



INFLUÊNCIA DO TRUNCAMENTO DAS VARIÁVEIS ALEATÓRIAS NA CONFIABILIDADE DE TUBOS DE REVESTIMENTO SUJEITOS À PRESSÃO INTERNA

Roberto Vieira dos Santos

Lucas Pereira de Gouveia

roberto_santos.rvs@hotmail.com

lucascgouveia@lccv.ufal.br

Laboratório de Computação Científica e Visualização, Universidade Federal de Alagoas.

Campus A. C. Simões, Tabuleiro dos Martins, 57072-900, Maceió, Alagoas, Brasil

Resumo. No escopo do projeto de poços exploratórios de petróleo, o dimensionamento dos revestimentos consiste numa etapa crucial, visto que estes possuem funções importantes – desde a sustentação de formações não consolidadas, até servir como apoio para equipamentos na cabeça do poço – permitindo assim sua operação e produção com segurança. A análise de confiabilidade aplicada ao projeto estrutural pode ser construída com base na avaliação das incertezas das variáveis de projeto, de forma que a probabilidade de falha da estrutura pode ser prevista, ainda na fase de projeto. Nesse contexto, as variáveis são descritas de forma estatística a partir da escolha de um modelo de distribuição de probabilidades que represente os dados amostrais. Pode-se observar que, em aplicações práticas, algumas variáveis de projeto assumem valores contidos dentro de um intervalo pré-estabelecido, por conta de limitações impostas no processo controle de qualidade feito pelos fabricantes. Desta forma, surge a necessidade de realizar o truncamento de tais variáveis aleatórias. O presente trabalho visa incorporar o efeito deste tipo de descrição estatística à análise de confiabilidade de um modelo de resistência à pressão interna para tubos de revestimento utilizados em poços de óleo e gás. Baseando-se na literatura, dois métodos clássicos de estimativa de confiabilidade – simulação de Monte-Carlo e Método de Transformação de Primeira Ordem (FORM) – são adaptados para contemplar os efeitos do truncamento. Apresenta-se um exemplo ilustrativo, a fim de validar os modelos desenvolvidos e avaliar a influência do truncamento nos níveis de segurança do problema em estudo.

Palavras-chave: Revestimento de poços, Confiabilidade estrutural, Truncamento de variáveis aleatórias.

1 INTRODUÇÃO

No escopo de projetos de poços de óleo e gás, o dimensionamento dos revestimentos consiste em uma etapa crucial, visto que estes possuem funções estruturais importantes – sustentação de formações não consolidadas e suporte de equipamentos de cabeça de poço – além de funções operacionais, evitando a perda de circulação no processo de perfuração e confinando a produção no interior do poço, dentre outros. A ocorrência de falhas em revestimentos acarreta inúmeros problemas, que afetam a produção e a segurança de operação do poço, podendo ainda trazer graves prejuízos financeiros às operadoras de petróleo.

Estes revestimentos de poços de petróleo consistem em colunas de tubos de aço. A produção destes tubos é padronizada pela API 5CT (2011) e limites geométricos de diâmetro e espessura de parede são estabelecidos, de forma que todos os tubos produzidos são inspecionados nestes parâmetros por equipamentos baseados em ultrassonografia. Os tubos que apresentarem qualquer inconformidade devem ser descartados.

Variáveis aleatórias truncadas são comumente utilizadas em diversas aplicações de engenharia. Pode-se citar os códigos de especificação de produto e projeto estrutural, que definem as tolerâncias de variação dimensional das peças e os valores mínimos admissíveis dos parâmetros de resistência dos materiais. Os fabricantes de materiais e elementos estruturais incorporam estas especificações ao sistema de controle de qualidade, de forma que as peças que não apresentam conformidade são retrabalhadas, ou até mesmo descartadas. Sendo assim, a consideração destes limites especificados para as variáveis de projeto reflete numa descrição mais realista do processo aleatório em estudo.

