

# SIMULAÇÃO ESTOCÁSTICA DA PROPAGAÇÃO DE TRINCAS EM TUBOS DO GERADOR DE VAPOR

# Alexandre S. Francisco

Heber R. Sebastiao afrancisco@id.uff.br heber.vw@gmail.com Universidade Federal Fluminense Avenida dos Trabalhadores, 420, 27255-125, Volta Redonda-RJ, Brasil

**Abstract.** In pressurized water reactor nuclear power plants, the deterioration of steam generator tubes has been both an economical and safety problems. The steam generator tubes are subjected to deterioration mechanisms, such as stress corrosion cracking, which lead to structural failure by the unstable crack growth. The crack growth rate can be estimated from inspection data. As the crack growth rate by stress corrosion cracking is a phenomenom of highly random nature, a structural integrity assessment in the steam generator tubes must be performed based on the failure probability along some operational cycle. In this work, a stochastic model is applied for probabilistic assessment of the structural integrity of the steam generator tubes. The proposed model is able to provide efficiently results of failure probability more realistics. The results from this model are compared with others from Monte-Carlo simulation and a non-evolutionary model.

Key-words: Stochastic process, structural integrity, steam generator tubes.

#### 1 Introdução

Uma falha crítica em gerador de vapor (GV) está associada à presença de trincas passantes nos seus tubos, propiciando contaminação do circuito secundário de plantas nucleares com reatores à água pressurizada. De acordo Silveira [1], entre 40 e 50% dos GVs em serviço de 1976 to 1992 têm tubos tamponados para evitar a contaminação. Em 1998, o Electric Power Research Institute publicou seu relatório anual comunicando que 41% das 226 plantas em serviço no mundo tinham GVs com tubos tamponados. Até aquele ano, mais do que uma centena de GVs já haviam sido substituídos, e outras cinquenta substituições estavam planejadas para ocorrer.

Os tubos do GV estão sujeitos à mecanismos de degradação que geram trincas em seus materiais. Um dos mecanismos é o trincamento de corrosão sob tenção. O trincamento de corrosão sob tensão resulta da ação combinada de tensão trativa, susceptibilidade material e meio agressivo. Para manter uma integridade estrutural nos tubos do GV, inspeções tais como *eddy current test* (ECT) são realizadas para detectar trincas.

De acordo com Miranda [2], uma avaliação dos tubos do GV deve sempre ser realizada após à inspecção. A partir dos dados da inspeção, uma avaliação do crescimento de trinca permitiria estimar tamanhos de trincas detectadas ao longo do próximo ciclo operacional. O crescimento de trinca por trincamento de corrosão sob tensão é um problema que reduz a vida útil do GV. Paris [3] alertou sobre a necessidade de aplicar-se modelos probabilísticos para estimar a vida útil do GV quando existe grande dispersão no valor da taxa de crescimento de trinca em dados de inspeção.

No presente trabalho, um modelo probabilístico estocástico é proposto para descrever o crescimento de trinca, e estimar a probabilidade de falha dos tubos do GV ao fim de ciclos operacionais. O modelo proposto randomiza uma equação empírica da taxa de crescimento de trinca, introduzindo um processo estocástico que caracteriza os efeitos aleatórios do fenômeno físico. Esse modelo foi apresentado na literatura como uma metodologia atrativa e promissora (Kozin and Bogdanoff [4]). Contribuindo para o maior entendimento do modelo estocástico, este trabalho calcula a probabilidade de falha dos tubos do GV ao longo de um ciclo operacional. Comparações de resultados entre o modelo estocástico e a simulação de Monte-Carlo e modelo não-evolucionário são realizadas. O modelo estocástico produz avaliações da integridade estrutural menos conservativas.

