KT}$  – incerteza do modelo de Klever-Tamano.

Crau	f	$\frac{y}{y}$	$f_u$		$mu_{KS}$		rs		$mu_{KT}$	
Giau	Média	COV	Média	COV	Média	COV	Média	COV	Média	COV
J-55	1,23	0,0719	1,3841	0,0488	1,05	0,019	-0,237	0,332	0,9991	0,067
X-50	,	,	,	,	,	,	,	,	,	
X-60										
X-70	1,1	0,0422	1,09	0,0361	1,05	0,019	-0,138	0,507	0,9991	0,067
X-80										
L-80	11	0.042	1.0853	0 0333	1.05	0.010	0.138	0.507	0.0001	0.067
CR-13 L-80	1,1	0,042	1,0000	0,0000	1,00	0,015	-0,150	0,507	0,3331	0,007
N-80	1,21	0,0511	1,1581	0,0547	1,05	0,019	-0,237	0,332	0,9991	0,067
T-95	1,08	0,05	1,1022	0,0102	1,05	0,019	-0,237	0,332	0,9991	0,067
CR-13 C-95	1,08	0,0394	1,1106	0,0287	1,05	0,019	-0,138	0,507	0,9991	0,067
C-110	1,1	0,0422	1,09	0,0361	1,05	0,019	-0,138	0,507	0,9991	0,067
C-110 HC										
P-110	11	0.026	1 1 1 9	0.0500	1.05	0.010	0.129	0.507	0.0001	0.067
HCSS/110KSI	1,1	0,030	1,115	0,0509	1,05	0,019	-0,130	0,507	0,9991	0,007
SMSS/110KSI										
C-125 HC										
Q-125	11	0 0220	1.0744	0.0080	1.05	0.010	0.129	0.507	0.0001	0.067
Q-125 HC	1,1	0,0329	1,0744	0,0089	1,00	0,019	-0,136	0,307	0,9991	0,007
SDSS/125KSI										

Tabela 3 – Caracterização estatística dos graus de aço

Tabela 4 – Caracterização estatística geométrica dos tubos

Propriedade	Média	COV	Distribuição
Diâmetro externo	1,0059	0,00181	Normal
Espessura	1,0069	0,0259	Normal
Espessura mínima	0,973	0,0157	Normal
Excentricidade	3,924	0,661	Weibull 2P
Ovalização	0,217	0,541	Weibull 2P

A Figura 15 apresenta a mesma curva disponível na API TR 5C3 (2008), mas calculada pelo SCORE para três graus de aço (L-80, P-110 e Super Duplex 125 ksi), utilizando a caracterização estatística dos parâmetros de fabricação sugeridos pela API TR 5C3 (2008). Pode-se verificar que o comportamento das curvas das Figuras 14 e 15 são bastante semelhantes, indicando que a implementação da metodologia proposta pela API TR 5C3 (2008) no SCORE está adequada.

Apesar da API TR 5C3 (2008) utilizar apenas as equações de estado limite último para cálculo da resistência probabilística, foi realizado o estudo da variação do probabilidade de falha dos mesmos tubos anteriores, mas desta vez considerando a resistência probabilística determinada através das equações tradicionais de colapso, no estado limite de serviço (ELS), para fins acadêmicos. O resultado encontra-se na Figura 16. Verifica-se que seu comportamento é bem diferente do apresentado pelas equações de ELU.



Figura 14 – Probabilidade de falha pela esbeltez (D/t), grau L-80 - API TR 5C3 (2008)

Figura 15 – Probabilidade de falha pela esbeltez (D/t) - SCORE (ELU)



Fonte: elaborada pelo autor

#### 4.1 Tubos considerados no trabalho

Para a realização deste trabalho, foi considerado um conjunto de tubos como representativo dos tubos utilizados comumente em projetos de revestimentos de poços de petróleo. A seleção dos tubos foi realizada tendo como base a experiência do autor e a análise de alguns projetos atuais de revestimentos de poços de petróleo em diversos campos de águas profundas no Brasil. Assim, através da simulação de cenários de carregamentos em todo este lote de tubos, espera-se que os resultados obtidos estejam alinhados com o que vem sendo praticado e utilizado pela indústria.



