

3

A Confiabilidade aplicada ao gerenciamento da integridade de dutos

Os desafios impostos pela indústria do petróleo moderna demandam cada vez mais que os equipamentos operem seguindo especificações rigorosas de confiabilidade. Segundo [28], o termo confiabilidade está associado à segurança, ao sucesso nas operações e à ausência de falhas. Uma vez que as metodologias de projeto estão cada vez mais adequadas a atender as exigências de confiabilidade, aumenta-se a demanda pela qualidade dos dados utilizados nos projetos. Dados esses referentes às propriedades mecânicas dos materiais; às solicitações estáticas, dinâmicas e de temperatura a que o equipamento estará sujeito; e às características geométricas do equipamento na condição de como construído. A atividade de gerenciamento da integridade de equipamentos acompanha essa tendência, e vai além no que tange a necessidade de qualidade dos dados, demandando qualidade não só para os parâmetros já mencionados, mas também para os dados provenientes das inspeções realizadas no equipamento para detecção e medição dos defeitos e para os dados oriundos das medições dos fatores causadores do defeito (taxa de corrosão, por exemplo), que se não mitigados, promoverão continuamente o seu crescimento. O termo “qualidade” de um dado deve ser interpretado não pela definição de um valor exato (determinístico) para o parâmetro em questão, mas pela identificação da distribuição de probabilidades e da dispersão na qual o valor do parâmetro pode se apresentar. Os parâmetros que se apresentam de uma forma estocástica, ou casual, são chamados de variáveis aleatórias. Segundo [29], toda função de variáveis aleatórias também será uma variável aleatória. Dessa forma, a pressão de falha de um duto contendo dano, calculada por qualquer metodologia que considera na sua formulação variáveis aleatórias, será também uma variável aleatória.

Em uma avaliação estocástica da integridade de um duto, não seria correto então afirmar que um duto falhará se a pressão de falha calculada for menor do que a pressão máxima de operação admitida (MAOP), mais sim dizer que existe uma determinada

probabilidade de que o duto venha a falhar. Dessa forma, se faz necessário introduzir um valor de probabilidade de falha aceitável, que será definido em função de fatores econômicos, de segurança, operacionais, ambientais, políticos e outros.

A partir dos conceitos apresentados, pode-se dizer que a confiabilidade de um duto está associada à sua operação segura, ou seja, está associada ao cálculo da probabilidade do duto operar sem falhas, ou com probabilidade de falha dentro de limites pré-estabelecidos.

Esse capítulo se propõe a apresentar uma metodologia simplificada para o cálculo da probabilidade de falha em dutos de aço contendo defeitos de corrosão sujeitos a pressão interna. A metodologia desenvolvida consiste no cálculo da expectância e da variância da pressão de falha calculada pela Equação NG18 (*Surface Flaw Equation*), nas condições imediata e futura. Considerou-se distribuição normal para todas as variáveis aleatórias envolvidas no cálculo da expectância e da variância da pressão de falha, sendo essa também regida pela distribuição normal.

3.1.

Função de distribuição de probabilidade e função de distribuição acumulada

Quando se atribuem valores de probabilidade a todos os possíveis valores de uma variável aleatória contínua X , por uma função do tipo $f(x) \Rightarrow P(x)$, obtém-se o que se designa por função de distribuição de probabilidades. Uma variável aleatória X é uma variável cujos possíveis valores são determinados por processos aleatórios, probabilísticos ou casuais, isto é, processos cujo resultado específico não é possível conhecer a priori com certeza absoluta. Sabe-se apenas que, perante determinado fenômeno, o resultado a obter é um dos possíveis resultados deste fenômeno, e eventualmente conhece-se a probabilidade ou o grau de credibilidade com que cada um desses resultados acontecerá. Note-se que a soma das probabilidades de todos os possíveis valores ou resultados de uma variável aleatória é igual a 1 ou 100%.

Por outro lado, a função de distribuição acumulada possibilita calcular a probabilidade da variável aleatória X apresentar valores menores que um determinado valor s , especificado dentro do espaço amostral da função $f(x)$. No caso de variáveis aleatórias contínuas, a função de distribuição acumulada pode ser representada pela integral da Equação 3.1.

$$F(X) = \int_{-\infty}^s f(x)dx \quad (3.1)$$

A função de distribuição acumulada tem grande aplicação prática nos estudos de confiabilidade de equipamentos, pois normalmente se deseja calcular a probabilidade que um determinado evento probabilístico tenha de apresentar resultados maiores ou menores do que um valor de referência. O conceito de função de distribuição acumulada será abordado nos desenvolvimentos a seguir para cálculo da probabilidade de falha em dutos.

3.2. Expectância e variância de uma variável aleatória

A expectância é um conceito associado a uma distribuição de probabilidade. A expectância é definida como sendo o somatório do produto dos valores da variável pelas probabilidades se a variável for discreta. Se a variável for contínua então a soma dá lugar à integral, conforme apresentado na Equação 3.2. A expectância é também denominada de "valor esperado" ou "esperança matemática".

$$E(X) = \mu = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx \quad (3.2)$$

Por outro lado, a variância de uma variável aleatória é uma medida da sua dispersão estatística, indicando quão longe em geral os seus valores se encontram do valor esperado. Numericamente, a variância pode ser calculada pela Equação 3.3.

$$V(X) = \sigma^2 = E[X - E(X)]^2 \quad (3.3)$$

Segundo [29], sendo X e Y variáveis aleatórias contínuas e independentes, e Z é uma função dessas variáveis aleatória na forma $Z=H(X,Y)$, então a expectância de Z pode ser calculada conforme a Equação 3.4.

$$E(Z) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} H(x,y)f(x,y)dxdy \quad (3.4)$$

Desenvolvendo a função H em série de Taylor e efetuando-se algumas aproximações conforme descrita em [29], encontram-se as Equações 3.5 e 3.6 para o cálculo da

expectância e da variância da função H . Essa abordagem somente é válida para funções que tenham derivadas de primeira e de segunda ordem, no intervalo de interesse, para as variáveis x e y .

$$E(Z) \approx H(\mu_x, \mu_y) + \frac{1}{2} \left[\frac{\partial^2 H}{\partial x^2} \sigma_x^2 + \frac{\partial^2 H}{\partial y^2} \sigma_y^2 \right] \quad (3.5)$$

$$V(Z) \approx \left[\frac{\partial H}{\partial x} \right]^2 \sigma_x^2 + \left[\frac{\partial H}{\partial y} \right]^2 \sigma_y^2 \quad (3.6)$$

Sendo, $\mu_x = E(X)$, $\mu_y = E(Y)$, $\sigma_x^2 = V(X)$ e $\sigma_y^2 = V(Y)$

3.3.

A Distribuição Normal

De um modo geral, a grande maioria dos fenômenos de natureza contínua tendem a seguir uma lei de distribuição designada por função de distribuição normal, ou de Gauss. Esta lei de distribuição estabelece que os valores mais freqüentes, isto é, que correspondem às maiores probabilidades, se encontram em torno da expectância, ou média, da variável aleatória; quanto mais afastados os valores estão da média, quer acima quer abaixo desta, menos freqüentes são. Esta interpretação imediata da lei de distribuição normal é coerente com o que se passa com a maior parte dos fenômenos que ocorrem na natureza.

