

ANÁLISE DOS DADOS DE VIDA PARA ATIVOS INDUSTRIAIS UTILIZANDO DISTRIBUIÇÃO WEIBULL 3P

Daniele Aline Pessoa da Rocha ¹
Willy Ank de Moraes ^{1,2}

Resumo

Para caracterizar o comportamento dos dados de vida de um ativo industrial são empregadas distribuições de probabilidade, como a distribuição Weibull, e assim descrever condições que indicam a sua probabilidade de falha ou sua confiabilidade. Entretanto, usualmente não apenas a quantidade de dados disponíveis é pequena como também representatividade e/ou qualidade destes dados é limitada, condições que comprometem a veracidade da análise efetuada. Por isso, o objetivo deste trabalho foi analisar os dados reais, obtidos de ativos de uma planta industrial de fertilizantes, empregando-se o modelo de Weibull tri paramétrico (Weibull 3P). A probabilidade de falha $P(x)$ dos ativos foi quantificada através dos métodos de Kaplan-Meier, Johnson e Bernard e determinou-se, para cada ativo e conjunto de dados, a variação dos parâmetros do modelo de Weibull, permitindo descrever a qualidade dos dados e as condições de Confiabilidade de cada ativo.

Palavras-chave: Probabilidade de falha; Confiabilidade; Distribuição Weibull.

LIFE DATE ANALYSES FOR INDUSTRIAL ASSETS USING WEIBULL 3P DISTRIBUTION

Abstract:

Probability distributions, such as the Weibull distribution are used to characterize the data behavior of an asset useful life. In this way, we can describe conditions that indicate the probability of failure or the reliability of a given asset. However, it is common that not only the amount of available distribution are used data is small but also the representativeness and/or quality of available data is limited. These conditions compromise the veracity of the performed analysis. Therefore, the objective of this paper was to analyze real data obtained from the assets of a fertilizer industrial plant, using the 3-parameter Weibull model (Weibull 3P). The probability of $P(x)$ failure of the assets was quantified using the Kaplan-Meier, Johnson and Bernard methods and the variation of Weibull model parameters was determined for each asset and data set, allowing the description of data quality and the reliability conditions of each asset.

Keywords: Probability of failure; Reliability; Weibull distribution.

I INTRODUÇÃO

Um ativo pode ser definido como algo que tem valor real ou potencial para uma organização [1]. A confiabilidade de um ativo corresponde a sua probabilidade de desempenhar de forma adequada o seu propósito conforme especificação, por um determinado período de tempo e sob condições ambientais e operacionais predeterminadas [2]. Os métodos para análises de confiabilidade foram gradualmente sendo inseridas como ferramentas padronizadas para o planejamento e operação de sistemas complexos automatizados, como por exemplo, no segmento de mineração, no qual teve a sua aplicação iniciada na década de 1980 [3].

A distribuição de Weibull é uma das distribuições mais utilizadas em análises de engenharia de confiabilidade, isto ocorre devido ao seu grande número de características especiais e à sua capacidade de se adequar a dados de vários campos. Através da distribuição de Weibull é possível avaliar desde dados de vida a dados climáticos, observações feitas em economia e administração de empresas, hidrologia, biologia ou ciências da engenharia [4].

Adicionalmente, a assertividade das análises de confiabilidade depende diretamente da qualidade dos dados de entrada. Sem o uso de bases de dados informatizadas, a

¹Programa de Pós-graduação em Engenharia Mecânica – PPGMEC, Universidade Santa Cecília – UNISANTA, Santos, SP, Brasil. E-mail: danielealine@yahoo.com

²Departamento Técnico Willy Ank Soluções, São Vicente, SP, Brasil.



coleta de dados se torna uma tarefa demorada e trabalhosa, pois as informações preenchidas manualmente, devem ser inseridas em uma planilha ou em um banco de dados informatizado, antes da execução de análises. A coleta de dados realizada dessa maneira aumenta o risco de erros, além disso, os relatórios de manutenção concluídos pelos operadores muitas das vezes carecem de dados importantes sobre o reparo, o que é essencial para uma análise de confiabilidade eficaz [5].