Figura 16 – Probabilidade de falha pela esbeltez (D/t) - SCORE (ELS)

Fonte: elaborada pelo autor

O conjunto selecionado dos tubos está na Tabela 5. Pode-se verificar que alguns tubos estão identificados como HC (*High Collapse*). Estes tubos são utilizados com frequência em projetos de revestimentos de poços de petróleo, e apresentam uma resistência ao colapso maior do que a que seria obtida utilizando-se as equações de ELS da API TR 5C3 (2008). Isso se deve ao fato destes tubos terem um melhor controle de qualidade durante a sua fabricação, diminuindo a dispersão na espessura, diâmetro externo, ovalização, etc. Além disso, a resistência de um tubo HC é determinada estatisticamente, através de diversos ensaios de resistência, levando o fabricante a garantir que a resistência obtida de fato pelo tubo é maior do que a determinada pelas equações clássicas de colapso da API TR 5C3 (2008). Portanto, como as resistências dos tubos HC são determinadas pelos fabricantes, que não disponibilizam facilmente seus dados de fabricação, estes tubos serão desconsiderados quando da análise dos resultados para as equações de colapso (ELS e ELU), sendo utilizados somente para compor a massa de dados para a falha por *burst*, uma vez que este modo de falha não é afetado pelo fato do tubo ser HC.

OD	Grau	Peso $(lb/p\acute{e})$	HC	OD	Grau	Peso $(lb/p\acute{e})$	HC
22"	X-80	188		22"	X-70	253	
22"	X-80	253		20"	X-56	133	
20"	X-60	133		20"	X-80	156	
20"	X-70	209		18"	P-110	117	
18''	X-80	162		18"	X-80	162	
18''	P-110	162		16"	N-80	84	
14"	C-125 HC	114	*	14"	C-125 HC	115	*
14"	Q-125	115		13  5/8"	C-110 HC	88.2	*
13  5/8"	C-110	88.2		$13 \ 3/8"$	J-55	68	
$13 \ 3/8"$	P-110	72		$13 \ 3/8"$	Q-125	72	
$13 \ 3/8"$	N-80	72		$13 \ 3/8"$	C-110 HC	72	*
$10 \ 3/4"$	P-110	60.7		$10 \ 3/4"$	HCSS/110KSI	60.7	*
$10 \ 3/4"$	L-80	60.7		$10 \ 3/4"$	C-110 HC	65.7	*
$10 \ 3/4"$	CR-13 T-95	65.7		$10 \ 3/4"$	C-110	65.7	
$10 \ 3/4"$	CR-13 L-80	65.7		$10 \ 3/4"$	C-125 HC	65.7	*
$10 \ 3/4"$	C-110 HC	71.1	*	$10 \ 3/4"$	HCSS/110KSI	71.1	*
$10 \ 3/4"$	HCSS/110KSI	73.2	*	$10 \ 3/4"$	C-110 HC	85.3	*
$10 \ 3/4"$	L-80	85.3		$10 \ 3/4"$	C-110	85.3	
$10 \ 3/4"$	C-125 HC	85.3	*	$10 \ 3/4"$	SCr13-110	85.3	
$10 \ 3/4"$	C-110 HC	109	*	$10 \ 3/4"$	$\mathrm{SDSS}/125\mathrm{KSI}$	109	
9.7/8"	$\mathrm{SDSS}/125\mathrm{KSI}$	66.9		9  7/8"	C-125 HC	66.9	*
9.7/8"	SMSS/110KSI	66.9		9.7/8"	C-110 HC	66.9	*
9.5/8"	P-110	47		9.5/8"	C-110 HC	53.5	*
9.5/8"	$\mathrm{SDSS}/125\mathrm{KSI}$	53.5		95/8"	HCSS/110KSI	53.5	*
9.5/8"	C-110 HC	53.5	*	7"	P-110	29	
7"	$\mathrm{SMSS}/110\mathrm{KSI}$	32		7"	P-110	32	
7"	T-95	32		7"	Q-125 HC	32	*

Tabela 5 – Lote de tubos selecionado para estudo

#### 4.2 Análise de Burst

Para a geração dos resultados deste trabalho, foram geradas simulações de probabilidades de falha para os tubos de revestimentos selecionados, considerando diferentes situações. Para a falha por *burst*, como a resistência tradicionalmente aplicada nos projetos de revestimento continua sendo a equação clássica da API, que depende apenas do diferencial de pressão, foram consideradas duas situações distintas para cada um dos tubos selecionados.

