

# Testes de aderência aplicados à distribuição da profundidade de trinca em tubos do gerador de vapor de uma planta nuclear PWR

## Goodness-of-fit applied to crack depth distribution in steam generator tubes

Alexandre Francisco<sup>†</sup>, Tiago Simões

*EEIMVR, Universidade Federal Fluminense, Av. dos Trabalhadores, 420 CEP 27255-125, Volta Redonda, RJ, Brasil*

<sup>†</sup> **Autor correspondente:** afrancisco@id.uff.br

### Resumo

Tubos do gerador de vapor de plantas nucleares são inspecionados periodicamente como uma estratégia de gestão de risco e segurança. O objetivo deste trabalho foi verificar o modelo distribuição de probabilidade que melhor se ajusta à profundidade das trincas detectadas na inspeção periódica em tubos do gerador de vapor. Para tal, aplicaram-se os testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov e de Anderson-Darling aos dados da profundidade de trinca, verificando os modelos de distribuição normal, log-normal, de Weibull, e exponencial. Usaram-se os conjuntos de dados obtidos de inspeções realizadas em duas paradas de uma planta nuclear PWR. Os testes de aderência permitiram mostrar que os dados da profundidade de trinca são melhor ajustados ao modelo de distribuição de Weibull.

### Palavras-chave

Tubos do gerador de vapor • Distribuição de trincas • Teste de aderência

### Abstract

Steam generator tubes of nuclear power plants are periodically inspected as a risk and safety management strategy. The goal of this work was to verify the probability distribution model that better fits the crack depth, detected by the periodic inspection in steam generator tubes. For this, Kolmogorov-Smirnov and Anderson-Darling goodness-of-fit tests was applied to crack depth data, checking the normal, lognormal, Weibull, and exponential distribution models. The data sets obtained from inspections performed in two outages at one PWR nuclear power plant. The goodness-of-fit tests allowed to show that the crack depth data are better fitted to the Weibull distribution model.

### Keywords

Steam generator tubes • Crack distribution • Goodness-to-fit test

## 1 Introdução

As plantas nucleares PWR (do inglês, *Pressurized Water Reactor*) são consideradas muito seguras, porém falhas no gerador de vapor (GV) podem gerar grandes danos ao meio ambiente por meio de uma eventual liberação de radionuclídeos. O GV tem caracterizado-se como componente problemático desde a introdução das plantas nucleares PWR. Este componente esteve, e ainda está, sujeito a uma série de mecanismos de deterioração que tem levado a falhas que implicam comprometimento econômico e da segurança. O GV é um componente fundamental para a operação dessas plantas, dentro de desempenhos economicamente viáveis. Um comprometimento deste componente

pode implicar diretamente numa queda de rendimento dessas plantas. Por outro lado, é um equipamento susceptível a falhas que podem ter repercussões severas na segurança dessas plantas. Falhas críticas do *GV* estão associadas à presença de trinca nos tubos, com consequente contaminação do secundário pelo vazamento do refrigerante do primário. Como o dano por presença de trinca é dependente do tempo, do meio hostil e das severas condições de trabalho, a cada ano o número de tubos inoperantes pode aumentar. Por isso a vida do componente é, em princípio, reduzida [1].

Para garantir a segurança das plantas nucleares, deve-se fazer uma avaliação da integridade estrutural dos tubos. Para cada tipo de trinca, deve-se estabelecer tamanhos máximos admissíveis que são dados como uma curva do limite estrutural, relacionando o tamanho da trinca à menor pressão de colapso que o tubo resiste com aquele tipo de trinca. Se o tamanho da trinca projetada para o fim do próximo ciclo operacional, for menor do que o valor admissível, isto é, se estiver abaixo da curva do limite estrutural, o tubo pode permanecer em serviço. De outra forma, o tubo deve ser reparado ou tamponado [2].

O efeito de diversos tipos de distribuição do tamanho de defeito na probabilidade de falha em estimativas da confiabilidade de tubos é sistematicamente investigado na literatura [3]. A incerteza quanto ao tamanho de trinca é um dos principais motivos para se recorrer a modelos de distribuição de probabilidade. Os aspectos mais importantes para a descrição da natureza aleatória do tamanho de trinca são: a probabilidade de que existam trincas, e a função de distribuição do tamanho de trinca, dados que as mesmas realmente existam. A natureza aleatória da incidência do tamanho de trinca pode ser ajustada a uma função de distribuição de probabilidade.