Propõe-se um estudo do efeito do truncamento das variáveis aleatórias (v.a.) na confiabilidade de tubos de revestimento submetidos unicamente à pressão interna, com base no modelo de resistência desenvolvido por Klever-Stewart (1998). A avaliação da probabilidade de falha é feita com uso do método de simulação de Monte-Carlo e do método analítico FORM, os quais são adaptados para incorporação do truncamento, segundo os trabalhos de Du & Hu (2013) e Melchers (2003).

2 TEORIA DA CONFIABILIDADE ESTRUTURAL

De acordo com Beck (2011), confiabilidade é o grau de confiança (probabilidade subjetiva) de que um sistema não falhe dentro de um período de tempo especificado e respeitado as condições de operação (projeto) do mesmo. Ainda, o autor define o evento complementar à confiabilidade, chamado de probabilidade de falha, como sendo a probabilidade (subjetiva) de que o sistema falhe, não atendendo as especificações de projeto.

A probabilidade de falha é uma medida de propensão à violação de estados limites (modos de falha). Sua avaliação é baseada numa função de desempenho do sistema em estudo, conhecida também como função de falha. Encontrar a probabilidade de falha de forma analítica recai na avaliação de uma integral múltipla da função de densidade de probabilidade (PDF) conjunta das variáveis, que em muitos casos tal integral é complexa e de difícil avaliação. Desta maneira, métodos analíticos e numéricos são apresentados como alternativa para encontrar a probabilidade de falha.

Método de simulação de Monte-Carlo. Um método numérico que pode ser aplicado para resolver um problema de confiabilidade são as simulações de Monte-Carlo. Esse método consiste em gerar randomicamente vários valores para cada variável aleatória e combiná-los

pela formulação da função de falha do modelo em análise, simulando assim possíveis valores para a função de falha. Desta forma, os valores simulados da função de falha serão analisados para o cálculo da probabilidade de falha através do percentual de valores menores que zero (representam a falha da estrutura) em relação ao número total de simulações.

Métodos de transformação. Os métodos analíticos mais conhecidos para estimar a probabilidade de falha em uma análise probabilística são o FORM (First Order Reliability Method) e o SORM (Second Order Reliability Method). Em ambos, toda informação estatística a respeito das v.a. do problema é utilizada, podendo-se lidar com distribuições estatísticas quaisquer. Os métodos são baseados na transformação das v.a. originais em v.a. normais padrão. O FORM baseia-se na linearização da função de falha no espaço transformado. Já o SORM baseia-se em aproximações de segundo grau ou mais da função de falha no espaço transformado. O problema de confiabilidade passa a ser formulado no espaço transformado, onde a integral múltipla de alta complexidade do espaço original se torna mais simples devido as propriedades bem definidas de simetria e decaimento exponencial gaussiano do espaço normal reduzido. O cálculo do valor da probabilidade de falha é escrito como um problema de otimização não linear com restrição, o qual é resolvido de forma iterativa pelo algoritmo HLRF, vide Melchers (1999). Maiores detalhes acerca do método são apresentados em Melchers (1999).

3 TRUNCAMENTO DAS VARIÁVEIS ALEATÓRIAS

Em muitos problemas da engenharia, como no dimensionamento estrutural considerando as restrições impostas pelos códigos das normas, a distribuição de variáveis aleatórias é truncada. Esse truncamento resulta da restrição do domínio dessas variáveis aleatórias.

Seja Y_j ($j = 1, 2, \dots, m$) uma variável aleatória contínua, cuja sua função densidade de probabilidade (PDF) e função cumulativa (CDF) são representadas por $f_{Y_j}(y)$ e $F_{Y_j}(y)$, respectivamente. Se o domínio de Y_j for restringido a $a_j \leq Y_j \leq b_j$, então teremos uma nova variável aleatória, a qual chamamos variável aleatória truncada, denotada por $\tilde{Y}_j$. A PDF e CDF de $\tilde{Y}_j$ são denotadas por $f_{\tilde{Y}_j}(y)$ e $F_{\tilde{Y}_j}(y)$, respectivamente. De acordo com Du e Hu (2013), a estimativa de $f_{\tilde{Y}_j}(y)$ pode ser dada por uma expressão que guarde a proporcionalidade entre a PDF da v.a. original e a PDF v.a. truncada:

$$f_{\tilde{Y}_j}(y) = p_{Y_j} f_{Y_j}(y), \text{ onde } a_j \leq y \leq b_j \quad (1)$$

sendo p_{Y_j} uma constante que garante que a integral abaixo da PDF no intervalo de a_j à b_j tenha valor unitário, ou seja

$$p_{Y_j} = 1/[F_{Y_j}(b_j) - F_{Y_j}(a_j)] \quad (2)$$

onde $F_{Y_j}(a_j)$ e $F_{Y_j}(b_j)$ são as CDFs de Y_j em a_j e b_j , respectivamente.

A CDF de $\tilde{Y}_j$ pode ser obtida de forma análoga, a partir da CDF da v.a. original, conforme a Eq. (3)

$$F_{\tilde{Y}_j}(y) = p_{Y_j} [F_{Y_j}(y) - F_{Y_j}(a_j)], \text{ onde } a_j \leq y \leq b_j \quad (3)$$

As restrições de domínio das v.a. truncadas trazem complicações nas aplicações dos métodos tradicionais de confiabilidade FORM e Monte Carlo. Desta forma, algumas alterações são realizadas nos algoritmos para que tais incompatibilidades tenham seus efeitos minimizados (Du & Hu, 2013; Melchers, 2003).

4 FIRST ORDER RELIABILITY METHOD (FORM) COM VARIÁVEIS ALEATÓRIAS TRUNCADAS

O uso do algoritmo FORM para o cálculo da probabilidade de falha não é direto e algumas modificações precisam ser feitas. O algoritmo trabalha na busca do ponto de projeto no espaço normal padrão, necessitando assim um novo método de transformação das variáveis $\tilde{Y}$, truncadas nos pontos $[a, b]$, para o espaço das variáveis normais padrões $\tilde{U}_Y$, truncadas em $[u_a, u_b]$.

4.1 TRANSFORMAÇÃO DAS VARIÁVEIS ALEATÓRIAS

A nova transformação é obtida a partir de duas condições. A primeira é que a probabilidades das caldas do truncamento são iguais, tanto no espaço original das variáveis truncadas quanto no espaço normal padrão. Assim, o ponto a esquerda do truncamento, u_a , da variável $\tilde{U}_Y$, é dado por

$$I_a = \int_{-\infty}^a f_Y(y) dy = \int_{-\infty}^{u_a} \phi(u) du \rightarrow F_Y(a) = \Phi(u_a) \quad (4)$$

onde $\phi(u)$ e $\Phi(u)$, são as PDF e CDF da variável normal padrão U , respectivamente. De maneira análoga, o ponto a direita do truncamento, u_b , da variável $\tilde{U}_Y$ é dado por

$$I_b = \int_b^{\infty} f_Y(y) dy = \int_{u_b}^{\infty} \phi(u) du \rightarrow 1 - F_Y(b) = 1 - \Phi(u_b) \quad (5)$$

Como mostrado na Fig. 1, as áreas sombreadas das duas curvas PDF's truncadas são iguais.