Diante deste cenário, o objetivo do presente trabalho é analisar estatisticamente a qualidade dos dados coletados manualmente de uma planta industrial e assim ponderar a condição do ativo avaliado a partir de dados coletados deste. Para tal, empregou-se a distribuição Weibull tri paramétrica (Weibull 3P), como função de probabilidade de falhas, alimentado com probabilidades discretas, associadas aos dados coletados, determinadas através de três modelos conhecidos: Kaplan-Meier, Johnson e Bernard [6]. Esses três modelos são frequentemente relacionados a determinação do valor da probabilidade de falha, que é representada por $P(x)$ no gráfico de probabilidade de Weibull.

O desempenho de cada modelo depende, não só da quantidade de dados disponíveis, mas também do tipo de dados disponíveis, que podem ser completos, quando todos os TPF (tempo para falha) são conhecidos, ou censurados, quando se leva em consideração o desconhecimento de todos os casos de falha ou o exato momento em que a falha ocorreu [7]. Assim, a definição do modelo empregado para se estimar $P(x)$ é feita pela análise do valor do coeficiente de determinação (R^2), obtido com o uso de cada modelo, sendo o melhor modelo aquele que leva ao maior valor de R^2 .

2 MATERIAIS E MÉTODOS

Foram utilizados dados do processo de produção de fosfato bicálcico ou DCP, empregado como suplemento alimentar para animais, obtido em uma planta de fertilizantes fosfatados. Como a planta em questão não possui uma base de dados informatizada, os dados das falhas foram adquiridos a partir de uma planilha base, criada no *software Microsoft Excel*® pela própria equipe operacional.

Esta planilha contém informações que descrevem as falhas, englobando: “início e fim da falha”, “tempo para reparo”, “natureza da parada”, “tipo de ativo”, “motivo” e “observação”. Tais informações foram empregadas em sua totalidade neste estudo, tanto para alimentar os métodos de definição das probabilidades discretas associadas a cada evento quanto do modelo ou função de distribuição de probabilidades (f.d.p.) de Weibull. O levantamento de dados abrangeu um período de seis anos, desde janeiro de 2012, quando ocorreu o início dos registros de eventos, até dezembro de 2017.

Foi utilizada uma árvore para a discriminar os ativos a serem analisados. O nível de hierarquia, disponibilizado pela planilha base, considera até a identificação por TAG (etiqueta para a identificação dos ativos) para cada equipamento.

Portanto o cálculo do tempo até a falha foi realizado para cada um destes TAGs, conforme representado na Figura 1.

2.1 Tratamento de Dados para Quantificação Probabilidade de Falha $P(x)$

Foram definidos critérios para o tratamento dos dados históricos a fim de se obter os tempos para falha mais condizentes com a realidade, eliminando informações incoerentes ou incompletas, conforme itens abaixo:

- Descartados dados preenchidos de forma que não fosse possível identificar com exatidão qual o equipamento, TAG, e/ou seu motivo da falha;
- Considerou-se o tempo total apresentado pelo equipamento no mesmo “modo de falha”, sendo ignoradas as intervenções devido a retrabalho;
- Foram desconsiderados relatos relacionados a “Desarmes” ou “Desligamento” abaixo de uma hora de duração;
- Foram desconsideradas falhas devido a fixações inadequadas de componentes, falta de parafusos ou qualquer outro evento que envolva o montagem / ajuste inadequados provocando pequenas paradas para reparo;
- Descartados as falhas por sobrecarga ou contaminação do processo;
- Reparos em dutos ou componentes de interligação dos equipamentos foram descartados;
- Descartadas falhas ocasionadas por desalinhamento com tempo para reparo menor que uma hora;
- Considerados para análise apenas ativos com mais de 3 amostras de tempo para falha “TPF”.