## 2 Curva de limite estrutural

Uma avaliação da integridade estrutural dos tubos do GV permite verificar se a resistência e estânqueidade são mantidas sob condições normais de operação. De acordo com NEI [5], um tubo devem resistir ao triplo da diferença de pressão através da parede do tubo. E de acordo com EPRI [6], o tubo somente deve falhar sob pressões inferiores ao triplo da diferença de pressão através da parede do tubo com probabilidade de 5%.

Para uma trinca axial, parcialmente passante, conforme ilustrada na Fig. 1, sendo localizada na superfície externa do tubo, entre uma placa suporte e outra ou o espelho, o EPRI [7] define um limite para profundidade de tinca através da seguinte expressão:

$$a = \left(\frac{c+t}{c}\right) \left[ \phi t - \frac{pR_i}{0.58(s_y + s_u)} \right] \tag{1}$$

onde p é a diferença de pressão através da parede do tubo,  $s_y e s_u$  são respectivamente o limite de escoamento e a tensão de ruptura, t é a espessura do tubo,  $R_i$  é o raio interno do tubo, c é a metade do comprimento de trinca, e  $\emptyset$  é um parâmetro empírico.



Figura 1. Trinca superficial axial, parcialmente passante

Curvas de limite estrutural podem ser construídas pelo uso da relação entre a profundidade relativa de trinca (h = a/t) e o comprimento de trinca (L = 2c). Uma curva sob o ponto de vista probabilístico pode ser obtida considerando incertezas nas variáveis básicas presentes na Eq. (1).

Uma avaliação que estima a probabilidade de falha ao fim do último ciclo operacional, após uma inspeção, é conhecida como avaliação em condição de monitoramento (CM). Seja *A* uma variável aleatória que denota a profundidade de trinca em um tubo do GV. A probabilidade de falha pela avaliação CM pode ser expressa por

$$P_f = Pr[A \ge a_{CM}] = 1 - F_A(a_{CM}) = 0.05, \tag{2}$$

onde  $a_{CM}$  representa o limite estrutural ao fim de um ciclo operacional, e  $F_A$  é a função de distribuição acumulada de A. A curva CM é plotada com os valores  $a_{CM}$ . Uma outra avaliação que estima a probabilidade de falha ao longo do próximo ciclo operacional é conhecida como avaliação operacional (OA). A probabilidade de falha pela avaliação OA pode ser expressa por

$$P_f = Pr[A \ge a_{CM} | a_{OA}] = 1 - F_A(a_{CM} | a_{OA}) = 0.05,$$
(3)

onde  $a_{OA}$  representa o limite estrutural ao longo de um ciclo operacional. A curva OA é plotada com os valores  $a_{OA}$ , a partir dos valores  $a_{CM}$  já calculados. Profundidades de trinca no fim e no início de um ciclo operacional estão relacionadas por

$$a_{CM} = a_{0A} + \Delta a, \tag{4}$$

onde  $\Delta a$  é o crescimento de trinca ao longo de um ciclo operacional.

Assim, avaliações OA devem levar em conta a taxa de crescimento de trinca ao longo do próximo ciclo operacional. Como o crescimento de trinca por trincamento de corrosão sob tensão é de natureza altamente aleatória, torna-se adequado usar modelos probabilísticos para realizar tais avaliações. A simulação de Monte-Carlo (MMC) é um modelo probabilístico no qual valores das variáveis básicas são gerados aleatóriamente com milhares operações computacionais (Melchers [8]). A simulação MMC é de uso comum para realizar tanta a avaliação CM quanto a avaliação OA, mas ela requer um grande esforço computacional. Alternativamente, um modelo não-evolucionário (MNE) que ajusta uma distribuição gaussiana aos dados de crescimento de trinca pode ser usado em uma avaliação OA (Temple [9]; Sebastião [10]). O presente trabalho propõe um modelo estocástico para crescimento de trinca em uma avaliação OA.