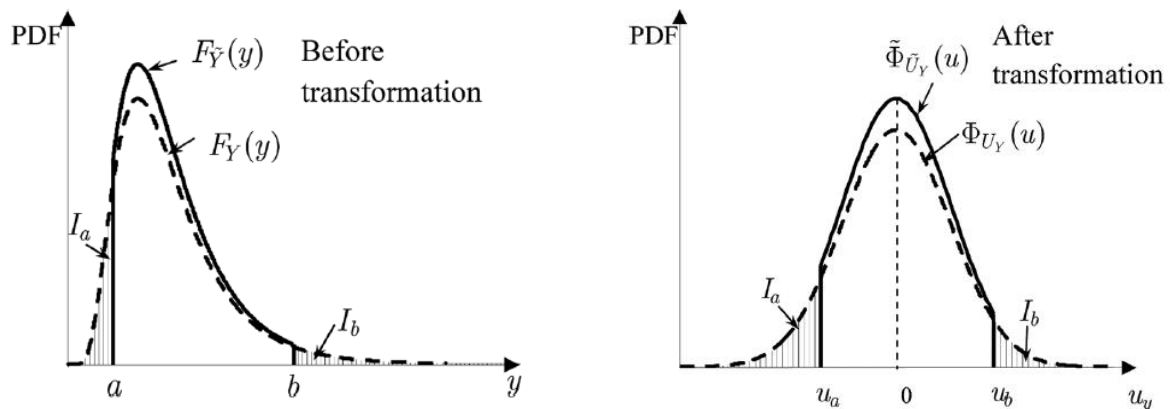


Figura 1. Transformação de variáveis truncadas. Fonte: Du & Hu (2013)

A segunda condição da transformação é que as CDF's antes e depois da transformação devem ser iguais. O que resulta em

$$F_{\tilde{Y}}(\tilde{Y}) = \Phi_{\tilde{U}_Y}(\tilde{U}_Y) \quad (6)$$

onde $F_{\tilde{Y}}$ e $\Phi_{\tilde{U}_Y}$, são as CDF's das variáveis $\tilde{Y}$ e $\tilde{U}_Y$ que podem serem obtidas a partir das Eq. (3.2) e (3.3).

Combinando os resultados obtidos nas Eq. (4), (5) e (6), a nova transformação das variáveis aleatórias truncadas $\tilde{Y}$ para o espaço normal padrão truncado $\tilde{U}_Y$ é então dada pela seguinte equação

$$\tilde{Y}_j = F^{-1}_Y(\Phi_{U_Y}(\tilde{U}_Y)) \quad (7)$$

4.2 LINEARIZAÇÃO DA EQUAÇÃO DE ESTADO LIMITE

A nova transformação introduz um aumento na não linearidade da equação de estado limite, necessitando então realizar uma linearização. Após o ponto de projeto $u^* = (\tilde{u}^*_{Y_1}, \tilde{u}^*_{Y_2}, \dots, \tilde{u}^*_{Y_n})$ do algoritmo FORM ser encontrado, é feita a linearização da função de estado limite em u^* , sendo esta, a combinação linear das variáveis normais padrões truncadas, dada por

$$Z_e(\tilde{U}_Y) = \gamma_0 + \sum_{i=1}^n \gamma_{Y_i} \tilde{U}_{Y_i} \quad (8)$$

onde

$$\gamma_0 = \|u^*\| \quad (9)$$

$$\gamma_{Y_i} = -\frac{\tilde{u}^*_{Y_i}}{\|u^*\|} \quad (10)$$

Devido ao truncamento das variáveis normais padrões, a resposta Z_e já não será mais normalmente distribuída e portanto não podendo ser usado mais o índice de confiabilidade β para obtenção da probabilidade de falha.

4.3 AVALIAÇÃO DA PROBABILIDADE DE FALHA

A aproximação da CDF de Z_e obtida por Lugananni e Rice é dada por

$$F_{Z_e} = P\{Z_e \leq z\} = \Phi(w) + \phi(w) \left(\frac{1}{w} - \frac{1}{v} \right) \quad (11)$$

onde

$$w = \text{sign}(t_s) \{2[t_s z - K_z(t_s)]\}^{\frac{1}{2}} \quad (12)$$

$$v = t_s \{K''_z(t_s)\}^{\frac{1}{2}} \quad (13)$$

em que $\text{sign}(t_s) = +1, -1$, ou 0 , dependendo do valor de t_s ser positivo, negativo ou nulo. O valor t_s é obtido resolvendo a equação

$$K'_z(t) = z \quad (14)$$

Como a falha ocorre nos valores em que $z_e < 0$, para obter p_f , admitimos o valor $z = 0$, na Eq. (4.3.4).