Para se ajustar um conjunto de dados do tamanho de trinca, é necessário verificar se existe uma adequação entre as frequências observadas e modelos de distribuição. Os testes de aderência são instrumentos da estatística que auxiliam na tomada de decisão da adequação ou inadequação de um modelo a um conjunto de dados amostrais; ou seja, permite verificar se o tamanho de trinca segue uma distribuição segundo um determinado modelo ou não. O objetivo dos testes de aderência em si é testar a adequabilidade de um modelo de distribuição probabilística a um conjunto de dados amostrais [4].

Neste trabalho, buscou-se o modelo de distribuição que melhor se ajustasse aos dados da profundidade de trinca através de testes de aderência. Aplicaram-se os testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov e de Anderson-Darling aos dados da profundidade de trinca, verificando os modelos de distribuição normal, log-normal, de Weibull, e exponencial. Usaram-se os conjuntos de dados amostrais obtidos de inspeções realizadas em duas paradas de uma planta nuclear *PWR*. Os testes de aderência permitiram mostrar que os dados da profundidade de trinca são melhor ajustados pelo modelo de distribuição de Weibull. Com esta abordagem probabilística é possível caracterizar adequadamente a incidência da profundidade de trinca em tubos do *GV*.

## 2 Testes de aderência

Ao se ajustar um modelo de distribuição candidata a um conjunto de dados amostrais, trabalha-se com a hipótese de que a distribuição representaria adequadamente o conjunto de dados. Uma maneira de comprovar esta hipótese é através de alguns testes não paramétricos [5]. O teste de aderência é um teste não paramétrico que é utilizado para verificar se uma variável aleatória apresenta determinada distribuição. A palavra aderência significa que existe uma boa correlação (aderência) entre o conjunto de dados e a distribuição candidata.

Os diversos testes de aderência têm estatísticas e critérios de decisão diferentes, entretanto têm em comum duas hipóteses testadas: a hipótese de que a variável aleatória adere à distribuição candidata, contra a hipótese de que a variável aleatória não adere à distribuição candidata [6].

### 2.1 Teste de hipótese

Hipóteses estatísticas são afirmativas propostas relativas a uma população. O teste de hipótese é formulado com o objetivo de evitar que causas específicas sejam atribuídas à variação normal dos dados amostrais, ou seja, com o teste de hipótese procura-se identificar se as inferências realizadas a partir da amostra possuem desvios significativos dos valores de referência [7].

No teste de hipótese, as duas hipóteses contraditórias são levadas em consideração. O objetivo é decidir, com base nos dados amostrais, qual das hipóteses está correta. Assim, o problema será formulado de modo que uma das hipóteses seja inicialmente favorecida. Tal hipótese não será rejeitada em favor da outra alternativa, a menos que a evidência da amostra contradiga e forneça forte apoio à hipótese alternativa [8]. No teste de hipótese, tem-se as seguintes definições fundamentais:

- 1 - hipótese nula ( $H_0$ ): a variável aleatória adere à distribuição candidata;
- 2 - hipótese alternativa ( $H_1$ ): a variável aleatória não adere à distribuição candidata.

Nesta formulação do problema, dois erros podem ocorrer: um erro do tipo I, que é a probabilidade de se rejeitar  $H_0$  quando ela é verdadeira; e erro do tipo II, que é a probabilidade de se aceitar  $H_0$  quando ela é falsa. A Tabela 1 mostra as diferentes classes de decisão resultantes da combinação entre rejeitar ou não rejeitar a hipótese nula.

Tabela 1: Quadro de classes de decisão sobre as hipóteses.

Decisão	$H_0$ é verdadeira	$H_0$ é falsa
Rejeita-se $H_0$	erro do tipo I	sem erro
Aceita-se $H_0$	sem erro	erro do tipo II

## 2.2 Teste de Kolmogorov-Smirnov

O teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov ( $KS$ ) testa a hipótese de que um conjunto de dados provém ou não de uma distribuição candidata, com dados contínuos, tendendo a ser mais sensível na região central da distribuição do que em suas caudas, sendo que os parâmetros não podem ser determinados a partir dos dados amostrais, devendo ser determinados por simulação ou histórico [7].

A estatística de teste  $KS$  é definida pela diferença máxima entre as funções de distribuição acumulada empírica e teórica, da seguinte forma:

$$KS = \sup_x |F(x) - S(x)|, \quad (1)$$

onde  $F(x)$  é a distribuição acumulada teórica e  $S(x)$  é a distribuição acumulada empírica.