Na primeira situação, o carregamento aplicado nos tubos foi igual à sua resistência obtida pela equação da API. Nesta situação, está sendo considerado que o FS mínimo para falhas por *burst* para aprovação do projeto é igual a 1,0: só há falhas quando o carregamento for maior do que a resistência.

Na segunda situação, o carregamento será a resistência majorada em 10%  $(1, 1C \le R)$ , visando simular a situação onde o FS mínimo para falhas por *burst* é de 1,1: este valor costuma ser utilizado para aprovação de projetos de revestimento, e é mais conservador,

por considerar que o projeto é seguro caso o carregamento seja inferior à resistência do tubo dividida por 1,1 ( $C \leq R/1, 1$ ).

Em cada uma das situações citadas acima, ainda foram consideradas duas equações diferentes para a resistência: a própria equação clássica da API, mas agora utilizando parâmetros estatísticos, e a equação de ELU de Klever-Stewart citada anteriormente. A Figura 17 apresenta os resultados da primeira situação ( $C = R_{API}$ ), a Figura 18 da segunda ( $C = 1, 1R_{API}$ ) e a Figura 19 os resultados combinados.



Figura 17 – Resultados de  $P_f$  para falha por *burst* ( $C = R_{API}$ )

Fonte: elaborada pelo autor



Fonte: elaborada pelo autor

Os resultados são apresentados em formas de percentis, sendo o valor mínimo de  $P_f$ limitado a  $10^{-10}$ . Por exemplo, analisando a curva de resistência no ELU para  $C = 1, 1R_{API}$ – ELU (C = 1,1 R\_API) – pode-se verificar que cerca de 60% dos tubos selecionados para



Figura 19 – Resultados de  $P_f$  para falha por *burst* (geral)

Fonte: elaborada pelo autor

este estudo terão uma  $P_f$  menor ou igual a aproximadamente  $10^{-8}$  quando submetidos a um carregamento 10% superior à sua resistência nominal API, se for considerada a equação de resistência do ELU. Neste estudo, a maior  $P_f$  considerando a resistência no ELU na situação conservadora ( $C = 1, 1R_{API}$ ) seria  $1, 62 \cdot 10^{-5}$ . Para ambos os casos, dentre os tubos que apresentaram as maiores  $P_f$  houve uma maior concentração de tubos com graus de aço de limite de escoamento de 110 ksi.

Na Tabela 6 são apresentados os mesmos resultados da Figura 19, para facilitar a consulta, com destaque para a última linha, que apresenta os resultados que mais se alinham com a proposta deste trabalho, de calcular a  $P_f$  dos tubos com carregamentos aprovados hoje em projetos.

Percentil	<b>API</b> $(C = R_{API})$	$\mathbf{API} \ (C = 1, 1R_{\mathrm{API}})$	<b>ELU</b> $(C = R_{API})$	<b>ELU</b> $(C = 1, 1R_{\text{API}})$
10%	2,85E-07	3,99E-03	1,00E-10	1,00E-10
20%	2,85E-07	3,99E-03	1,00E-10	1,00E-10
30%	1,85E-06	6,98E-03	1,00E-10	1,00E-10
40%	1,85E-06	6,98E-03	1,00E-10	1,00E-10
50%	2,95E-05	1,62E-02	1,00E-10	4,27E-10
60%	2,95E-05	1,62E-02	1,00E-10	9,93E-09
70%	2,95E-05	1,62E-02	1,00E-10	2,82E-08
80%	2,95E-05	1,62E-02	1,00E-10	1,43E-07
90%	2,95E-05	1,62E-02	8,99E-10	1,23E-06
100%	1,41E-04	3,07E-02	1,90E-08	1,62E-05

Tabela 6 – Resultados de  $P_f$  para falha por *burst* 

#### 4.3 Análise de Colapso

Estudo similar foi realizado para a falha por colapso, com uma primeira diferença de que não foram considerados os tubos HC, pelos motivos explicados anteriormente. E

como a falha por colapso é mais complexa do que a por *burst*, por depender de mais parâmetros e poder ocorrer de mais formas diferentes, a análise das  $P_f$  será mais detalhada, iniciando-se com a verificação da influência da esbeltez do tubo (D/t) na  $P_f$ , estudo similar ao realizado na Figura 15, mas aplicado à amostra de tubos selecionada. Da mesma forma que o estudo anterior, foi considerado um carregamento determinístico encontrado através das equações clássicas da API e resistência probabilística utilizando do ELU. O resultado deste estudo está na Figura 20.