Em grande parte dos eventos observáveis, mesmo que uma pequena amostragem do fenômeno não siga a distribuição normal, quando em uma grande amostragem, a distribuição de probabilidades do fenômeno considerado tende a aproximar-se da lei de distribuição normal, independentemente da distribuição de probabilidades que descreve a pequena amostragem [29]. Este princípio é um caso particular de um importante teorema muito utilizado em Estatística, designado por Teorema do Limite Central, que nos permite considerar a distribuição normal como uma boa aproximação de cálculo de probabilidades da maioria dos acontecimentos, desde que se tenha uma amostra suficientemente grande. A aproximação é tanto melhor quanto maior for o tamanho da amostra. A Equação 3.7 apresenta a função que rege a distribuição normal.

$$f(x) = N(\mu, \sigma^2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{1}{2}\left[\frac{x-\mu}{\sigma}\right]^2\right) \quad (3.7)$$

Para calcular a probabilidade de ocorrência de um evento, seguindo uma distribuição normal, no intervalo $[x_1, x_2]$, calcula-se a integral da função apresentada na Equação 3.7 no intervalo em questão. Isto é, a probabilidade de ocorrência do evento, dentro de um determinado intervalo, equivale à área delimitada pela curva e pelo eixo das abscissas conforme apresentado na Figura 3.1. Logo, a função de distribuição acumulada de uma distribuição normal pode ser obtida a partir da Equação 3.8.

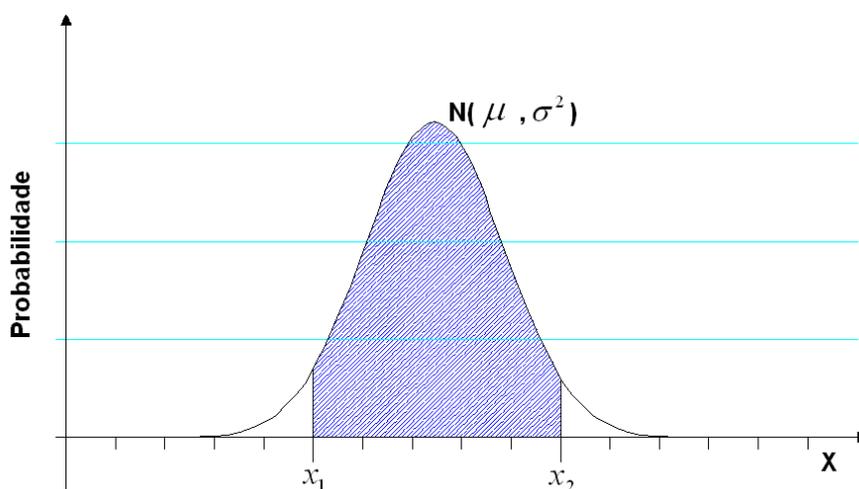


Figura 3.1 - Distribuição de probabilidade acumulada de uma variável em um intervalo definido seguindo uma distribuição normal

$$F(x) = \int_{x_1}^{x_2} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{1}{2}\left[\frac{x-\mu}{\sigma}\right]^2\right) dx \quad (3.8)$$

Como cada curva de distribuição normal é caracterizada pelos parâmetros μ e σ , observa-se que seria necessário o cálculo da integral descrita na Equação 3.8 para cada caso particular de μ e σ , o que traz um inconveniente de ordem prática na utilização da função de distribuição normal acumulada. De forma a transpor esse inconveniente, desenvolveu-se uma metodologia que permite uma abordagem conducente à standardização, ou redução a um único caso, de qualquer que seja a função de distribuição normal. Esta standardização transforma qualquer função de distribuição normal $N(\mu, \sigma^2)$ em uma função de distribuição normal reduzida [29], caracterizada por ter média $\mu = 0$ e variância $\sigma^2 = 1$.

Dessa forma, a função de distribuição normal acumulada na forma reduzida se apresenta conforme a Equação 3.9, onde $z = \frac{(x - \mu)}{\sigma}$.

$$\Phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^z \exp(-z^2/2) dz \quad (3.9)$$

3.4. Intervalo de confiança

Em estatística, um intervalo de confiança (I.C.) é um intervalo estimado de um parâmetro estatístico. Em vez de estimar o parâmetro por um único valor, é dado um intervalo de estimativas prováveis. Quão prováveis são estas estimativas é determinado pelo coeficiente de confiança. Quanto maior a probabilidade de o intervalo conter o parâmetro, maior será o intervalo. A Equação 3.10 associa o intervalo de confiança com a faixa provável de conter o resultado do evento.

$$I.C. = 2\Phi(z) - 1 = P\left(\bar{X} - \frac{z\sigma}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{X} + \frac{z\sigma}{\sqrt{n}}\right) \quad (3.10)$$

Onde,

$I.C.$ → Intervalo de confiança;

\bar{X} → Média amostral considerando um número n de eventos;

μ → Valor esperado;

σ → Desvio padrão;

n → Número de medições;

O parâmetro $2\Phi(z) - 1$ deve ser interpretado como sendo igual à probabilidade de que o intervalo aleatório $\left(\bar{X} - z\sigma/\sqrt{n}, \bar{X} + z\sigma/\sqrt{n}\right)$ contenha μ . Esse intervalo é chamado de *intervalo de confiança* do parâmetro μ . Para os PIGs de medição de defeitos de corrosão em dutos, é comum encontrar a especificação da confiabilidade da ferramenta em termos do *intervalo de confiança* e da *incerteza* ε em valores relativos à uma outra variável (espessura de parede por exemplo), ou em valores absolutos δ .

Dessa forma, o intervalo o qual se espera conter o valor μ pode ser considerado por $(\bar{X} - \varepsilon t, \bar{X} + \varepsilon t)$ ou $(\bar{X} - \delta, \bar{X} + \delta)$. De forma a conhecer a função de distribuição de probabilidade do valor medido, é necessário conhecer os valores de μ e σ . Fazendo $\bar{X} \pm (z\sigma/\sqrt{n}) = \bar{X} \pm \varepsilon t$ ou $\bar{X} \pm (z\sigma/\sqrt{n}) = \bar{X} \pm \delta$, a depender de como a incerteza da ferramenta de inspeção está definida, o valor do desvio padrão pode ser calculado por $\sigma = (\varepsilon \times t \sqrt{n})/z$ ou $\sigma = (\delta \sqrt{n})/z$. A partir do intervalo de confiança dado, é possível calcular z como sendo o inverso da função de distribuição acumulada da normal reduzida, $z = \Phi^{-1}[(I.C. + 1)/2]$. Substituindo z em $\sigma = (\varepsilon \times t \sqrt{n})/z$ ou em $\sigma = (\delta \sqrt{n})/z$ calcula-se o valor do desvio padrão. O valor da média pode ser considerado como $\mu = \bar{X}$. Dessa forma, é possível definir a distribuição de probabilidade das variáveis medidas por PIGs instrumentado como uma distribuição Normal. A Figura 3.2 ilustra o intervalo de confiança de um PIG instrumentado em função da incerteza da medição.