## 2.3 Teste de Anderson-Darling

O teste de aderência de Anderson-Darling ( $AD$ ) é um teste alternativo ao teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov, o qual tem a vantagem de ser mais sensível que o último, pois dá mais peso aos pontos das caudas da distribuição candidata. Assim, valores pequenos da estatística de Anderson-Darling indicam que a distribuição estima melhor os dados [9].

A estatística de teste  $AD$  é definida por

$$AD = n \int_{-\infty}^{\infty} \frac{(S(x) - F(x))^2}{F(x)(1 - F(x))} dF(x), \quad (2)$$

onde  $n$  é o tamanho da amostra.

## 2.4 Nível de significância e valor $p$

O nível de significância ( $\alpha$ ) do teste de hipótese é a probabilidade de ocorrência do erro do tipo I. O valor de  $\alpha$  é especificado antes da coleta das amostras e da definição da hipótese, para que a escolha da hipótese não tenha interferência na escolha da distribuição candidata. Esse valor geralmente é escolhido entre 0,01 e 0,05, ou seja, uma confiança entre 99% e 95%, respectivamente, para que se tome a decisão correta [8].

O valor  $p$  representa a probabilidade da estatística de teste teórica ser igual ou mais extrema do que o seu valor observado, considerando que a hipótese nula é verdadeira. A maneira mais fácil de tomar a decisão correta é observar o valor  $p$  do teste de hipótese, e comparar com o nível de significância escolhido. Se o valor  $p$  for menor do que  $\alpha$ , rejeita-se a hipótese nula [6]; caso contrário, aceita-se a hipótese nula. O valor  $p$  irá variar no intervalo de 0 a 1, no qual valores mais baixos irão fornecer evidências mais fortes contra a hipótese nula.

## 3 Resultados

O conjunto de dados fornecido pelo ensaio não-destrutivo ( $END$ ) de uma planta nuclear  $PWR$  foi coletado após dois ciclos operacionais sucessivos: as paradas  $P14$  e  $P15$  [10]. Testes de aderência foram aplicados aos dados da profundidade de trinca para averiguar as distribuições candidatas que melhor se ajustam a eles. Os testes utilizados foram Kolmogorov-Smirnov e Anderson-Darling. As distribuições candidatas foram as seguintes: normal, lognormal, Weibull e exponencial. Os parâmetros utilizados para aferir a aderência das distribuições candidatas foram as estatísticas de teste e o valor  $p$  com nível de significância de 0,05.

Na Tabela 2, encontram-se os dados da profundidade em trincas detectadas nas paradas  $P14$  e  $P15$ , e outros detalhes tais como localização e tipo das trincas nos tubos do  $GV$ . A profundidade de trinca ( $h$ ) é apresentada em valor relativo à espessura do tubo,  $\%TW$ .

Tabela 2: Dados do *END* nas paradas *P14* e *P15*.