A função $K_z(t)$ é chamada de função geradora cumulante, sendo essas e suas derivadas dadas pelas expressões abaixo

$$K_z(t) = \gamma_0 t + \sum_{i=1}^n \left\{ \log p_{u_i} + \frac{1}{2} (\gamma_{\tilde{Y}_i})^2 + \log \{ \Phi(u_{b_i} - \gamma_{\tilde{Y}_i} t) - \Phi(u_{a_i} - \gamma_{\tilde{Y}_i} t) \} \right\} \quad (15)$$

$$K'_z(t) = \gamma_0 + \sum_{i=1}^n \gamma_{\tilde{Y}_i} \left(\gamma_{\tilde{Y}_i} t - \frac{\phi(u_{b_i} - \gamma_{\tilde{Y}_i} t) - \phi(u_{a_i} - \gamma_{\tilde{Y}_i} t)}{\Phi(u_{b_i} - \gamma_{\tilde{Y}_i} t) - \Phi(u_{a_i} - \gamma_{\tilde{Y}_i} t)} \right) \quad (16)$$

$$K''_z = \sum_{i=1}^n \gamma_{\tilde{Y}_i}^2 \left\{ 1 - \frac{[\phi(u_{b_i} - \gamma_{\tilde{Y}_i} t) - \phi(u_{a_i} - \gamma_{\tilde{Y}_i} t)]^2}{[\Phi(u_{b_i} - \gamma_{\tilde{Y}_i} t) - \Phi(u_{a_i} - \gamma_{\tilde{Y}_i} t)]^2} \right\} - \sum_{i=1}^n \gamma_{\tilde{Y}_i}^2 \left\{ \frac{(u_{b_i} - \gamma_{\tilde{Y}_i} t)\phi(u_{b_i} - \gamma_{\tilde{Y}_i} t) - (u_{a_i} - \gamma_{\tilde{Y}_i} t)\phi(u_{a_i} - \gamma_{\tilde{Y}_i} t)}{\Phi(u_{b_i} - \gamma_{\tilde{Y}_i} t) - \Phi(u_{a_i} - \gamma_{\tilde{Y}_i} t)} \right\} \quad (17)$$

4.4 ALGORITMO DE BUSCA DO PONTO

Para funções de distribuições de probabilidades truncadas, o algoritmo FORM pode falhar completamente na procura do ponto de projeto. Tal falha decorre da possibilidade do algoritmo convergir para um ponto fora do domínio de truncamento das variáveis aleatórias em uma de suas iterações. Porém, tal inconveniente pode ser resolvido facilmente adotando a seguinte estratégia proposta por Melchers (2003).

Seja $\tilde{Y}$ uma variável aleatória truncada nos valores $[y_a, y_b]$, para iterações onde o ponto de projeto convergir para valores $y \leq y_a$, o ponto é então substituído por

$$y^* = y_a + \delta_y \quad (18)$$

onde δ_y é um seja uma pequeno valor arbitrário. De forma análoga, para iterações onde o ponto de projeto convergir para valores $y \geq y_b$, o ponto é substituído por

$$y^* = y_b - \delta_y \quad (19)$$

5 MODELO DE RESISTÊNCIA À PRESSÃO INTERNA EM TUBOS DE REVESTIMENTO

Em geral, a estimativa da resistência de um tubo de revestimento pode ser feita através de teorias da mecânica dos materiais e partir de dados de ensaios de laboratório. Muitas vezes, as duas práticas são usadas simultaneamente, onde coeficientes empíricos são calibrados via dados de ensaios para alimentar a formulação com base teórica.

É comum adotar o diferencial de pressão (ΔP) como o termo de referência para o valor de solicitação do tubo de revestimento. Quando a pressão interna (P_i) de um tubo ultrapassa a

pressão externa (P_o), ocorre o modo de falha caracterizado pela explosão do tubo, também conhecido como burst.