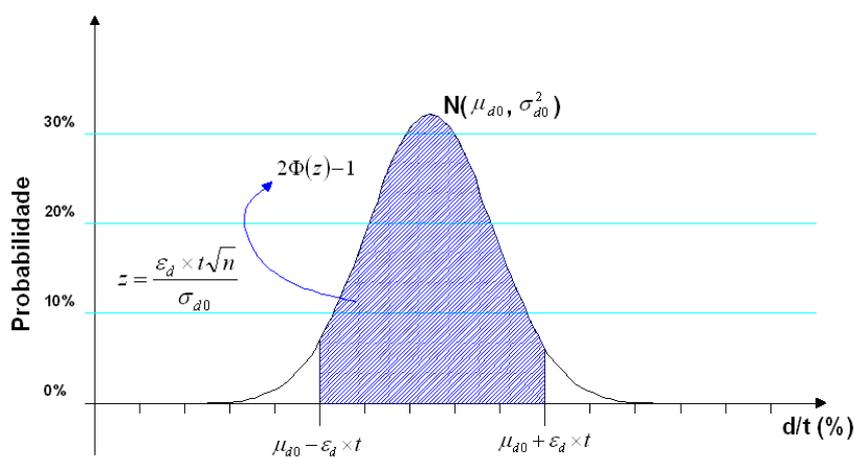


Figura 3.2 - Gráfico do intervalo de confiança de uma distribuição normal para uma incerteza dada

3.5. Probabilidade de falha por vazamento

Em teoria, o modo de falha por vazamento em um duto acontece quando a profundidade do defeito de corrosão chega a 100% da espessura de parede nominal. No entanto, as metodologias para gerenciamento da integridade estabelecem valores limites

para a profundidade do defeito, a partir do qual o reparo do defeito é imperativo. Uma vez que as ferramentas para inspeção dos defeitos de corrosão apresentam uma incerteza nas medições de profundidade, comprimento e largura dos defeitos, os valores medidos podem ser considerados como variáveis aleatórias contínuas e independentes. Considerando que o valor da profundidade futura de um defeito de corrosão pode ser calculado como a soma da profundidade medida no momento da inspeção mais a profundidade corroída em um período de tempo considerado, temos a seguinte expressão:

$$d = d_0 + d_y \quad (3.11)$$

Onde,

d → Profundidade do defeito em um momento qualquer;

d_0 → Profundidade do defeito medida no momento da inspeção;

d_y → Profundidade do defeito corroída durante um período de tempo y qualquer, contado a partir do momento da inspeção;

Uma vez que a profundidade do defeito no momento da inspeção é d_0 , de distribuição normal $N(\mu_{d_0}, \sigma_{d_0}^2)$ e que a profundidade corroída nos y anos é d_y , de distribuição normal $N(\mu_{d_y}, \sigma_{d_y}^2)$, o valor de d também será uma variável aleatória de distribuição normal $N(\mu_d, \sigma_d^2)$. Sendo $d_y = c_d \cdot y$ (onde c_d é a taxa de corrosão e y uma constante), a variável aleatória d_y pode ser considerada como $N(y\mu_{c_d}, y^2\sigma_{c_d}^2)$, sendo a variável aleatória c_d definida como $N(\mu_{c_d}, \sigma_{c_d}^2)$. Logo d terá distribuição normal $N(\mu_d, \sigma_d^2)$, onde $\mu_d = \mu_{d_0} + y\mu_{c_d}$ e $\sigma_d^2 = \sigma_{d_0}^2 + y^2\sigma_{c_d}^2$. A distribuição normal apresentada para a profundidade do defeito de corrosão no futuro também pode ser utilizada para representar a distribuição normal para o defeito no momento da inspeção, pois no momento da inspeção, o valor de y será zero, reduzindo a distribuição da variável d à forma $N(\mu_{d_0}, \sigma_{d_0}^2)$, que é a distribuição normal apresentada inicialmente para a profundidade do defeito no momento da inspeção. Dessa forma, a expressão geral para cálculo da distribuição de probabilidade de d se define como:

$$d = N(\mu_{d0} + y\mu_{cd}, \sigma_{d0}^2 + y^2\sigma_{cd}^2) \quad (3.12)$$

Onde,

μ_{d0} → Valor da profundidade do defeito de corrosão medido na inspeção por PIG;

σ_{d0} → Desvio padrão da medição da profundidade do defeito;

y → Tempo em anos a partir da data da inspeção;

μ_{cd} → Valor médio da taxa de corrosão na profundidade do defeito;

σ_{cd} → Desvio padrão da taxa de corrosão na profundidade do defeito.

A probabilidade de um duto falhar por vazamento é representada pela função de distribuição acumulada da variável d para a condição $F(d) = P(d \geq d_{ref})$, onde d_{ref} é a profundidade estabelecida como limite. Dessa forma, a probabilidade de falha por vazamento (POL) pode ser calculada pela Equação 3.13.

$$POL = 1 - \Phi(z) \quad (3.13)$$

Onde,

$$z = \frac{(d_{ref} - \mu_d)}{\sigma_d} \quad (3.14)$$

A Figura 3.3 ilustra graficamente a probabilidade de falha por vazamento, em um duto de aço contendo um defeito de corrosão de profundidade μ_d e um valor limite d_{ref} estabelecido para a profundidade do defeito.

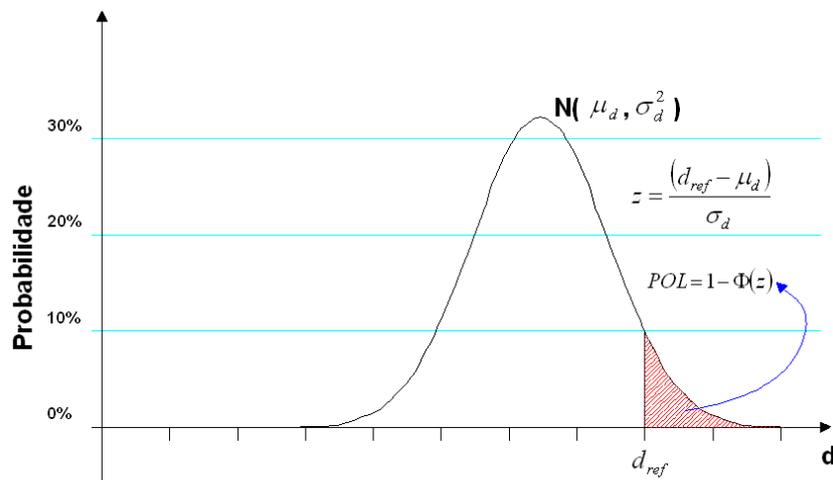


Figura 3.3 - Gráfico da probabilidade de falha por vazamento

3.6. Probabilidade de falha por ruptura

Em teoria, a falha por ruptura ocorre quando a pressão de falha calculada resulta em um valor menor ou igual ao valor da pressão de operação do duto. Como a pressão de operação pode assumir diferentes valores em função de aspectos logísticos e operacionais, considerou-se a pressão máxima de operação admissível (do inglês MAOP – *maximum allowed operational pressure*) como parâmetro de referência para verificação da falha por ruptura. Uma vez que a pressão de falha é calculada por metodologias semi-empíricas, que consideram variáveis aleatórias na sua formulação, a probabilidade de falha por ruptura pode ser calculada encontrando-se as funções de distribuição de probabilidade para essas expressões semi-empíricas, e calculando a probabilidade de a pressão de falha calculada ser inferior à MAOP. Como a maioria das metodologias semi-empíricas tomou como base a Equação NG-18, está será também a base para o desenvolvimento do modelo probabilístico apresentado nesse trabalho. Sendo,

$$P_{rup} = P_{flow} \left[\frac{1 - \alpha \frac{d}{t}}{1 - \alpha \frac{d}{t.M}} \right] \quad (3.15)$$