#### 3 Modelo estocástico para crescimento de trinca

No modelo estocástico (MEE), uma equação empírica é randomizada pela introdução de um processo estocástico adequado. Neste trabalho, a equação empírica descreve a relação functional entre a taxa de crescimento de trinca e a profundidade de trinca. Após a ramdomização dessa equação, a profundidade de trinca passa a ser um processo estocástico A(t), e a equação resultante tem como sua solução uma função de densidade de transição do processo A(t).

De acordo com Scott [11], uma equação empírica que descreve a taxa de crescimento de trinca por

trincamento de corrosão sob tensão é dada por

$$\frac{da}{dt} = 2,8 \times 10^{-12} \, (K(a) - 9)^{1,16},\tag{5}$$

onde K(a) é o fator de intensidade de tensão.

A randomização da Eq. (5) consiste em introduzir um processo estocástico adequado. Assim, a Eq. (5) torna-se uma equação diferencial estocástica

$$\frac{dA(t)}{dt} = X(t).2,8 \times 10^{-12} \left( K(A(t)) - 9 \right)^{1,16},\tag{6}$$

onde X(t) é um processo estocástico não-negativo, que representa os efeitos de fatores aleatórios desconhecidos, geradores de dispersão nos valores de taxa de crescimento de trinca. A Eq. (6) pode ser simplificada fazendo o processo estocástico A(t) tornar-se um processo de incrementos independentes V(t), através da mudança de variável (Francisco [12])

$$\nu = \int_{a_{OA}}^{a} \frac{1}{2,8 \times 10^{-12} \, (K(s)-9)^{1,16}} \, ds.$$
<sup>(7)</sup>

Dessa forma, a função de densidade de transição do processo A(t), dada a profundidade de trinca  $a_{OA}$ , é dada por

$$f_A(a|a_{0A}) = \frac{1}{\sigma_V \sqrt{2\pi}} exp\left[-\frac{1}{2} \left(\frac{v-\mu_V}{\sigma_V}\right)^2\right] \left|\frac{dv}{da}\right|,\tag{8}$$

onde  $\mu_V$  and  $\sigma_V$  são respectivamente a media e o desvio-padrão do processo V(t), dados por

$$\mu_V = m_X t \tag{9}$$

e

$$\sigma_V^2 = b^2 t, \tag{10}$$

onde *b* é uma constante de flutuação do processo X(t). Então, a probabilidade de falha pela avaliação OA é determinada por

$$P_f = 1 - F_A(a_{CM}|a_{0A}) = 1 - \int_{v_{OA}}^{v_{CM}} \frac{1}{\sigma_V \sqrt{2\pi}} exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{v-\mu_V}{\sigma_V}\right)^2\right] dv.$$
(11)

## 4 Resultados e discussão

Um caso de engenharia de avaliação da integridade estrutural dos tubos do GV fabricados de ligas de Inconel 600 é apresentado neste trabalho. Os tubos do GV estão sujeitos ao trincamento de corrosão sob tensão, e trincas axiais partialmente passantes são encontradas neles. Dados geométricos e de condição operacional dos tubos são mostrados Tabela 1. E dados estatísticos das variáveis básicas envolvidas na Eq. (1) são mostrados na Tabela 2.

Tabela 1. Geometria e condição operacional dos tubos (Maneschy [13])

Parâmetro	Valor
Ri	8,4327 mm
t	1,0923 mm
р	28,26 MPa

Uma avaliação CM é realizada com base nas Eqs. (1) e (2), determinando-se valores  $h_{CM} = a_{CM}/t$ . Nessa avaliação é conveniente usar uma simulação MMC, onde se considera as incertezas nas variáveis básicas. Após isto, uma curva de limite CM é construída no diagrama cujas coordenadas são a profundidade relativa de trinca (*h*) e o comprimento de trinca (*L*). Na Fig. 2 está plotada a curva de limite CM pela simulação MMC. Quando coordenadas de trincas detectadas encontram-se abaixo da curva de limite, as trincas não oferecem risco estrutural ao fim do último ciclo operacional.