<i>GV</i>	<i>Linha</i>	<i>Coluna</i>	<i>Local</i>	<i>Lado</i>	<i>Tipo</i>	<i>h(%TW)</i>	
						<i>P14</i>	<i>P15</i>
1	2	48	01H	OD	Axial	0.00	61.0
1	4	71	01H	OD	Axial	39.0	65.0
1	4	73	01H	OD	Axial	0.00	61.0
1	5	76	01H	OD	Axial	36.0	42.0
1	6	38	01H	OD	Axial	0.00	51.0
1	6	44	01H	OD	Axial	0.00	36.0
1	6	74	01H	OD	Axial	0.00	52.0
1	7	26	01H	OD	Axial	39.0	47.0
1	7	40	01H	OD	Axial	0.00	52.0
1	7	43	01H	OD	Axial	0.00	44.0
1	7	47	01H	OD	Axial	38.0	47.0
1	7	72	01H	OD	Axial	42.0	45.0
1	9	39	01H	OD	Axial	0.00	53.0
1	10	37	01H	OD	Axial	0.00	54.0
1	10	93	01H	OD	Axial	0.00	42.0
1	12	34	01H	OD	Axial	0.00	38.0
1	12	60	01H	OD	Axial	36.0	54.0
1	14	21	01H	OD	Axial	0.00	44.0
1	14	41	01H	OD	Axial	0.00	47.0
1	14	46	01H	OD	Axial	0.00	49.0
1	15	77	01H	OD	Axial	0.00	47.0
1	16	67	01H	OD	Axial	0.00	45.0
1	16	77	01H	OD	Axial	0.00	67.0
1	18	79	01H	OD	Axial	0.00	40.0
1	19	89	01H	OD	Axial	0.00	39.0
1	19	91	01H	OD	Axial	0.00	41.0
1	22	98	01H	OD	Axial	0.00	35.0
1	23	90	01H	OD	Axial	0.00	45.0
1	25	87	01H	OD	Axial	0.00	53.0
1	26	73	01H	OD	Axial	0.00	67.0
1	26	85	01H	OD	Axial	0.00	57.0
1	30	65	01H	OD	Axial	0.00	41.0
1	30	65	01H	OD	Axial	0.00	40.0
1	30	86	01H	OD	Axial	0.00	43.0
1	34	53	01H	OD	Axial	0.00	65.0
1	35	56	01H	OD	Axial	0.00	43.0
1	35	60	01H	OD	Axial	0.00	77.0
1	35	60	01H	OD	Axial	0.00	67.0
1	35	75	01H	OD	Axial	0.00	43.0
1	41	64	01H	OD	Axial	0.00	50.0
1	41	65	01H	OD	Axial	0.00	53.0
1	44	50	01H	OD	Axial	0.00	46.0
1	44	51	01H	OD	Axial	0.00	47.0
1	45	77	01H	OD	Axial	0.00	36.0
1	49	64	01H	OD	Axial	0.00	46.0
1	11	35	02H	OD	Axial	0.00	58.0
1	13	7	TEH	ID	Axial	0.00	100.
1	16	45	TSH	ID	Axial	66.0	93.0
1	20	69	TSH	OD	Axial	39.0	40.0
1	22	62	TSH	OD	Axial	42.0	40.0
1	34	50	TSH	OD	Axial	33.0	43.0
1	35	14	TSH	ID	Axial	89.0	100.

Após aplicar os testes de aderência aos dados na parada *P14*, a profundidade de trinca não fica identificada com nenhuma distribuição, pois a hipótese nula é rejeitada em ambos os testes *KS* e *AD*. Conforme pode-se observar na Tabela 3, o valor *p* dos testes se encontra abaixo de 0,05. Esse resultado se deve ao pequeno tamanho da amostra ( $n = 11$ ) na parada *P14*. Ainda assim, pode-se escolher a distribuição que melhor se adere aos dados amostrais. Como a distribuição de Weibull apresenta os menores valores das estatísticas de teste *KS* e *AD*, ela poderia ser escolhida como a que melhor se adere aos dados da profundidade de trinca.

Tabela 3: Resultados estatísticos para a profundidade de trinca na parada *P14*

Distribuição	Kolmogorov-Smirnov		Anderson-Darling	
	KS	Valor <i>p</i>	AD	Valor <i>p</i>
normal	0,29	0,0001	2,22	0,0000
log-normal	0,21	0,0166	0,96	0,0122
Weibull	0,20	0,0247	0,85	0,0233
exponencial	0,25	0,0013	1,52	0,0005

Uma vez que a distribuição da profundidade de trinca foi escolhida a partir dos testes de aderência, pode-se ter conhecida sua correspondente função de densidade de probabilidade. Para uma distribuição de Weibull, a função de densidade de probabilidade da profundidade de trinca na parada *P14* é expressa por

$$f_0(h) = \frac{0,45}{11,4} \left( \frac{h}{11,4} \right)^{1-0,45} \exp \left[ - \left( \frac{h}{11,4} \right)^{0,45} \right], \quad (3)$$

onde o parâmetro de escala é 11,4, e o parâmetro de forma é 0,45.

A Fig. 1 mostra o histograma de frequência para a profundidade de trinca nos tubos do *GV*, com base no conjunto de dados fornecido pelo *END* na parada *P14*. No mesmo gráfico, o histograma de frequência é sobreposto pela curva de função de densidade de probabilidade, mostrando visualmente a aderência da distribuição de Weibull aos dados da profundidade de trinca.