Onde,

P_{flow} → Pressão que levaria um duto novo a atingir tensões equivalentes a uma tensão crítica¹;

M → Fator de Folias, ou fator de dilatação do defeito;

α → Fator de ajuste da área transversal do defeito;

d → Profundidade do defeito de corrosão;

t → Espessura de parede nominal do duto;

Pela observação da Equação 3.15, pode-se concluir que a pressão de falha de um duto é uma função das propriedades do material do duto, da geometria do duto e das dimensões do defeito de corrosão analisado. O modelo analítico desenvolvido nesse trabalho considera como variáveis aleatórias apenas os dados oriundos da inspeção por PIG Instrumentado e os dados referentes à taxa de corrosão. Essa abordagem se deve ao fato de que a grande maioria dos dutos em operação não detém registros estatísticos a respeito das propriedades dos materiais e geométricas do duto. Essa carência de dados impõe uma limitação no refinamento dos modelos para determinação da integridade com o enfoque na probabilidade de falha. Em função dessa abordagem, os dados referentes às propriedades do material e à geometria do duto serão considerados como dados determinísticos. Os dados para tensão limite de escoamento e tensão limite de ruptura serão considerados como o valor mínimo especificado na Norma API 5L [21], e quanto aos dados geométricos, serão considerados os valores médios para diâmetro externo e espessura de parede especificados na mesma norma. Dessa forma, a expectância e a variância da Equação NG-18 podem ser calculadas a partir das Equações 3.5 e 3.6. Esse desenvolvimento demanda o cálculo das derivadas parciais de primeira e segunda ordem, nas variáveis d e L , da equação 3.15. A menos do método RPA para defeitos longos, conforme apresentado anteriormente, todas as metodologias desenvolvidas com base na Equação NG-18 consideram os valores do parâmetro α como constantes, uma vez determinado se o defeito é curto ou longo. Dessa forma, no desenvolvimento das derivadas parciais, o parâmetro α será considerado como

¹ Entende-se por tensão crítica a tensão a partir da qual não se permite que o duto opere. A maioria das metodologias considera a tensão crítica como uma função do valor da tensão de escoamento do material. Essa função é determinada de acordo com a metodologia, e considera normalmente um fator de majoração da tensão de escoamento e um fator de segurança, de acordo com as premissas da análise. A prática recomendada DNV RP F 101 considera a tensão crítica como sendo uma função da tensão de ruptura do material.

constante. Por outro lado, o parâmetro M é uma função da variável L . Dessa forma, o resultado do desenvolvimento das derivadas parciais de P_{rup} , estão apresentadas a seguir.

$$\frac{\partial P_{rup}}{\partial d} = P_{flow} \left[\frac{\frac{\alpha}{t}(M^{-1} - 1)}{\left(1 - \frac{\alpha d}{tM}\right)^2} \right] \quad (3.16)$$

$$\frac{\partial^2 P_{rup}}{\partial d^2} = P_{flow} \left\{ \frac{2 \cdot \left(\frac{\alpha}{t}\right)^2 \left[\left(-\frac{\alpha \cdot d}{t \cdot M^3}\right) + \left(\frac{1}{M^2}\right) + \left(\frac{\alpha \cdot d}{t \cdot M^2}\right) + \left(-\frac{1}{M}\right) \right]}{\left(1 - \frac{\alpha \cdot d}{t \cdot M}\right)^4} \right\} \quad (3.17)$$

$$\frac{\partial P_{rup}}{\partial L} = \frac{\partial P_{rup}}{\partial M} \frac{\partial M}{\partial L} \quad (3.18)$$

$$\frac{\partial P_{rup}}{\partial M} = P_{flow} \left[\frac{\left(\alpha \frac{d}{t} - 1\right) \left(\alpha \frac{d}{t \cdot M^2}\right)}{\left(1 - \frac{\alpha d}{tM}\right)^2} \right] \quad (3.19)$$

$$\frac{\partial P_{rup}}{\partial L} = P_{flow} \left[\frac{\left(\alpha \frac{d}{t} - 1\right) \left(\alpha \frac{d}{t \cdot M^2}\right)}{\left(1 - \frac{\alpha d}{tM}\right)^2} \right] \frac{\partial M}{\partial L} \quad (3.20)$$

$$\frac{\partial^2 P_{rup}}{\partial L^2} = \frac{\partial P_{rup}}{\partial M} \frac{\partial^2 M}{\partial L^2} + \frac{\partial^2 P_{rup}}{\partial M^2} \left(\frac{\partial M}{\partial L}\right)^2 \quad (3.21)$$

$$\frac{\partial^2 P_{rup}}{\partial M^2} = 2P_{flow} \left(1 - \frac{\alpha \cdot d}{t}\right) \left[\frac{\left(1 - \frac{\alpha \cdot d}{t \cdot M}\right) \left(\frac{\alpha \cdot d}{t \cdot M^3}\right) + \left(\frac{\alpha \cdot d}{t \cdot M^2}\right)^2}{\left(1 - \frac{\alpha \cdot d}{t \cdot M}\right)^3} \right] \quad (3.22)$$

$$\frac{\partial^2 P_{rup}}{\partial L^2} = P_{flow} \left[\frac{\left(\alpha \frac{d}{t} - 1 \right) \left(\alpha \frac{d}{t.M^2} \right)}{\left(1 - \frac{\alpha d}{t.M} \right)^2} \right] \frac{\partial^2 M}{\partial L^2} + 2P_{flow} \left(1 - \frac{\alpha.d}{t} \right) \left[\frac{\left(1 - \frac{\alpha.d}{t.M} \right) \left(\frac{\alpha.d}{t.M^3} \right) + \left(\frac{\alpha.d}{t.M^2} \right)^2}{\left(1 - \frac{\alpha.d}{t.M} \right)^3} \right] \left(\frac{\partial M}{\partial L} \right)^2 \quad (3.23)$$

ASME B31G	
Defeitos Curtos ($L \leq \sqrt{20Dt}$ $\alpha = 2/3$)	
M	$M = \sqrt{1 + 0,8 \left(\frac{L^2}{Dt} \right)}$
$\frac{\partial M}{\partial L}$	$\frac{\partial M}{\partial L} = \frac{0,8L}{Dt \sqrt{1 + 0,8 \frac{L^2}{Dt}}}$
$\frac{\partial^2 M}{\partial L^2}$	$\frac{\partial^2 M}{\partial L^2} = \frac{\frac{0,8}{Dt} \sqrt{1 + 0,8 \frac{L^2}{Dt}} - \left(\frac{0,64 \left(\frac{L}{Dt} \right)^2}{\sqrt{1 + 0,8 \frac{L^2}{Dt}}} \right)}{1 + 0,8 \frac{L^2}{Dt}}$
Defeitos Longos ($L > \sqrt{20Dt}$ $\alpha = 1$)	
M	$M \rightarrow \infty$
$\frac{\partial M}{\partial L}$	$\frac{\partial M}{\partial L} = 0$
$\frac{\partial^2 M}{\partial L^2}$	$\frac{\partial^2 M}{\partial L^2} = 0$

Tabela 3.1 - Derivadas parciais do parâmetro M na variável L para o método ASME B31