2.2 Quantificação da Confiabilidade $C(x)$

A distribuição Weibull foi definida pela sua função de distribuição de probabilidade (f.d.p.) que pode ser representada matematicamente, na sua forma mais geral,

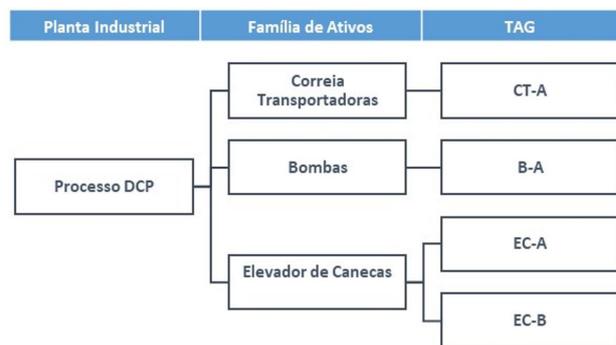


Figura 1. Modelo de hierarquia com a identificação individual, ou TAGs, dos ativos avaliados neste trabalho.

com três parâmetros (Weibull 3P) conforme a Equação 1, desde que $x > 0$; $\beta > 0$; $\eta > 0$ [8]:

$$f(x) = \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{x-\gamma}{\eta} \right)^{\beta-1} e^{-\left(\frac{x-\gamma}{\eta} \right)^\beta} \quad (1)$$

na qual: β = Parâmetro de forma ou dispersão; η = Parâmetro de escala ou deslocamento; γ = Parâmetro de localização; x = Período de vida.

O parâmetro “ β ” indica a forma da curva de densidade da distribuição Weibull 3P. Portanto conforme se varia o valor deste parâmetro tem-se curvas similares ao de outras distribuições, como mostrado na Figura 2, ao se considerar $\eta = 10$ e $\gamma = 200$, constantes. Nesse caso, uma variação nos valores do parâmetro de forma (β) irá tornar a distribuição Weibull 3P idêntica à:

- $\beta = 1$: distribuição exponencial.
- $\beta = 2$: distribuição de Rayleigh.
- $\beta = 2,5$: distribuição log-normal.
- $\beta = 3,6$: distribuição normal.

Já o parâmetro de escala “ η ” corresponde ao tempo de vida ou ciclo de vida de um ativo e conforme o seu valor aumenta indica uma vida mais longa. Já o parâmetro “ γ ” indica a localização ou vida inicial, sendo considerado o menor valor medido da base de dados estudada. Com este parâmetro é possível determinar qual é a vida inicial do ativo, qual o tempo de operação ou ciclos ele operou até a primeira falha.

Sendo assim tem-se a Equação 2 que é amplamente utilizada para a determinação da confiabilidade. Observa-se que os parâmetros desta equação (β, γ, η) são os mesmos parâmetros da distribuição Weibull 3P além do período de vida “ x ” [9].

$$C(x) = e^{-\left(\frac{x-\gamma}{\eta} \right)^\beta} \quad (2)$$

Considerando que a confiabilidade é a probabilidade de um ativo não falhar num determinado período de tempo, tem-se a Equação 3 para probabilidade de falha $P(x)$ que representa o inverso da confiabilidade $C(x)$.

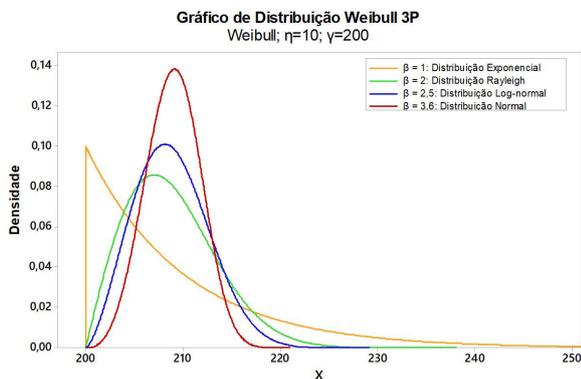


Figura 2. Exemplos de Curvas da distribuição Weibull 3P, para variações apenas no valores do parâmetro de forma “ β ” [7].

$$P(x) = 1 - e^{-\left(\frac{x-\gamma}{\eta} \right)^\beta} \quad (3)$$

2.3 Aplicação de Modelos para Quantificação da Probabilidade P(x)

Após o tratamento dos dados históricos, foram obtidos os tempos para falha (TPF) dos ativos estudados, os mesmos foram dispostos em ordem crescente e inseridos em uma planilha do software Microsoft Excel®, utilizada para essa análise. A Tabela 1 ilustra a forma de organização destes dados, já com os valores calculados para a probabilidade de falha pelos três modelos escolhidos [6].