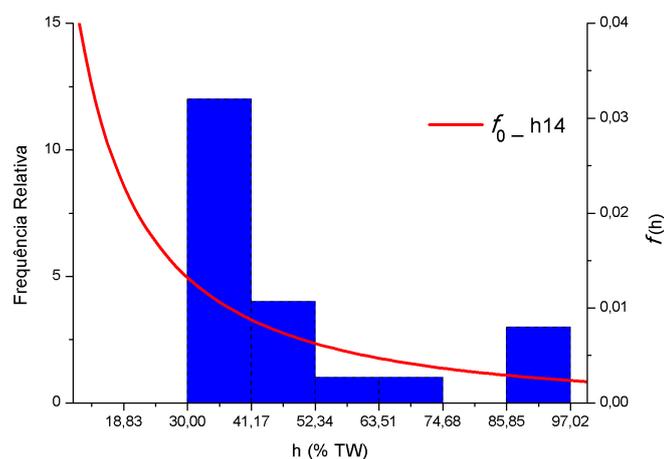


Figura 1: Histogramas de frequência para a profundidade de trinca na parada *P14*.

O mesmo procedimento de inferência estatística sobre os dados amostrais na parada *P14* foi conduzido na parada *P15*. Na Tabela 4 estão os resultados do teste de aderência nos dados da profundidade de trinca na parada *P15*. O tamanho dessa amostra ( $n = 52$ ) produz resultados estatísticos mais significativos. A hipótese nula é aceita em ambos os testes *KS* e *AD* somente para a distribuição de Weibull. Para a distribuição log-normal, somente o teste *AD* aceita a hipótese nula. Como a distribuição de Weibull apresenta os menores valores das estatísticas de teste *KS*

e *AD*, ela é escolhida como a que melhor se adere aos dados amostrais da profundidade de trinca. Este resultado corrobora com aquele obtido para a distribuição da profundidade de trinca na parada *P14*.

Tabela 4: Resultados estatísticos para a profundidade de trinca na parada *P15*

Distribuição	Kolmogorov-Smirnov		Anderson-Darling	
	KS	Valor <i>p</i>	AD	Valor <i>p</i>
normal	0,18	0,0002	3,16	0,0000
log-normal	0,13	0,0199	0,68	0,0695
Weibull	0,12	0,0801	0,39	0,3677
exponencial	0,16	0,0019	1,34	0,0016

Uma vez que a distribuição de Weibull foi escolhida pelos testes de aderência, a função de densidade de probabilidade da profundidade de trinca na parada *P15* é expressa por

$$f_0(h) = \frac{0,63}{14,3} \left( \frac{h}{14,3} \right)^{1-0,63} \exp \left[ - \left( \frac{h}{14,3} \right)^{0,63} \right], \quad (4)$$

onde o parâmetro de escala é 14,3, e o parâmetro de forma é 0,63.

A Fig. 2 mostra o histograma de frequência para a profundidade de trinca nos tubos do GV, sobre o conjunto de informações fornecido pelo *END* da parada *P15*. No histograma está superposta a curva da função de densidade de probabilidade da profundidade de trinca, demonstrando visualmente uma certa aderência.

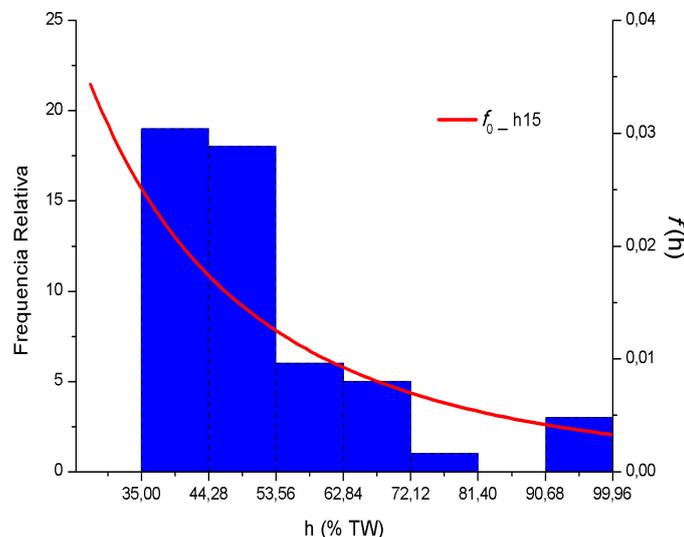


Figura 2: Histograma de frequência para a profundidade relativa na parada *P15*.

O *END* na parada *P15* é realizado após o ciclo operacional de um ano a partir da parada *P14*. Assim, a comparação entre as distribuições da profundidade de trinca nas paradas *P14* e *P15* é uma forma de verificar que a distribuição de Weibull é aquela que efetivamente representa a variabilidade da profundidade de trinca. A maior discrepância entre as distribuições na parada *P14* e *P15* ocorre em escala devido ao crescimento das trincas ao longo de um ano.