Tubert 2. Dudos estutisticos das variavers busicas (tranciseny [13])			
Variável	Distribuição	Parâmetros	Unidade
$s_y + s_u$	Normal	$\mu_{Sy+Su} = 1011, \sigma_{Sy+Su} = 42,9$	MPa
$\phi$	Normal	$\mu_{arphi}$ = 1,104, $\sigma_{arphi}$ = 0.0705	-
С	Normal	$\mu_{c} = c,  \sigma_{c} = 1,27$	mm
а	Normal	$\mu_{H}$ = 1,01 <i>a</i> , $\sigma_{H}$ = 0,12	mm
$\Delta a$	Normal	$\mu_{\Delta A}$ = 0,0564, $\sigma_{\Delta A}$ = 0,0546	mm

Tabela 2. Dados estatísticos das variáveis básicas (Maneschy [13])



Figura 2. Curva de limite CM pela simulação MMC

Para realizar uma avaliação OA pode-se usar tanto a simulação MMC quanto o modelo MNE. Em ambos os casos, a curva de limite OA é construída a partir dos valores da curva de limite CM, obtida previamente. A vantagem do modelo MNE nessa avaliação é que ele evita o excessivo esforço computacional da simulação MMC. Na Fig. 3 estão plotadas curvas de limite OA obtidas pela simulação MMC e pelo modelo MNE. Nota-se que ambas as curvas são coincidentes, exceto para pequenos comprimentos de trinca.



Figura 3. Curva de limite OA pela simulação MMC e modelo MNE

No modelo estocástico, randomiza-se uma equação empírica pela introdução do processo estocástico X(t), definido por

$$x = \frac{\frac{da}{dt}}{2.8 \times 10^{-12} \, (K-9)^{1.16}}.$$
(12)

Considerando os dados experimentais de taxa de crescimento da trinca apresentados por Rebak [14], o valor médio do processo X(t) pode ser determinado por

$$m_X = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \frac{(da/_{dt})_i}{2,8 \times 10^{-12} (K_i - 9)^{1,16}} = 0,566,$$
(13)

onde N é o número de amostras dos dados experimentais. Assim, os parâmetros estatísticos do processo V(t) para um ciclo operacional anual são os seguintes:

$$\mu_V = 1,78 \times 10^7 \ e \ \sigma_V = k \mu_V, \tag{14}$$

onde k é o coeficiente de variação.

Dada a dificuldade de determinar-se o parâmetro b a partir dos dados experimentais, usa-se neste trabalho valores arbitrários para o coeficiente de variação k. Uma análise de sensibilidade com respeito ao valor do desvio-padrão do processo V(t) é realizada para verificar seu efeito no crescimento de trinca ao longo do ciclo operational. Para tal, os seguintes valores do coeficiente de variação são arbitrados: 0,01; 0,1; e 0,2. Na Figura 4, curvas de limite OA pelo modelo MEE, com diferentes coeficientes de variação, estão plotadas. Nota-se que a curva de limite OA com coeficiente de variação de 0,2 apresenta um comportamento mais conservativo.



Figura 4. Curva de limite OA pelo modelo MEE, com vários coeficientes de variação

Comparando-se os modelos MNE e MEE, na Fig. 5 estão plotadas curvas de limite OA, juntamente as coordenadas de pontos correspondentes a trincas detectadas pela inspeção ECT relatada em Maneschy [13]. Nota-se que o modelo MNE apresenta um comportamento mais conservativo do que o modelo MEE. Este comportamento não surpreende, pois resultados de uma abordagem estocástica tendem a se aproximar de um determinístico.



Figura 5. Curva de limite OA pelos modelos MNE e MEE

Na Fig. 5, os pontos correspondentes às trincas detectadas pela inspeção ECT estão sobrepostos às curvas de limite. No fim do último ciclo operacional, pode-se garantir uma integridade estrutural na maioria dos tubos do GV, com base na curva de limite CM; e apenas um tubo deve ser tamponado. Ao longo do próximo ciclo operational, também pode-se garantir a mesma integridade estrutural anterior, com base na curva de limite OA pelo modelo estocástico; já pelo modelo não-evolucionário, três tubos devem ser tamponados.