RStreng 0,85dL	
Defeitos Curtos ($L \leq \sqrt{50Dt}$ $\alpha = 0,85$)	
M	$M = \sqrt{1 + 0,6275 \left(\frac{L^2}{Dt} \right) - 0,003375 \left(\frac{L^2}{Dt} \right)^2}$
$\frac{\partial M}{\partial L}$	$\frac{\partial M}{\partial L} = \frac{1,255 \frac{L}{Dt} - 0,0135 \frac{L^3}{D^2 t^2}}{2 \sqrt{1 + 0,6275 \frac{L^2}{Dt} - 0,003375 \frac{L^4}{D^2 t^2}}}$
$\frac{\partial^2 M}{\partial L^2}$	$\frac{\partial^2 M}{\partial L^2} = \frac{\left(2 \sqrt{1 + 0,6275 \frac{L^2}{Dt} - 0,003375 \frac{L^4}{D^2 t^2}} \right) \left(\frac{1,255}{Dt} - 0,0405 \frac{L^2}{D^2 t^2} \right) - \left(1,255 \frac{L}{Dt} - 0,0135 \frac{L^3}{D^2 t^2} \right) \left(\frac{1,255 \frac{L}{Dt} - 0,0135 \frac{L^3}{D^2 t^2}}{\sqrt{1 + 0,6275 \frac{L^2}{Dt} - 0,003375 \frac{L^4}{D^2 t^2}}} \right)}{4 \left(1 + 0,6275 \frac{L^2}{Dt} - 0,003375 \frac{L^4}{D^2 t^2} \right)}$
Defeitos Longos ($L > \sqrt{50Dt}$ $\alpha = 0,85$)	
M	$M = 3,3 + 0,032 \left(\frac{L^2}{Dt} \right)$
$\frac{\partial M}{\partial L}$	$\frac{\partial M}{\partial L} = 0,064 \frac{L}{Dt}$
$\frac{\partial^2 M}{\partial L^2}$	$\frac{\partial^2 M}{\partial L^2} = \frac{0,064}{Dt}$

Tabela 3.2 – Derivadas parciais do parâmetro M na variável L para o método RStreng 0,85dL

Método RPA	
Defeitos Curtos ($L \leq \sqrt{20Dt}$ $\alpha = 0,85$)	
M	$M = \sqrt{1 + 0,6275 \left(\frac{L^2}{Dt} \right) - 0,003375 \left(\frac{L^2}{Dt} \right)^2}$
$\frac{\partial M}{\partial L}$	$\frac{\partial M}{\partial L} = \frac{1,255 \frac{L}{Dt} - 0,0135 \frac{L^3}{D^2 t^2}}{2 \sqrt{1 + 0,6275 \frac{L^2}{Dt} - 0,003375 \frac{L^4}{D^2 t^2}}}$
$\frac{\partial^2 M}{\partial L^2}$	$\frac{\partial^2 M}{\partial L^2} = \frac{\left(2 \sqrt{1 + 0,6275 \frac{L^2}{Dt} - 0,003375 \frac{L^4}{D^2 t^2}} \right) \left(\frac{1,255}{Dt} - 0,0405 \frac{L^2}{D^2 t^2} \right) - \left(1,255 \frac{L}{Dt} - 0,0135 \frac{L^3}{D^2 t^2} \right) \left(\frac{1,255 \frac{L}{Dt} - 0,0135 \frac{L^3}{D^2 t^2}}{\sqrt{1 + 0,6275 \frac{L^2}{Dt} - 0,003375 \frac{L^4}{D^2 t^2}}} \right)}{4 \left(1 + 0,6275 \frac{L^2}{Dt} - 0,003375 \frac{L^4}{D^2 t^2} \right)}$
Defeitos Longos ($L > \sqrt{20Dt}$ $\alpha = 1 - 0,15 \left[(64 \times 10^6) / \left(\frac{L^2}{Dt} \right)^6 \right]$)	
M	$M = 2,1 + \left[0,07 \frac{L^2}{Dt} \right]$
$\frac{\partial M}{\partial L}$	$\frac{\partial M}{\partial L} = 0,14 \frac{L}{Dt}$
$\frac{\partial^2 M}{\partial L^2}$	$\frac{\partial^2 M}{\partial L^2} = \frac{0,14}{Dt}$

Tabela 3.3 – Derivadas parciais do parâmetro M na variável L para o método RPA

DNV RP-F101	
Defeitos simples sob carregamento de pressão interna ($\alpha = 1$)	
M	$M = \sqrt{1 + 0,31 \left(\frac{L^2}{Dt} \right)}$
$\frac{\partial M}{\partial L}$	$\frac{\partial M}{\partial L} = \frac{0,31L}{Dt \sqrt{1 + 0,31 \left(\frac{L^2}{Dt} \right)}}$
$\frac{\partial^2 M}{\partial L^2}$	$\frac{\partial^2 M}{\partial L^2} = \frac{\frac{0,31}{Dt} \sqrt{1 + 0,31 \left(\frac{L^2}{Dt} \right)} - \left(\frac{0,0961 \left(\frac{L}{Dt} \right)^2}{\sqrt{1 + 0,31 \left(\frac{L^2}{Dt} \right)}} \right)}{1 + 0,31 \frac{L^2}{Dt}}$

Tabela 3.4 - Derivadas parciais do parâmetro M na variável L para o método DNV

Como a expressão para cálculo de M é uma particularidade de cada metodologia semi-empírica específica, desenvolveu-se as derivadas parciais de primeira e segunda ordem de M na variável L para as metodologias semi-empíricas abordadas nesse trabalho, que tem base na NG-18, conforme observado nas Tabelas de 3.1 a 3.4.

Para finalizar a definição das equações 3.5 e 3.6 no cálculo da expectância e variância de P_{rup} , faz-se necessário calcular também o valor da expectância e da variância para as variáveis aleatórias d e L . O cálculo da expectância e da variância para a variável aleatória d já foi apresentado anteriormente nesse capítulo. Analogamente, calcula-se a expectância e a variância para L , onde,

$$L = N\left(\mu_{L0} + y\mu_{cL}, \sigma_{L0}^2 + y^2\sigma_{cL}^2\right) \quad (3.24)$$

Sendo,

μ_{L0} → Valor medido na inspeção por PIG para o comprimento do defeito;

σ_{L0} → Desvio padrão da medição do PIG para o comprimento do defeito;

y → Tempo em anos a partir da data da inspeção;

μ_{cL} → Valor médio da taxa de corrosão no comprimento do defeito;

σ_{cL} → Desvio padrão da taxa de corrosão no comprimento do defeito.