Figura 20 –  $P_f$  vs esbeltez (amostra)

Fonte: elaborada pelo autor

Pode-se verificar que o comportamento é similar ao encontrado anteriormente, com queda da  $P_f$  até uma esbeltez de aproximadamente 20 e depois tendo um comportamento mais imprevisível. A variação da  $P_f$  para uma mesma esbeltez se deve ao fato da amostra possuir tubos de graus de aço diferentes para uma mesma esbeltez.

Diferentemente da falha por *burst*, geralmente projetos de revestimento são aceitos com FS mínimo de colapso igual a 1,0. Assim, o mesmo estudo de percentis de  $P_f$  é aplicado para três cenários diferentes: carregamento determinístico API com resistência probabilística API; carregamento determinístico API com resistência ELU; e carregamento determinístico das equações de KT de projeto com resistência ELU. No último cenário, a diferença entre o carregamento e a resistência é que o primeiro é encontrado através de equações de projeto, que consideram alguns fatores que minoram a resistência para realizar projetos mais seguros, enquanto a segunda é a equação de resistência última. Neste primeiro estudo não foi considerada a influência da força axial (FA), que diminui a resistência tanto pela equação da API quanto a do ELU, e os resultados se encontram na Figura 21.

Já se pode observar que, mesmo com FS = 1,0 as  $P_f$  de colapso são maiores do que as de *burst*, colaborando com o entendimento geral de que este modo de falha é mais



Figura 21 – Resultados de  ${\cal P}_f$  para falha por colapso (sem força axial)

Fonte: elaborada pelo autor

crítico para os projetos, por apresentar menos margem de segurança. Outra curiosidade que pode ser observada na Figura 21 é que, em cerca de 25% dos tubos estudados, a resistência de Klever-Tamano foi inferior à clássica da API, pois aproximadamente a partir do percentil 75 a  $P_f$  considerando o carregamento igual à resistência clássica da API foi superior àquela calculada quando considerado o carregamento igual à resistência de KT.

### 4.3.1 Influência da Força Axial

Durante a realização dos estudos, foi identificado que, a depender do valor da força axial, há uma variação nos FI na  $P_f$  do sistema, tanto na equação da API quanto na de ELU. A Figura 22 demonstra essa situação, mostrando a variação dos FI na equação de resistência ao colapso API das três variáveis estatísticas consideradas (limite de escoamento fy, diâmetro D e espessura t) para um tubo de 10 3/4"85,3 lb/pé P-110. Nesta figura, a força axial (FA) é representada como uma porcentagem da força de tração limite que leva à resistência zero na equação clássica da API. Ou seja, quando FA = 100%, a resistência ao colapso no ELS é a mínima, no limite de ser igual a zero. Este será o padrão adotado para os gráficos apresentadas a seguir.

Analisando a Figura 22, é possível observar que a variação da força axial terá influência na  $P_f$  final. A Figura 23 apresenta a variação média dos FI para toda a amostra considerada, apresentando resultado similar. E, como em projetos de poços reais a influência da força axial na resistência ao colapso não é desprezada, também foi realizada análise da influência da força axial nos resultados finais.

São apresentados agora gráficos com os resultados para os três cenários de colapso estudados anteriormente, variando a porcentagem da força axial conforme comentado acima. Na Figura 24 o carregamento e a resistência são os descritos pela API, na Figura 25



Figura 22 – Fatores de Importância (tubo 10 3/4"85,3 lb/pé P-110)



Figura 23 – Fatores de Importância (médios)



Fonte: elaborada pelo autor

o carregamento é o encontrado pelas equações de projeto de KT e a resistência do ELU, e na Figura 26 o carregamento é da API e a resistência probabilística é a do ELU.