Uma formulação que estima a pressão resistente ao burst é encontrada em Klever-Stewart (1998). Este modelo é sugerido pela norma API 5C3 (2008), que regulamenta a prática de projeto de sistemas de revestimento, sendo aplicada por operadoras de óleo. Cuja formulação é dada por

$$R_{iKS} = \frac{2k_{dr}f_u(t_{min} - k_a a)}{D - (t_{min} - k_a a)} \quad (20)$$

em que f_u é a tensão de tração última do aço, t_{min} é menor espessura de parede medida ao longo do tubo, D é o diâmetro externo nominal do tubo, a é a profundidade máxima de uma trinca na parede do tubo devido ao processo de produção, k_a é um fator de amplificação dessa trinca a depender da tenacidade do aço, geralmente 1.0 ou 2.0, e k_{dr} é um fator de correção baseado nas deformações de encruamento do aço, dado por

$$k_{dr} = \left(\frac{1}{2}\right)^{\eta+1} + \left(\frac{1}{\sqrt{3}}\right)^{\eta+1} \quad (21)$$

sendo η um fator adimensional de encruamento obtido a partir de um ajuste para curva tensão deformação do ensaio do aço. Pode-se estimar o valor de η por

$$\eta = 0.1693 - 8.12 \times 10^{-7} f_y, \text{ onde } f_y \text{ é a tensão de escoamento} \quad (22)$$

A equação de Klever-Stewart (1998) prevê o valor de resistência última de um tubo submetido à pressão interna, sendo aplicável a classes de aço que apresentem um valor mínimo de tenacidade ao fraturamento, descrevendo o mecanismo de falha conhecido como ruptura dúctil.

Considerando-se que o modelo é desenvolvido para o estado limite último (ELU), sua aplicação à prática de dimensionamento é feita com o uso de uma versão modificada da formulação, conforme recomendado pela API/TR 5C3 (2008). Esta versão de projeto é escrita em termos de valores conservadores das variáveis de projeto, conforme a equação abaixo.

$$R_p = \frac{2k_{dr}f_{umn}(k_{wall}t - k_a a_N)}{D - (k_{wall}t - k_a a_N)} \quad (23)$$

onde a_N é a máxima profundidade que uma trinca na parede do tubo pode ter e não ser detectada pelo sistema de inspeção do fabricante; f_{umn} é a tensão mínima de tração do aço; k_{wall} é a tolerância admissível para a espessura de parede; t é a espessura de parede normal; os parâmetros k_{dr} , k_a e D representam as mesmas especificações da Eq. (20).

6 RESULTADOS

A avaliação do efeito do truncamento é realizada tomando como amostra o tubo de revestimento classificado pela indústria petrolífera como P110 10 3/4" HRS, com peso específico linear igual a 85.3 lb/pé. De acordo com a Eq. (23) tem-se a resistência de projeto deste tubo igual a 115.17 MPa. Define-se uma função de falha $G(X)$, dada pela Eq. (24), que

visa fornecer a probabilidade de que o valor da resistência do tubo seja excedido por uma solicitação igual à resistência determinística de projeto. Assim, tem-se uma estimativa do nível de segurança implicitamente associado à formulação de projeto preconizada por norma.

$$G(X) = \mu_{KS} * R(X) - 115.17 \quad (24)$$

A incerteza de modelo μ_{KS} é incorporada à equação de estado limite para contemplar as incertezas epistêmicas associadas ao modelo de resistência adotado. X é o vetor de variáveis aleatórias e $R(X)$ é o modelo de resistência adotado para a análise probabilística, dado pela equação Eq. (20). As variáveis aleatórias adotadas no problema são f_u , D , t_{min} e μ_{KS} . As médias e desvios padrões são apresentados na Tabela 1, sendo todas as v.a. consideradas como Gaussianas. O truncamento é realizado de acordo com as tolerâncias dadas pela norma API 5CT (2011).