O próximo passo foi a aplicação do método de regressão linear, para se estimar os valores dos parâmetros da distribuição Weibull 3P (β, η, γ). Foi realizada a linearização da f.d.p. (Equação 1) para obtenção de uma equação da reta (Equação 4), a qual apresenta uma correlação de seus parâmetros lineares (A e B) com os dados analisados [8].

$$Y = \beta X - \beta \ln(\eta) \Rightarrow Y = AX + B \quad (4)$$

onde: Y = variável dependente; X = variável independente; A = “ β ”, correspondente ao coeficiente angular (ou à inclinação da reta); B = “ $-\beta \ln(\eta)$ ”, valor do coeficiente linear (ou a intersecção da reta ao eixo Y).

Foram calculados também, o parâmetro de escala η (Equação 5), o coeficiente angular “A” (Equação 6) ou “ β ” (módulo Weibull), e o coeficiente linear da reta de regressão “B” (Equação 7), para a obtenção da reta ajustada, conforme descrito a seguir [6].

$$\eta = e^{-\left(\frac{B}{\beta} \right)} \quad (5)$$

$$A = \frac{\sum XY - n\bar{X}\bar{Y}}{(\sum X)^2 - n\bar{X}^2} \quad (6)$$

$$B = \bar{Y} - A\bar{X} \quad (7)$$

O valor do parâmetro de vida inicial do ativo “ γ ” foi variado para a obtenção de uma melhor correlação entre as

Tabela 1. Disposição “n” Amostras para a quantificação da probabilidade de falha P(x)

i	TPF (horas)	Método de Quantificação da Probabilidade de Falha P(x)		
		Kaplan-Meier	Johnson	Bernard
		i / n	i / (n + 1)	(i-0,3) / (n+0,4)
1	497,33	0,05	0,05	0,03
2	581,25	0,10	0,10	0,08
3	612,00	0,15	0,14	0,13
(...)	(...)	(...)	(...)	(...)
18	3816,00	0,90	0,86	0,87
19	5005,83	0,95	0,90	0,92
20	14003,50	1,00	0,95	0,97

variáveis “X” e “Y” da regressão linear, sendo indicada pelo coeficiente de determinação “R²” mais próximo possível de 1. Obtendo-se o melhor valor R², foram definidos valores os parâmetros Weibull 3P, possibilitando assim a construção do gráfico da densidade da distribuição de Weibull, utilizando o *software Minitab*[®], com este gráfico foi possível avaliar o comportamento de vida dos ativos analisados.

2.4 Taxa de Falhas – “Curva da Banheira”

A taxa de falhas R(x) é determinada pela razão entre a função densidade de probabilidade f(x) e a função confiabilidade C(x), podendo ser representada pela Equação 8 [6].

$$R(x) = \frac{f(x)}{C(x)} \Rightarrow R(x) = \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{x-\gamma}{\eta} \right)^{\beta-1} \quad (8)$$

Calculando a taxa de falhas utilizando a Equação 6 é possível definir o comportamento do ciclo de vida de um determinado ativo conforme a curva assumida na sua f.d.p. A “curva da banheira” é famosa por apresentar estes comportamento de forma direta e sucinta. A distribuição Weibull 3P pode representar qualquer um dos três períodos indicados na curva da banheira, de acordo com o valor assumido para parâmetro de forma “β”, conforme observa-se na Figura 3 [10].