Finalmente, na Figura 27 são apresentadas as maiores  $P_f$  para cada percentil nos cenários de colapso estudados, considerando os diversos valores da força axial.

Nota-se que, nas Figuras 24 e 25, os maiores valores de  $P_f$  ocorrem quando não há força axial (FA = 0%), situação que nem sempre é encontrada em situações reais de carregamentos, com as curvas de  $P_f$  diminuindo com um maior valor da força axial. Uma explicação possível para este comportamento é que o impacto da força axial na resistência determinística nestes dois casos (que é numericamente igual ao carregamento considerado) é maior do que na resistência probabilística, por conta da média do limite de escoamento – variável aleatória com maior FI – ser superior à unidade para todos os graus de aço, ou seja,



#### Figura 24 – Resultados de $P_f$ vs FA (API)







Fonte: elaborada pelo autor

a média dos limites de escoamento considerado é sempre maior do que o nominal. Já na Figura 26, que é a situação mais representativa para a proposta do trabalho, pois confronta um carregamento que é utilizado hoje na prática de projetos contra uma resistência última probabilística, o comportamento das curvas é mais aleatório, justificado pelo impacto de forma diferenciada na resistência e no carregamento da força axial.

Na Figura 27 e na Tabela 7 são apresentados os resultados mais críticos de colapso, considerando-se todos os valores de força axial, com destaque para a última linha da tabela, que novamente apresenta os resultados que mais se alinham com a proposta deste trabalho, de calcular a  $P_f$  no ELU dos tubos com carregamentos aprovados hoje em projetos.



Figura 26 – Resultados de  $P_f$ v<br/>s FA (API / ELU)







Fonte: elaborada pelo autor

Tabela 7 – Lote de tubos selecionado para estudo

Percentil	C/R = API	C=KT, R=ELU	C=API, R=ELU
10%	1,17E-01	3,07E-03	6,20E-04
20%	1,50E-01	3,46E-03	2,56E-03
30%	1,71E-01	3,74E-03	8,14E-03
40%	2,30E-01	4,33E-03	1,18E-02
50%	2,51E-01	4,65E-03	1,53E-02
60%	2,73E-01	4,93E-03	1,88E-02
70%	2,75E-01	5,18E-03	2,42E-02
80%	3,04E-01	$5,\!65E-03$	2,99E-02
90%	3,60E-01	5,81E-03	3,53E-02
100%	4,83E-01	6,10E-03	7,76E-02

## 4.4 Conclusões

Ao término deste trabalho, espera-se ter contribuído com um melhor entendimento sobre os possíveis valores que a  $P_f$  pode assumir em um projeto de revestimento de poços de petróleo. Em algumas situações, como o caso da consideração de resistência probabilística API de colapso, houve cenários com FS = 1,0 levando a uma  $P_f$  próxima a 50%. Por outro lado, considerando-se que a resistência a ser considerada é a do ELU, a máxima  $P_f$  encontrada para um carregamento com FS = 1,0 foi de 8%. Este valor ainda é alto, considerando-se o efeito catastrófico que a falha de um revestimento pode causar em um poço, mas vale lembrar que dois aspectos importantes da confiabilidade estrutural não foram levados em conta neste trabalho.

O primeiro aspecto é que os dados estatísticos dos tubos não necessariamente são representativos para os tubos que serão utilizados no poço. A base de dados utilizada para geração dos parâmetros estatísticos deste trabalho possui tubulares manufaturados a partir de 1970, e com os avanços tecnológicos há uma boa chance de que os revestimentos fabricados nos dias atuais tenham um melhor controle de qualidade, o que por si só já deve levar a menores valores de  $P_f$ .

O outro aspecto importante é que a probabilidade de ocorrência do evento que levaria a um FS mais crítico (próximo a 1,0) não foi considerada, ou seja, partiu-se do princípio que o evento irá acontecer e que o FS será 1,0. Mas na prática de projetos, os FS mais críticos costumam estar atrelados a eventos de probabilidade de ocorrência muito baixa, sendo alguns deles quase que somente teóricos, como um esvaziamento total da coluna, que leva a cargas críticas de colapso. Se for combinada a probabilidade de ocorrência dos eventos (através de uma análise estatística de sua ocorrência ao longos dos últimos 5 anos, por exemplo) com a  $P_f$  do carregamento, deve-se chegar a valores bem mais razoáveis da  $P_f$  final.