Os resultados obtidos para o tubo em análise, impondo-se o truncamento apresentado na Tabela 1, são apresentados na Tabela 2. Comparam-se as respostas dos métodos FORM e Monte-Carlo, a partir do erro relativo entre os valores de pf correspondentes.

Tabela 1. Parâmetros estatísticos das variáveis aleatórias (API TR 5C3, 2008 e Tallin et al., 1998).

	Unidade	Média	Desvio Padrão	Nominal	Truncamento
f_u	MPa	941.13	26.06	861.84 (f_{umn})	$[f_{umn}; \infty]$
D	cm	27.45	0.0508	27.31 (D)	$[0.995 D; 1.01 D]$
t_{min}	cm	1.905	0.0406	2.024(t)	$[0.875 t_{min}; \infty]$
μ_{KS}	-	1.010	0.036	-	-

Tabela 2. Probabilidade de Falha para amostras truncadas e não truncadas

	FORM	Monte-Carlo	Erro FORM
Sem truncamento	3.421×10^{-4}	3.623×10^{-4}	5.58%
Com truncamento	2.953×10^{-4}	3.080×10^{-4}	4.12%
Diferença relativa	13.68%	14.98%	

Um resultado importante fornecido pela análise via FORM é a medida dos fatores de importância das v.a. envolvidas no problema, que quantificam a influência de cada uma delas no valor de pf obtido. Para a análise em questão, estes fatores são 28.36%, 0.13%, 20.73% e 50.78%, para as variáveis f_u , D , t e μ_{KS} , respectivamente, sem consideração do truncamento.

Nota-se congruência entre os valores de probabilidade de falha obtidos pelos dois métodos, considerando-se ou não a presença de truncamento. As diferenças observadas são decorrentes da aleatoriedade inerente à geração das amostras de Monte-Carlo, ao erro intrínseco à linearização da função de falha no método FORM, e à influência da rotina de truncamento acoplada ao método FORM. Deve-se destacar que, ainda que se tenham diferenças relativas em torno de 6% entre os valores de pf calculados pelos dois métodos, os erros absolutos são mínimos, em se tratando de valores na ordem de 10^{-4} .

Após a análise de um tubo específico, a metodologia é estendida a tubos de diferentes níveis de esbeltez, fabricados em 3 diferentes graus de aço, de forma a avaliar a influência do truncamento em diversos cenários de dimensionamento. O valor da resistência de projeto é calculado para cada um dos tubos analisados, e aplicado à Eq. (24). Os limites de truncamento são calculados de forma análoga ao exemplo preliminar, de acordo com a Tabela 1.

Considerando-se o custo computacional reduzido, as análises são realizadas com uso do método FORM.

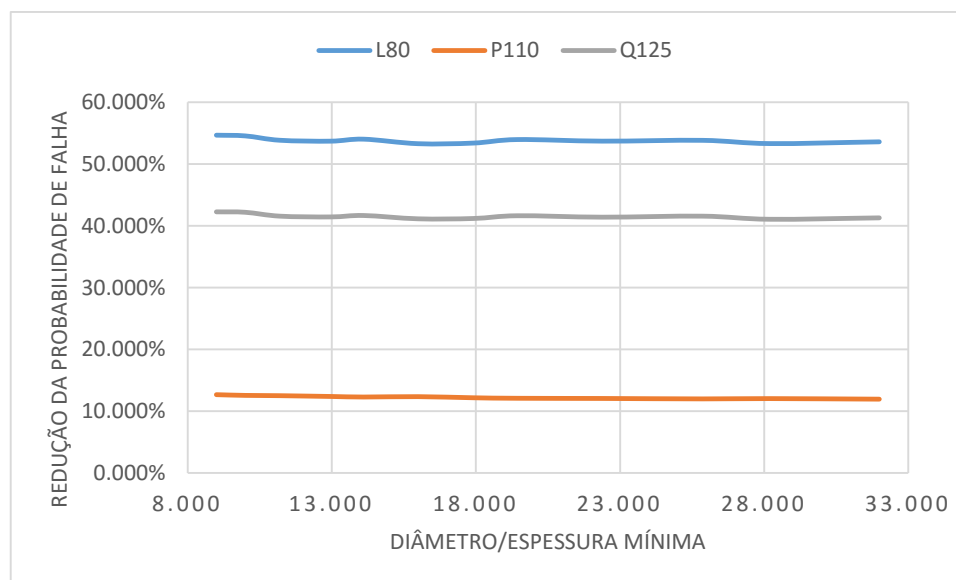
Tabela 3. Dados estatísticos das variáveis D e t.