Observando as curvas construídas pela taxa de falhas, pode-se descrever cada fase do comportamento da vida do ativo da seguinte maneira [11]:

- I. **Infância - (β < 1):** Apresenta uma taxa de falhas decrescente podendo ser ocasionadas devido a anormalidades de fabricação, projeto defeituoso, montagem e comissionamento inadequados uso demasiadamente intenso, etc.;
- II. **Vida Útil - (β = 1):** Apresenta taxa de falhas razoavelmente constante ocasionadas por falhas aleatórias em intervalos irregulares, como por exemplo, um pico de concentrações de “tensões” aleatórias, que atuam sobre algum ponto fraco e produz a quebra;

- III. **Velhice - (β > 1):** Apresenta taxa de falhas crescente geralmente ocasionadas por desgaste. Este tipo de comportamento pode ser observado no final de vida útil do ativo quando há a perda de características e padrões chegando a degeneração e perda de funcionalidade.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Após tratamento dos dados e determinação dos tempos para falha observou-se que uma grande parte dos ativos da planta industrial em questão, apresentou uma quantidade abaixo do esperado de amostras válidas. Porém mesmo assim os dados foram avaliados utilizando os três métodos de quantificação da probabilidade P(x) com intuito de se obter os parâmetros da distribuição de Weibull 3P (β, η, γ). Realizou-se o tratamento de dados em um total de 17 ativos da planta em questão e conforme critério definido no item 2.1, observou-se duas situações distintas para o parâmetro de vida inicial:

1. “γ” < 0: Indica que o ativo possui falhas crônicas ou algum problema durante a coleta e/ou tratamento dos dados;
2. “γ” > 0: Indica um comportamento mais coerente com o ciclo de vida de um ativo, levando-se em consideração que o mesmo apresentou uma vida inicial antes da primeira falha.

As análises realizadas foram dispostas na Tabela 2, onde podem ser visualizados os resultados obtidos pelos três métodos propostos no trabalho.

3.1 Resultados para Parâmetro Weibull 3P “γ < 0”

O ativo que apresentou melhor comportamento do ponto de vista de R² e quantidade de amostras (n=20) foi a Correia Transportadora CT-A sendo selecionado para exemplificar os resultados para “γ” negativo.

Sendo assim, a seguir serão apresentados os resultados obtidos com a análise da Correia Transportadora CT-A pelo

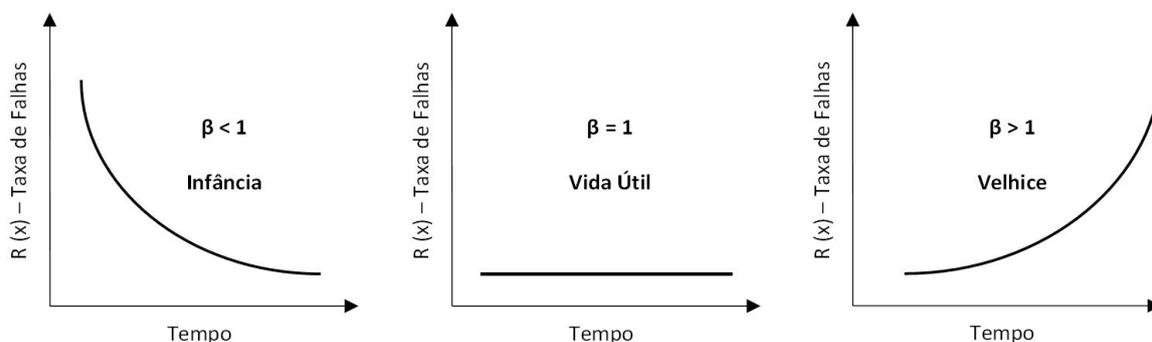
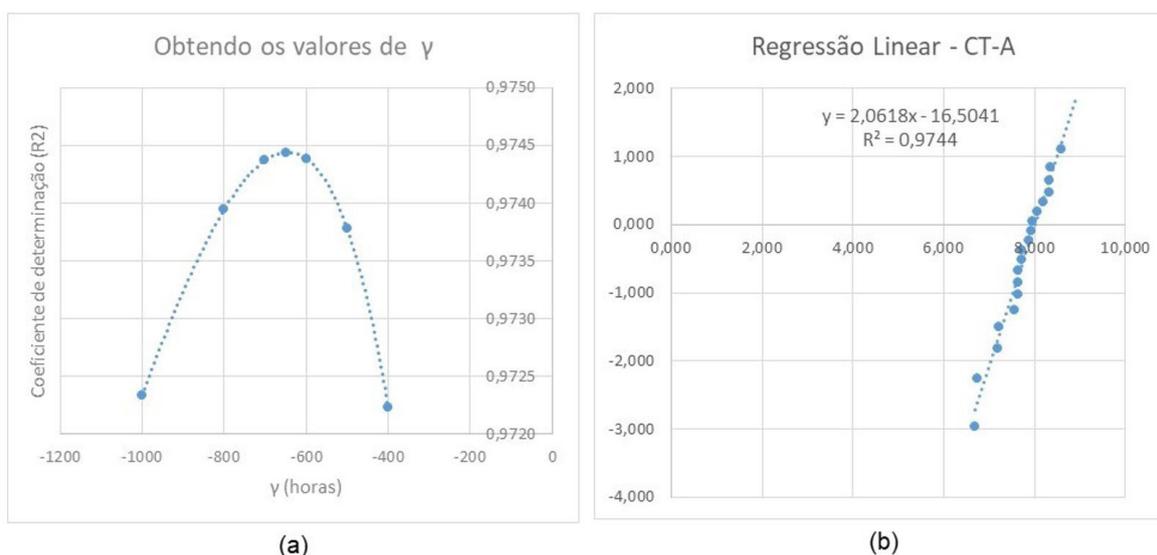