Por fim, espera-se que a apresentação das curvas de percentis de  $P_f$  ajudem a indústria a adotar a aplicação do conceito de confiabilidade estrutural em seus projetos de forma mais abrangente, dando um entendimento melhor da  $P_f$  esperado para situações críticas atualmente aprovadas em projeto.

# REFERÊNCIAS

ADAMS, A.; MOORE, P.; PAYNE, M. On the calibration of design collapse strengths for quenched and tempered pip. SPE Drilling & Completion, v. 18, n. 03, p. 214–227, 2003.

ADAMS, A.; PARFITT, S.; REEVES, T.; THOROGOOD, J. Casing system risk analysis using structural reliability. *Conf*, p. 169–178, 1993.

ADAMS, A.; WARREN, A.; MASSON, P. On the development of reliability-based design rules for casing collapse. In: *SPE Applied Technology Workshop on Risk Based Design of Well Casing and Tubing.* The Woodlands, Texas: Society of Petroleum Engineers, 1998.

AGÊNCIA NACIONAL DO PETRÓLEO, GÁS NATURAL E BIOCOMBUSTÍVEIS. *Resolução ANP N° 46*: Regulamento Técnico do Sistema de Gerenciamento da Integridade de Poços (SIGIP). 2016. Disponível em: <a href="http://www.anp.gov.br">http://www.anp.gov.br</a>. Acesso em: 25 nov. 2017.

AMERICAN PETROLEUM INSTITUTE. API Bull 5C3: Bulletin on formulas and calculations for casing, tubing, drill pipe and line pipe properties. Washington, D.C., 1999.

AMERICAN PETROLEUM INSTITUTE. API Technical Report 5C3: Technical report on equations and calculations for casing, tubing, and line pipe used as casing or tubing; and performance properties tables for casing and tubing. Washington, D.C., 2008.

ANG, A. H.-S.; TANG, W. H. Probability concepts in engineering:: emphasis on applications in civil and environmental engineering. New York: Wiley, 2007.

On the Ultimate Limit State Strength Models and Its Application for Casing Design, Day 1 Tue, October 29, 2019 de Offshore Technology Conference Brasil, (Offshore Technology Conference Brasil, Day 1 Tue, October 29, 2019). D011S011R004. Disponível em: <a href="https://doi.org/10.4043/29866-MS">https://doi.org/10.4043/29866-MS</a>>.

BECK, A. Confiabilidade e Segurança das Estruturas. São Paulo: GEN LTC, 2021. 698 p.

Blade Technology Corporation LLC. *StringNosis*. 2023. Disponível em: <https://stringnosis.com/>.

BURRES, C.; TALLIN, A.; CERNOCKY, E. Determination of Casing and Tubing Burst and Collapse Design Factors to Achieve Target Levels of Risk, Including Influence of Mill Source. In: *SPE Applied Technology Workshop on Risk Based Design of Well Casing and Tubing*. The Woodlands, Texas: Society of Petroleum Engineers, 1998. p. 1–15.

CABRAL, C. P. Performance de Conexões API em Revestimentos de Poços. Monografia (Graduação em Engenharia de Petróleo), Universidade Federal de Alagoas, Maceió, 2017.

CLINEDINST, W. Strength of threaded joints for steel pipe. *Journal of Engineering for Industry*, American Society of Mechanical Engineers, v. 87, n. 2, p. 125–134, 1965.

EATON, B. A. Fracture gradient prediction and its application in oilfield operations. *Journal of petroleum technology*, Society of Petroleum Engineers, v. 21, n. 10, p. 1–353, 1969.

ELEONU, O. T. *Reliability Based Casing Design*. Dissertação (Mestrado) — University of Stavanger, Noruega, 2017.

ELSALIH, M. *Probabilistic Risk Assessment of Offshore Blowouts*. Dissertação (Mestrado) — MIDDLE EAST TECHNICAL UNIVERSITY, República de Chipre, 2021.

FEDERAL AVIATION ADMINISTRATION. AC-23.1309-1E: System safety analysis and assessment for part 23 airplanes. Washington, D.C., 2011.