## 5 Conclusões

O modelo estocástico mostrou-se menos conservativo do que o modelo não-evolucionário e a simulação de Monte-Carlo. Para o modelo estocástico, o melhor resultado foi obtido considerando um coeficiente de variação igual a 0,2. Os outros valores de coeficiente de variação não produzem diferença significativa no resultado.

Apesar da arbitrariedade na definição do coeficiente de variação no modelo estocástico, os resultados obtidos neste trabalho mostram a plausibilidade desse modelo na avaliação operacional da integridade estrutural, evitando que tubos do GV sejam tamponados indevidamente.

## Agradecimentos

Os autores agradecem pela bolsa de estudo concedida no âmbito do Programa CAPES/Eletronuclear.

## Referências

[1] H. C. K. Silveira. Análise de Integridade Estrutural de Tubos de Geradores de Vapor Deteriorados por Corrosão sob Tensão pelo Primário na Região de Transição de Expansão Junto ao Espelho, *Instituto de Pesquisas Nucleares*, 2002.

[2] C. A. J. Miranda, J. E. A. Maneschy and P. R. B. Rodrigues. Avaliação da integridade estrutural de tubos de gerador de vapor de usinas nucleares – um caso prático. In: *8th Congresso Iberoamericano de Engenharia Mecânica*, Cusco, Peru, 2007.

[3] P.C. Paris. Fracture Mechanics and Fatigue: A Historical Perspective, *Fatigue & Fracture of Engineering & Structures*, vol.21, pp.535-540, 1998.

[4] F. Kozin and J. L. Bogdanoff. Probabilistic Model of Fatigue Crack Growth: Results and Speculation, *Nuclear Engineering and Design*, vol.115, pp.143-171, 1989.

[5] NEI. Steam Generator Program Guidelines, Revision 2. Nuclear Energy Institute, NEI 97-06, 2005.
[6] EPRI, Steam Generator Degradation Specific Management Flaw Handbook, Electric Power Research Institute, Report 1001191, 2001.

[7] EPRI. Steam Generator Integrity Assessment Guidelines, Revision 2, Eletric Power Research Institute, Report 1012987, 2006.

[8] R. E. Melchers, *Structural Reliability: Analysis and Prediction*, 1st edition, Ellis Horwood Limited, 1987.

[9] J. A. G. Temple. An Empirical Approach to Fatigue Crack Growth Data for Ferritic Steels in a Pressurized Water Reactor Environment, *Nuclear Engineering*, vol.24, pp.53-62, 1985.

[10] H. R. Sebastião and A. S. Francisco. A Non-evolutionary Statistical Model for the Operational Assessment of Steam Generator Tubes. In: *Proceedings of XIX National Meeting on Computational Modeling*, João Pessoa, PB, Brazil, 2016.

[11] P. M. Scott An analysis of primary water stress corrosion cracking in PWR steam generators, In: *NEA/CSNI-UNIPEDE Specialist Meeting*, 1991.

[12] A. S. Francisco. *Um modelo estocástico de difusão para o calculo da probabilidade de fratura em vasos de pressão*. PhD. Thesis, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, Brasil, 2000.

[13] J. E. A. Maneschy and C. A. J Miranda. *Mecânica da Fratura na Indústria Nuclear*, Lithos Edições de Arte, 2014.

[14] R. B. Rebak and Z. Szklarska-Smialowska. Influence of Stress Intensity and Loading Mode on Intergranular Stress Corrosion Cracking of Alloy 600 in Primary Waters of Pressurized Water Reactors, *Corrosion Science*, vol. 50, n. 5, pp. 378-393, 1994.