Figura 3. Efeito “β” na Curva da Banheira [10].

Tabela 2. Resultados Métodos de Quantificação da Probabilidade P(x)

Família de Ativos	TAG	Nº Dados	Kaplan Meier				Johnson				Bernard			
			R ²	β	η	γ	R ²	β	η	γ	R ²	β	η	γ
Helicoides	H-A	19	0,997	0,907	85,75	0	0,976	0,859	99,54	0	0,978	0,877	96,17	1
	H-B	21	0,980	0,858	76,43	5	0,982	0,828	86,73	5	0,981	0,887	85,04	5
	H-C	10	0,963	2,253	276,81	-70	0,962	1,595	268,49	-30	0,967	1,660	254,08	-20
	H-D	9	0,975	0,557	120,63	70	0,980	0,546	161,07	70	0,972	0,509	149,49	72
Elevador de Canecas	EC-A	18	0,947	0,765	1755,38	90	0,943	0,683	2166,64	100	0,946	0,706	2098,63	110
	EC-B	23	0,973	1,243	1761,31	-60	0,951	0,979	1974,08	10	0,958	1,013	1922,95	25
Moinho	M-A	38	0,969	1,294	1292,99	-50	0,964	1,180	1363,46	-30	0,967	1,190	1332,61	-15
Exaustor	E-A	13	0,971	0,932	2722,88	550	0,970	0,845	3300,70	570	0,973	0,891	3173,38	600
Secador	S-A	23	0,973	0,800	1562,74	178	0,976	0,748	1802,99	183	0,975	0,799	1766,40	183
Correia Transp.	CT-A	20	0,974	2,062	2994,71	-650	0,970	1,594	2914,82	-350	0,970	1,591	2772,35	-250
Agitador (Tanque)	A-A	7	0,984	0,747	1770,24	1850	0,968	0,458	3188,79	1960	0,972	0,501	2939,75	1970
Granulador	G-A	23	0,970	1,174	2173,65	-120	0,968	1,096	2361,21	-100	0,969	1,138	2303,69	-80
Bomba	B-A	20	0,986	0,849	1510,57	450	0,982	0,730	1808,91	470	0,983	0,748	1753,82	480
Peneira	P-A	23	0,982	0,835	1953,69	32	0,981	0,810	2147,49	36	0,981	0,838	2094,15	46
Válvula Rotativa	VR-A	4	1,000	0,536	5901,21	800	0,997	0,527	11615,46	700	0,997	0,603	10452,55	800
Fornalha	F-A	7	0,972	2,236	11027,64	-3000	0,974	2,287	12646,58	-3500	0,973	2,172	10898,41	-2000
Filtro de Mangas	FM-A	11	0,923	0,689	2437,25	350	0,930	0,601	3354,71	370	0,936	0,650	3199,63	380

Observação: Linhas em cinza " $\gamma < 0$ " para os três métodos. R² = Coeficiente de determinação; β = Parâmetro de forma ou dispersão; η = Parâmetro de escala ou deslocamento; γ = Parâmetro de localização.