GOUVEIA, L.; JUNIOR, E. L.; SANTOS, J.; LIRA, W.; ANJOS, J.; OLIVEIRA, F. Probabilistic assessment of api casing strength in serviceability limit state. *Journal of Petroleum Exploration and Production Technology*, v. 10, p. 2089–2104, 02 2020.

GOUVEIA, L. P. Avaliação da Confiabilidade em Tubos de Revestimento de Poços de Petróleo. Dissertação (Mestrado) — Universidade Federal de Alagoas, Maceió, 2014.

GOUVEIA, L. P.; LIMA JUNIOR, E. T.; SANTOS, J. P. L.; ANJOS, J. L. R.; LIRA, W. W. M. Reliability-based study of well casing strength formulation. In: 5th International Conference on Computational Methods. Cambridge, England: University of Liverpool, 2014. p. 1–15.

GUAN, Z.; KE, K.; LU, B. A new approach for casing program design with pressure uncertainties of deepwater exploration wells. In: SOCIETY OF PETROLEUM ENGINEERS. *International Oil and Gas Conference and Exhibition in China*. Beijing, China, 2010. p. 1–34.

HASOFER, A. M.; LIND, N. C. Exact and invariant second-moment code format. *Journal* of the Engineering Mechanics division, ASCE, v. 100, n. 1, p. 111–121, 1974.

HINTON, A. Will Risk Based Casing Design Mean Safer Wells? In: *SPE Applied Technology Workshop on Risk Based Design of Well Casing and Tubing*. The Woodlands, Texas: Society of Petroleum Engineers, 1998.

INTERNATIONAL STANDARD. ISO 16530-1: Petroleum and natural gas industries — well integrity — part 1: Life cycle governance. Geneva, Switzerland, 2017.

JU, G.; POWER, T.; TALLIN, A. A Reliability Approach to the Design of OCTG Tubulars Against Collapse. In: *SPE Applied Technology Workshop on Risk Based Design* of *Well Casing and Tubing*. The Woodlands, Texas: Society of Petroleum Engineers, 1998.

KLEVER, F.; STEWART, G. Analytical burst strength prediction of OCTG with and without defects. In: *SPE Applied Technology Workshop on Risk Based Design of Well Casing and Tubing.* The Woodlands, Texas: Society of Petroleum Engineers, 1998. ISBN 9781555633868.

KLEVER, F. J.; TAMANO, T. A new octg strength equation for collapse under combined loads. In: . [s.n.], 2006. v. 21, n. 03, p. 164–179. ISSN 1064-6671. Disponível em: <a href="https://doi.org/10.2118/90904-PA">https://doi.org/10.2118/90904-PA</a>.

LIAO, H.; GUAN, Z.; LONG, G. Quantitative Risk Assessment on Safety and Reliability of Casing Strength for Oil and Gas Wells. *Energy Procedia*, v. 17, p. 429–435, 2012.

LONG, G.; GUAN, Z. C.; LIAO, H. L. Quantitative Risk Assessment of Oil Well Casing Strings under Non-Uniform External Loadings. *Advanced Materials Research*, v. 785-786, p. 1036–1040, 2013. ISSN 1662-8985.

MAES, M. A.; GULATI, K. C.; MCKENNA, D. L.; BRAND, P. R.; LEWIS, D. B.; JOHNSON, R. C. Reliability-Based Casing Design. *Journal of Energy Resources Technology*, v. 117, n. 2, p. 93–100, 06 1995. ISSN 0195-0738. Disponível em: <a href="https://doi.org/10.1115/1.2835336">https://doi.org/10.1115/1.2835336</a>>.

MELCHERS, R. E. Structural reliability analysis and prediction. Second. New York: John Wiley, 1999. 456 p. ISBN 978-0-471-98771-0.

NATAF, A. Détermination des distributions de probabilités dont les marges sont données. C R Hebd SeÂnces Acad Sci, v. 255, p. 42–43, 1962.

NORSOK STANDARD. NORSOK D-010: Well integrity in drilling and well operations. Lysaker, Noruega, 2004. 158 p.

NORSOK STANDARD. NORSOK D-010: Well integrity in drilling and well operations. Lysaker, Noruega, 2023. 224 p.

OLIVEIRA, F. L. Carregamentos Aleatórios no Dimensionamento Probabilístico de Revestimentos de Poços de Petróleo. Dissertação (Mestrado) — Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2017.