Conhecendo-se os valores da expectância e da variância para as variáveis aleatórias d e L , juntamente com os valores das derivadas parciais de primeira e segunda ordem para P_{rup} , as equações 3.5 e 3.6 estão totalmente definidas, e podem ser representadas por:

$$\mu_{rup} \approx P_{rup}(\mu_d, \mu_L) + \frac{1}{2} \left[\frac{\partial^2 P_{rup}}{\partial d^2} \sigma_d^2 + \frac{\partial^2 P_{rup}}{\partial L^2} \sigma_L^2 \right] \quad (3.25)$$

$$\sigma_{rup}^2 \approx \left[\frac{\partial P_{rup}}{\partial d} \right]^2 \sigma_d^2 + \left[\frac{\partial P_{rup}}{\partial L} \right]^2 \sigma_L^2 \quad (3.26)$$

É importante registrar que as Equações 3.25 e 3.26, desenvolvidas para o cálculo da expectância e da variância da pressão de falha, são válidas apenas para os casos em que a fórmula NG-18 tenha derivadas de primeira e de segunda ordem, nas variáveis d e L . Dessa forma, cabe uma análise da Equação NG-18 no sentido de verificar a sua continuidade nos intervalos considerados neste trabalho. Observa-se que a Equação NG-18 não é contínua no ponto onde $1 - \alpha.d/t.M = 0$. Guardando-se também uma consistência física, é razoável afirmar que a relação $1 - \alpha.d/t.M > 0$ deve ser atendida, uma vez que valores negativos para pressão de falha não são possíveis. Dessa forma, para que a Equação NG-18 seja derivável e apresente consistência física, a relação $d/t < M/\alpha$ deve ser atendida. Considerando que os valores determinados para α são sempre menores ou iguais a 1, e que as expressões estabelecidas para o cálculo de M levam sempre a valores maiores ou iguais a 1, conclui-se que M/α sempre será maior ou igual a 1. Uma vez que defeitos com $d > t$ são fisicamente impossíveis, a relação $d/t < M/\alpha$ é sempre atendida.

A partir da verificação da continuidade da Equação NG18, é possível concluir que dentro dos valores de d/t possíveis para defeitos de corrosão, as equações 3.25 e 3.26 são aplicáveis dos pontos de vista matemático e físico. Por outro lado, é fato que as derivadas de uma função, nas proximidades de um ponto onde a função não é contínua, assume um comportamento assintótico, o que traz preocupação quanto ao uso do método desenvolvido para o cálculo da expectância e variância da pressão de falha em defeitos muito profundos. As Figuras 3.4, 3.5, 3.6 e 3.7 apresentam uma avaliação da relação M/α para defeitos de

diversos comprimentos em função das metodologias abordadas nesse trabalho, estabelecidas com base na Equação NG-18.

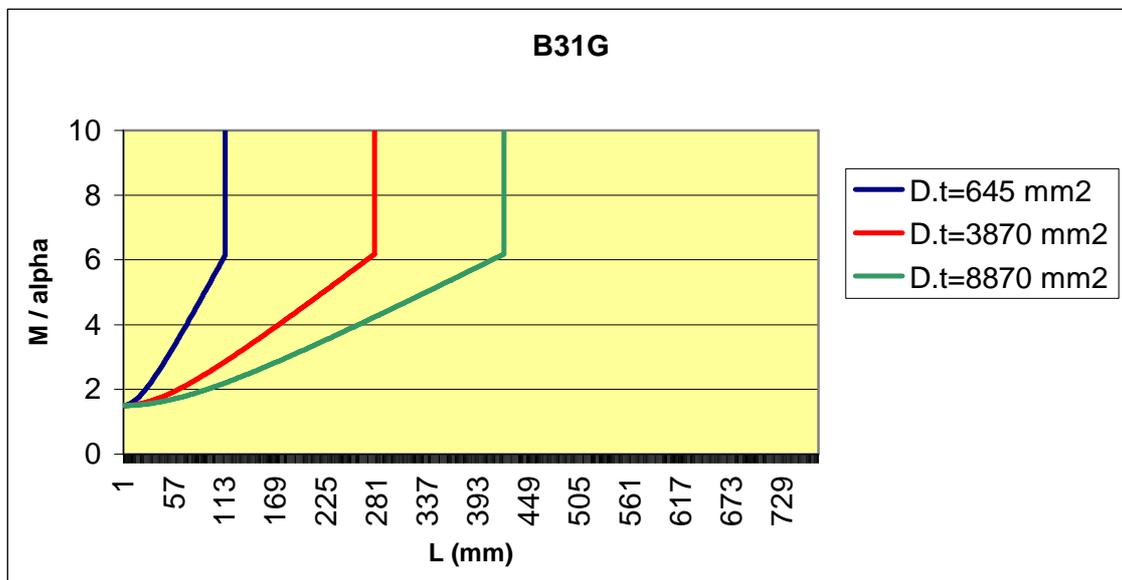


Figura 3.4 - Razão M/α em função do comprimento do defeito para a Norma ASME B31G

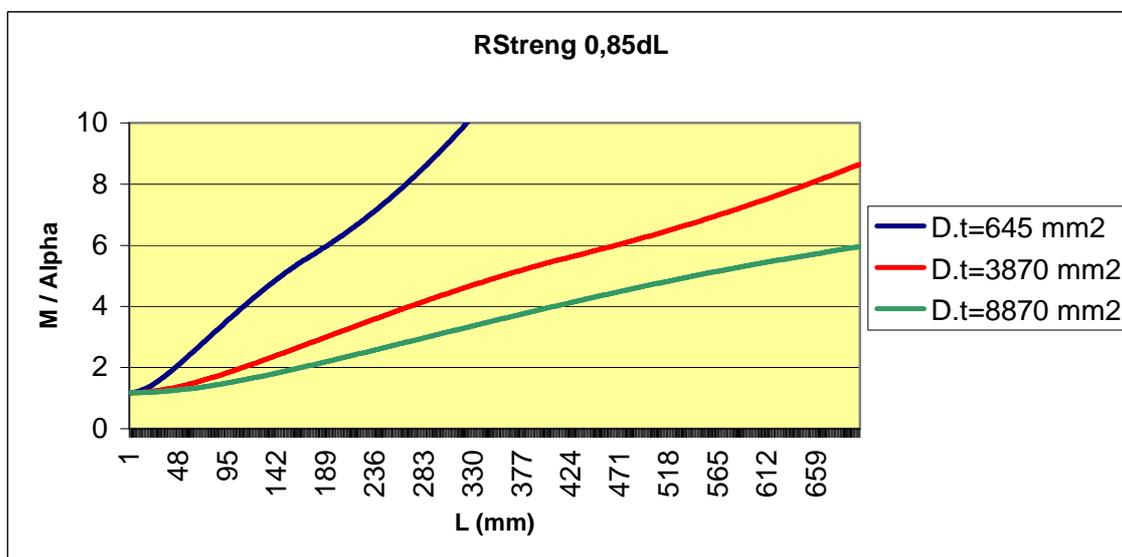


Figura 3.5 - Razão M/α em função do comprimento do defeito para o método RStreng 0,85dL