## 4 Conclusão

Este trabalho ajustou modelos de distribuição de probabilidade para a profundidade de trinca em tubos do GV, tendo em mãos dois conjuntos de dados fornecidos pelo END nas paradas P14 e P15, de uma planta nuclear PWR. O modelo de distribuição de probabilidade para tamanhos de trinca tem grande importância na avaliação da integridade estrutural do GV.

De posse dos dados amostrais, buscou-se o modelo de distribuição de probabilidade que melhor representasse a variabilidade da profundidade de trinca. O ajuste da distribuição foi feito através do teste de aderência. Para a profundidade de trinca na parada P14, mesmo com os testes de aderência apresentando o valor  $p$  abaixo do nível de significância, é aceitável afirmar que os dados amostrais aderem à distribuição de Weibull, pois é aquela que apresenta o menor valor das estatísticas de teste. Na parada P15, obteve-se resultados significativos para a profundidade de trinca, uma vez que o tamanho da amostra é maior do que na parada P14. Os últimos dados amostrais confirmaram a distribuição de Weibull como a melhor para representar a incidência da profundidade de trinca em tubos do GV.

## Agradecimentos

Os autores agradecem à CAPES pelo suporte dado a este trabalho por meio do programa de bolsa de mestrado (Tiago do Nascimento Simões).

## 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,” Dissertação de mestrado, Instituto de Pesquisas Energéticas e Nucleares – IPEN/CNEN, Brasil, 2002. Disponível em: <http://repositorio.ipen.br/handle/123456789/11035>
- [2] C. A. J. Miranda, J. E. A. Maneschy, e P. R. B. Rodrigues, “Avaliação da integridade estrutural de tubos de gerador de vapor de usinas nucleares - um caso prático,” em *8th Congresso Iberoamericano de Engenharia Mecânica, Cusco*, 2007. Disponível em: <http://congreso.pucp.edu.pe/cibim8/pdf/07/07-06.pdf>
- [3] O. S. Lee e D. H. Kim, “Effects of various types of distribution on probabilistic method and FAD,” *Key Engineering Materials*, vol. 353, pp. 2561 – 2564, 2007. Disponível em: <https://doi.org/10.4028/www.scientific.net/KEM.353-358.2561>
- [4] M. Maghettini e E. J. A. Pinto, *Hidrologia Estatística*, ser. Serviço Geológico do Brasil. CPRM: Belo Horizonte, 2007.
- [5] M. J. Catalunha, “Avaliação do ajustamento de funções densidade de probabilidade a séries de precipitação pluvial no estado de Minas Gerais,” Dissertação de mestrado, Universidade Federal de Viçosa, Brazil, 2000. Disponível em: <https://locus.ufv.br/handle/123456789/8130>
- [6] V. B. L. Torman, R. Coster, e J. Riboldi, “Normalidade de variáveis: métodos de verificação e comparação de alguns testes não-paramétricos por simulação,” *Clinical & Biomedical Research*, vol. 32, no. 2, 2012. Disponível em: <https://seer.ufrgs.br/hcpa/article/view/29874>
- [7] R. S. Sabino, “Inspeção de feixes tubulares de trocadores de calor,” Dissertação de mestrado, Universidade Federal de Minas Gerais, Brazil, 2008. Disponível em: <http://hdl.handle.net/1843/MDAD-7W7JCC>
- [8] P. A. Scudino, “A utilização de alguns testes estatísticos para análise da variabilidade do preço do mel nos municípios de Angra dos Reis e Mangaratiba, Estado do Rio de Janeiro,” Trabalho de Conclusão de Curso de Graduação, Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro, Brasil, 2008. Disponível em: [http://ufrj.br/abelhanatureza/paginas/monografias\\_dissertacoes/monografia\\_mercado.pdf](http://ufrj.br/abelhanatureza/paginas/monografias_dissertacoes/monografia_mercado.pdf)
- [9] M. A. Stephens, “EDF: Statistics for goodness of fit and some comparisons,” *Journal of the American Statistical Association*, vol. 69, no. 347, pp. 730–737, 1974. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/2286009>
- [10] T. N. Simões, “Atualização bayesiana da incidência de trincas em tubos de um gerador de vapor,” Dissertação de mestrado, Universidade Federal Fluminense, Brazil, 2018.