PASLAY, P.; CERNOCKY, E.; WINK, R. Burst pressure prediction of thin-walled, ductile tubulars subjected to axial load. In: SOCIETY OF PETROLEUM ENGINEERS. *SPE Applied Technology Workshop on Risk Based Design of Well Casing and Tubing*. The Woodlands, Texas, 1998.

PAYNE, M.; SCHWIND, B.; PARK, J.; COKER, O.; WU, J.; POSTLER, D.; COMET, A. Project aims to qualify tubular connections. *Drilling contractor*, p. 60–61, 2006.

PAYNE, M. L.; SWANSON, J. D. Application of probabilistic reliability methods to tubular designs. *SPE Drilling Engineering*, v. 5, n. 04, p. 299–305, 1990. ISSN 0885-9744.

RACKWITZ, R.; FIESSLER, B. Structural reliability under combined random load sequences. *Computers & Structures*, Elsevier, v. 9, n. 5, p. 489–494, 1978.

SAGRILO, L. V. S. Confiabilidade estrutural: notas de aula. Instituto Alberto Luiz Coimbra de Pós-graduação e Pesquisa de Engenharia - Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2003.

SILVA, T. B. Estudo da Resistencia de Conexões API em Revestimentos de Poços via Confiabilidade Estrutural. *Monografia (Graduação em Engenharia Civil), Universidade Federal de Alagoas, Maceió*, 2016.

SILVA, T. B. Contribuição à Análise de Integrida de Sistemas de Revestimento Via Confiabilidade Estrutural. Dissertação (Mestrado) — Universidade Federal de Alagoas, Maceió, 2018.

SLAV, I. The Truth About The World's Deepest Oil Well. 2019. <a href="https://oilprice.com/Energy/Energy-General/The-Truth-About-The-Worlds-Deepest-Oil-Well.html">https://oilprice.com/Energy/Energy-General/The-Truth-About-The-Worlds-Deepest-Oil-Well.html</a>. Acessado em: 19/10/2021.

TALLIN, A.; PASLAY, P.; ONYEWUENYI, O.; BURRES, C.; CERNOCKY, E. The Development of Risk-Based Burst Design for Well Casing and Tubing. In: *SPE Applied Technology Workshop on Risk Based Design of Well Casing and Tubing*. The Woodlands, Texas: Society of Petroleum Engineers, 1998. p. 1–12.

TAMANO, T.; MIMAKI, T.; YANAGIMOTO, S. A new empirical formula for collapse resistance of commercial casing. *Nippon Steel Tech. Rep.*, n. 26, p. 19–26, 1985.

THOMAS, J. E. *Fundamentos de engenharia de petróleo*. Rio de Janeiro: Interciência, 2001. 271 p.

URIBE, J. C. M. Modelagem numérica e análise de modos de falha de conexões entre tubulares de revestimento de poços. Dissertação (Mestrado) — Universidade de São Paulo, São Carlos, 2017.

URIBE, J. C. M. Envoltórias probabilísticas da estanqueidade de conexões de revestimento de poços. Tese (Doutorado) — Universidade de São Paulo, 2020. Disponível em: <a href="https://doi.org/10.11606/t.18.2020.tde-21102020-215517">https://doi.org/10.11606/t.18.2020.tde-21102020-215517</a>>.

URIBE, J. C. M.; BECK, A. T. Framework for probabilistic leakage resistance envelopes of casing connections. *Engineering Failure Analysis*, v. 118, p. 104872, 2020. ISSN 1350-6307. Disponível em: <a href="https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1350630720307226">https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1350630720307226</a>>.

YANG, S.; ZHANG, R.; WANG, J.; LI, X.; FAN, H.; YANG, M. Reliability assessment of ultra-deep oil and gas wellbore casing using data statistics and numerical simulations. *Journal of Loss Prevention in the Process Industries*, v. 69, p. 104369, 2021. ISSN 0950-4230. Disponível em: <a href="https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0950423020306562">https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0950423020306562</a>>.

ZHANG, X. Y.; FENG, J. Reliability Analysis of Wear Casing Internal Pressure Strength. Advanced Materials Research, v. 652-654, p. 1362–1366, 2013. ISSN 1662-8985.