D/t	Nominal		D		t	
	D(cm)	t(cm)	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
9.00	11.43	1.27	11.50	0.0208	1.195	0.0255
10.00	12.70	1.27	12.77	0.0231	1.195	0.0255
12.96	17.78	1.37	17.88	0.0324	1.291	0.0275
11.20	17.78	1.59	17.88	0.0324	1.494	0.0318
14.11	25.08	1.78	25.23	0.0457	1.673	0.0356
16.00	27.31	1.71	27.47	0.0497	1.606	0.0342
17.91	29.85	1.67	30.02	0.0543	1.568	0.0334
19.44	35.56	1.83	35.77	0.0647	1.721	0.0367
22.38	40.64	1.82	40.88	0.0740	1.709	0.0364
25.87	47.31	1.83	47.59	0.0861	1.721	0.0367
28.21	50.80	1.80	51.10	0.0925	1.695	0.0361
32.00	60.96	1.91	61.32	0.1110	1.793	0.0382

Tabela 4. Dados estatísticos das três grades

Grade	f_{umn}	Média	Desvio Padrão	f_y	Média
L80	655.002	706.713	26.476	551.5806	606.7386
P110	861.845	941.134	26.062	758.4233	834.2656
Q125	930.792	1003.877	34.060	861.8447	948.0291

Figura 2. Redução da probabilidade de falha para diferentes graus de aço, em presença de truncamento.



De acordo com a Figura 2, percebe-se que o truncamento das variáveis leva a uma redução uniforme de probabilidade de falha em cada uma das grades, de forma que o parâmetro de esbeltez (D/t) tem influência mínima no processo.

Os tubos de grau P110 sofreram influência em torno de 12% com a consideração do truncamento, ao passo que no aço L80, essa redução de pf foi bem mais representativa, em torno de 54%.

7 CONCLUSÕES

Percebe-se uma ligeira diferença entre os resultados obtidos pelos métodos implementados, o que pode ser explicado pela variabilidade inerente à geração das amostras de Monte-Carlo e ao erro intrínseco à linearização da função de falha no método FORM. No problema em análise, observa-se uma redução entre 12% e 54% no valor da probabilidade de falha para os graus de aço analisados, considerando-se o truncamento das variáveis de projeto segundo os limites de inspeção do fabricante e as especificações de norma. Essa influência sutil pode ser explicada pelo truncamento pouco severo aplicado às variáveis de projeto.

8 AGRADECIMENTOS

A PETROBRAS pelo suporte financeiro, e ao Laboratório de Computação Científica e Visualização (LCCV) pela infraestrutura disponibilizada para a realização do trabalho.

9 REFERÊNCIA

Melchers, R. E., Ahammed, M., & Middleton, C., 2003, “Form for Discontinuous and Truncated Probability Density Functions,” *Struct. Safety*, 25(3), pp. 305–313

Melchers, R. E. *Structural reliability analysis and prediction*. Chichester New York: John Wiley, 1999. ISBN 9780471983248.

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

Du, X., & Hu, Z., 2013. *First Order Reliability Method With Truncated Random Variables* API 5CT. Specification for Casing and Tubing. 9th. ed., 2011

Lugannani, R., and Rice, S. O., 1980, “Saddle Point Approximation for the Distribution of the Sum of Independent Random Variables”. *Ann. Appl. Probab.*,12(2), pp. 475–490.