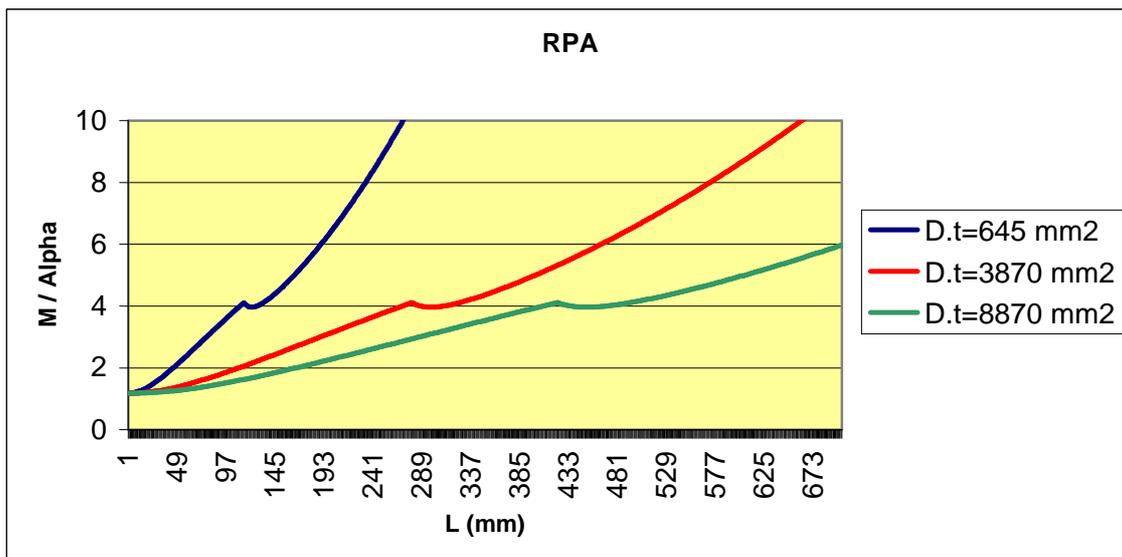


Figura 3.6 - Razão M/α em função do comprimento do defeito para o método RPA

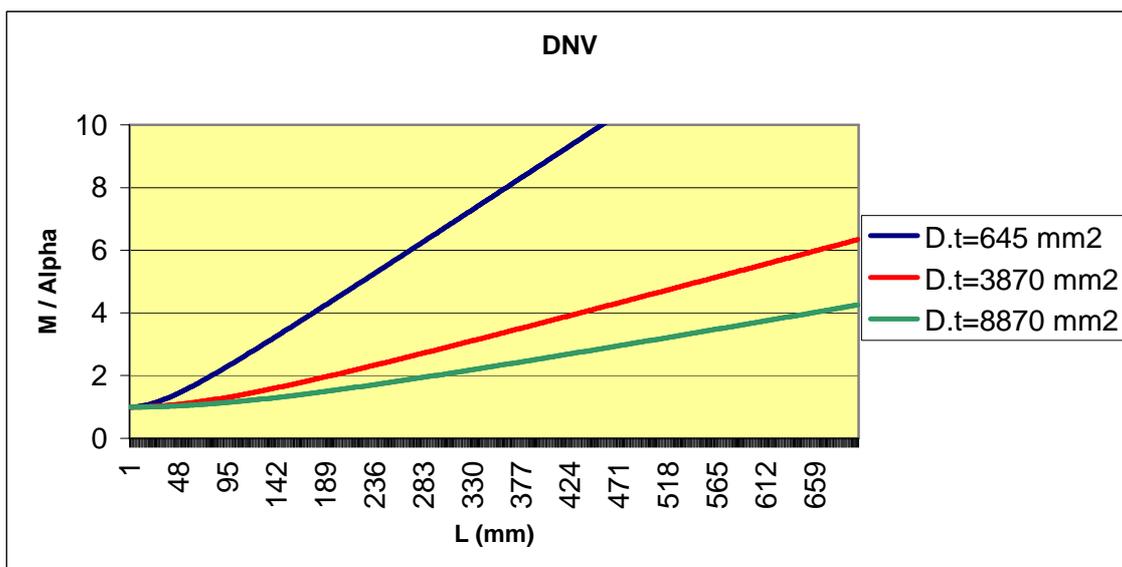


Figura 3.7 - Razão M/α em função do comprimento do defeito para o método DNV RP F 101

Pela observação das Figuras de 3.4 a 3.7, observa-se que a metodologia DNV RP F101 possibilita situações onde a razão M/α apresenta valores muito próximos de 1 para defeitos muito curtos. Essa observação reforça a preocupação a respeito do comportamento das derivadas parciais da Equação NG-18 para defeitos muito profundos.

De forma a verificar o comportamento das derivadas da Equação NG-18 nas proximidades do ponto onde a função não é contínua, foram calculados os valores das derivadas de primeira e de segunda ordem da Equação NG-18, nas variáveis d e L , sendo M e α calculados conforme a metodologia da DNV, que é a metodologia mais crítica do ponto de vista da proximidade da relação M/α com um caso de d/t tendendo a 1 (defeito muito profundo). Os resultados da avaliação podem ser verificados nos gráficos 3.8 e 3.9.

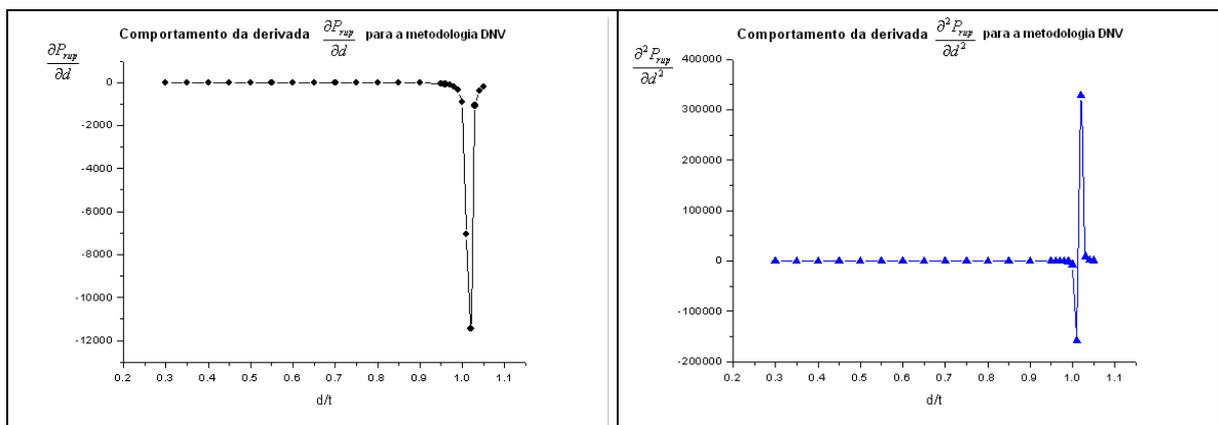


Figura 3.8 - Derivadas de primeira e segunda ordem da fórmula NG-18 na variável d , sendo M e α calculados segundo DNV RP F101

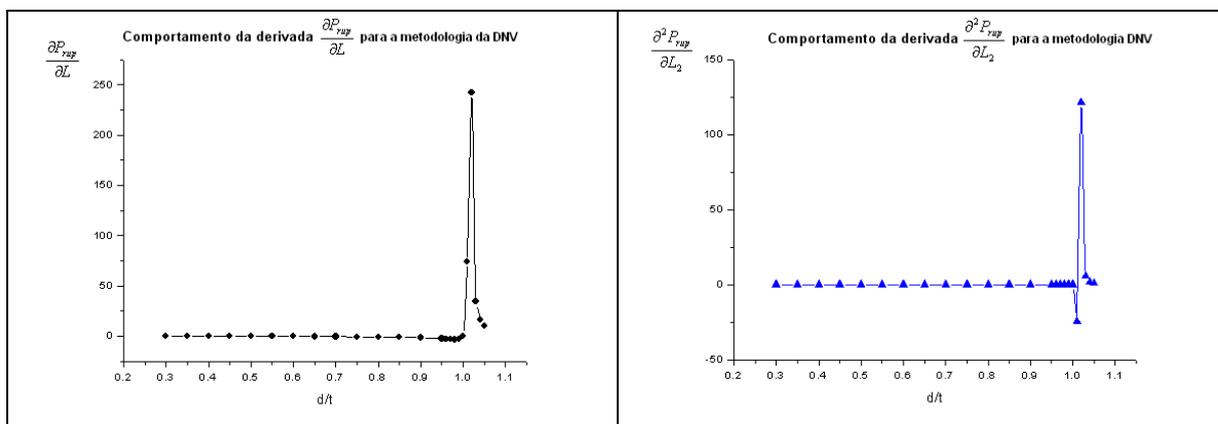


Figura 3.9 - Derivadas de primeira e segunda ordem da fórmula NG-18 na variável L , sendo M e α calculados segundo DNV RP F101

Como pode ser observado nas Figuras 3.8 e 3.9, a consideração de que as derivadas assumem um comportamento assintótico nas proximidades de um ponto de descontinuidade se confirma, o que pode fornecer valores equivocados no cálculo da expectância e da

variância da pressão de falha, utilizando-se as Equações 3.25 e 3.26, para valores de d/t próximos de 1 (defeitos muito profundos). Uma vez que a máxima profundidade permitida para um defeito de corrosão é 85% da espessura nominal de parede, conforme a metodologia DNV RP F101, é razoável estabelecer que o método analítico apresentado nesse capítulo só deve ser aplicado para defeitos com profundidade de no máximo 85% da espessura de parede.

Para finalizar o cálculo da probabilidade de falha por ruptura, calcula-se a probabilidade de o valor da pressão de falha calculada P_{rup} ser menor que o valor de MAOP, assumindo-se uma distribuição normal para a função P_{rup} , conforme a Equação 3.27. A Figura 3.10 ilustra graficamente a probabilidade de falha por ruptura, representada pela região hachurada.

$$POR = \Phi(z) \quad (3.27)$$

Sendo,

$$z = \frac{(MAOP - \mu_{rup})}{\sigma_{rup}};$$

μ_{rup} → Média da distribuição de probabilidade da pressão de falha calculada;

σ_{rup} → Desvio padrão da distribuição de probabilidade da pressão de falha calculada;

$MAOP$ → Pressão máxima de operação admissível;

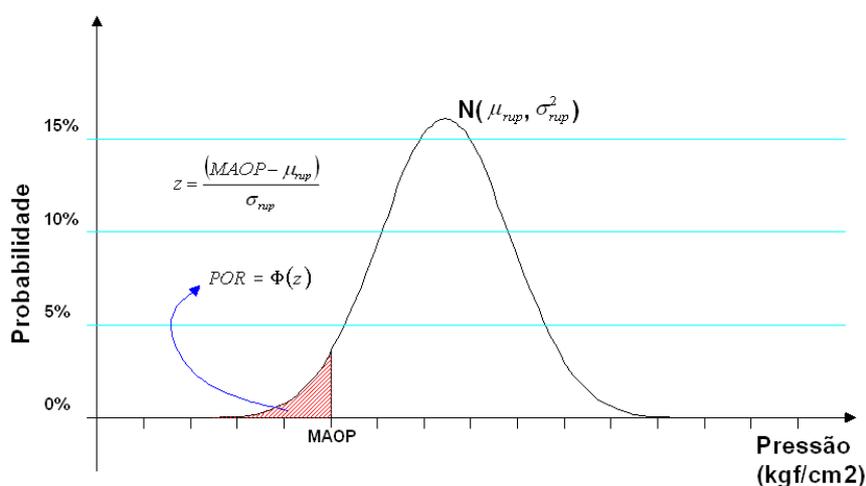


Figura 3.10 - Gráfico da probabilidade de falha por ruptura

É importante registrar que a metodologia analítica desenvolvida para calcular a probabilidade de ruptura adota a premissa de que a variável aleatória pressão de ruptura (P_{rup}) assume o comportamento de uma função de distribuição de probabilidade normal. De forma a observar a robustez dessa premissa, realizou-se uma Simulação de Monte Carlo [5], definindo-se dez mil combinações aleatórias de profundidade e comprimento de um defeito, seguindo-se médias e variâncias pré-definidas, conforme apresentado em detalhes no Anexo E. A função de distribuição de probabilidade verificada estatisticamente para a função P_{rup} , particularizada para a ASME B31G, pode ser observado na Figura 3.11.

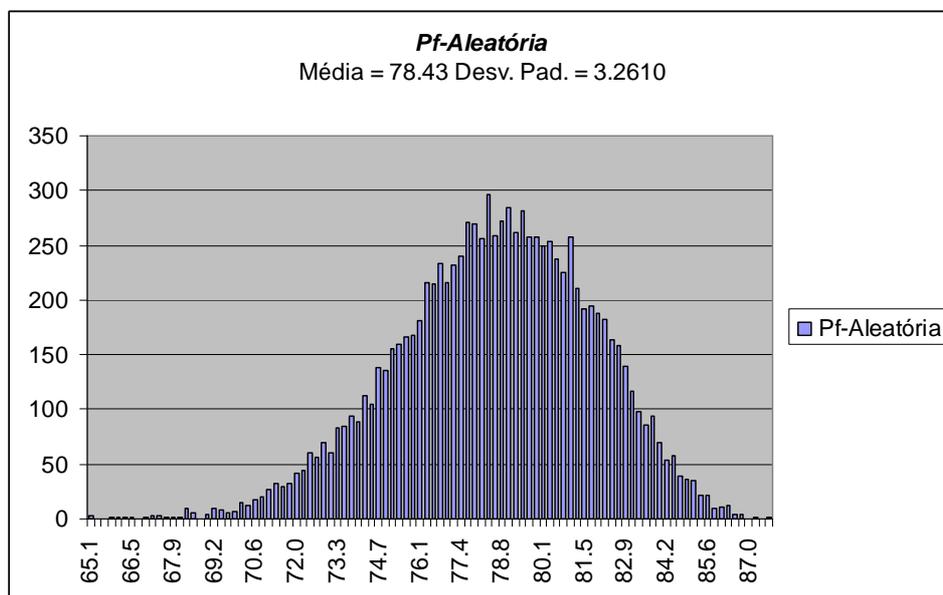


Figura 3.11 – Histograma dos resultados de Pressão de Ruptura obtido a partir de uma Simulação de Monte Carlo [5]

A partir da simulação apresentada no Anexo E, foi possível comprovar que a média e o desvio padrão, obtidos analiticamente, apresentam valores congruentes aos obtidos na Simulação de Monte Carlo, comprovando a robustez do modelo analítico desenvolvido no cálculo da expectância e da variância da pressão de ruptura. Além disso, pela observação da Figura 3.11, é possível verificar que a premissa de observação da variável aleatória P_{rup} segundo uma distribuição normal se mostra adequada ao propósito o qual o modelo analítico se apresenta.

3.7. Probabilidade de falha combinada

Assumindo-se a hipótese de que os fenômenos de falha por vazamento e falha por ruptura sejam fenômenos independentes, a probabilidade de falha combinada pode ser calculada pela Equação 3.28.

$$POF = 1 - [(1 - POL) \times (1 - POR)] \quad (3.28)$$

A premissa de independência entre os fenômenos de falha por vazamento e falha por ruptura merece uma investigação adequada no sentido de validar tal hipótese. No entanto, essa hipótese de independência entre os fenômenos leva a uma abordagem conservadora, que é benéfica do ponto de vista da segurança.