**Figura 4.** Gráficos “Correia Transportadora” CT-A (a) Teste de γ para $R^2 \approx 1$ (b) Ajuste da Reta.

método Kaplan-Meier que apresentou um R² mais próximo de 1 do que os métodos Johnson e Bernard no intuito de exemplificar todas as análises para $\gamma < 0$. Observando a Figura 4a é possível visualizar como foi obtido $\gamma = -650$ para a melhor correlação de R². Já o gráfico de ajuste pela regressão linear apresentou um valor do coeficiente de determinação R² = 0,9744 e coeficientes de regressão A = 2,0618 e B = -16,5041 conforme pode-se observar na Figura 4b.

A distribuição Weibull 3P, apresentou um parâmetro de dispersão $\beta = 2,0618$ o que se assemelha a distribuição “Rayleigh” caracterizada por um variância contínua dos eventos, similar a uma curva “normal”. Como $\beta > 1$, isto demonstra uma taxa de falhas crescente ou “Velhice”

conforme “Curva da Banheira”. Mesmo com esta taxa de falhas, o parâmetro de escala ou tempo de vida é alto $\eta = 2.994,70$ horas o que indica uma confiabilidade alta do ativo analisado. No gráfico da Figura 5a é possível observar este comportamento. A probabilidade de falhas P(x) foi representada pela Figura 5b.

Contudo o valor negativo do parâmetro de vida inicial γ indicou alguma problema com o método de coleta de dados, que é realizado manualmente pela operação, ficando suscetível a erros durante o preenchimento da planilha. O que corrobora para este fato é que não se trata de um ativo novo que poderia apresentar falhas na fabricação ou transporte justificando $\gamma < 0$.

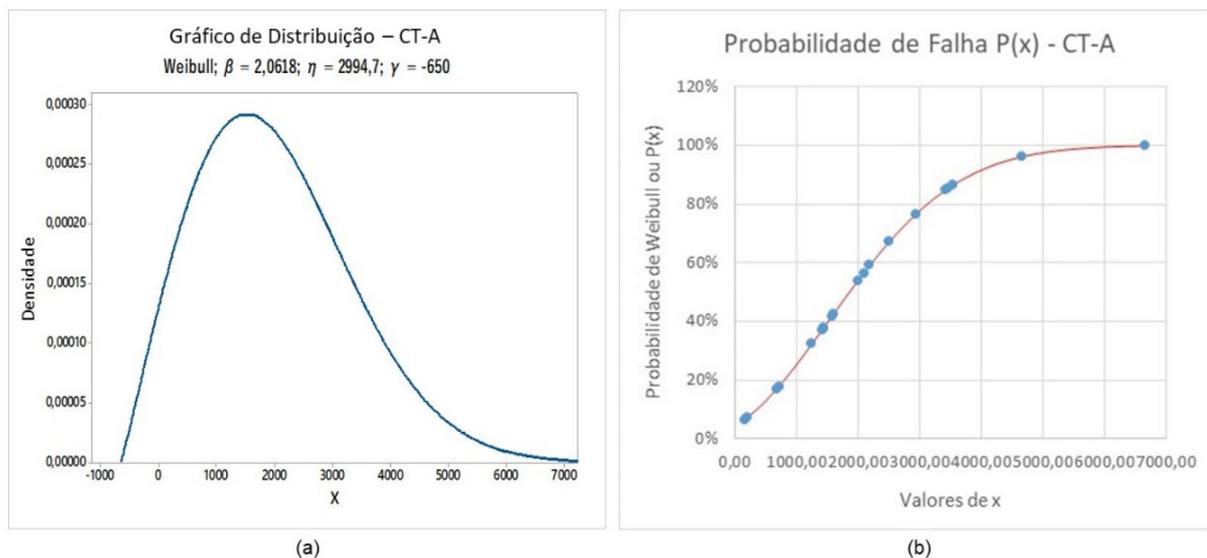


Figura 5. Gráficos “Correia Transportadora” CT-A (a) Distribuição Weibull 3P (b) Probabilidade de Falha $P(x)$.

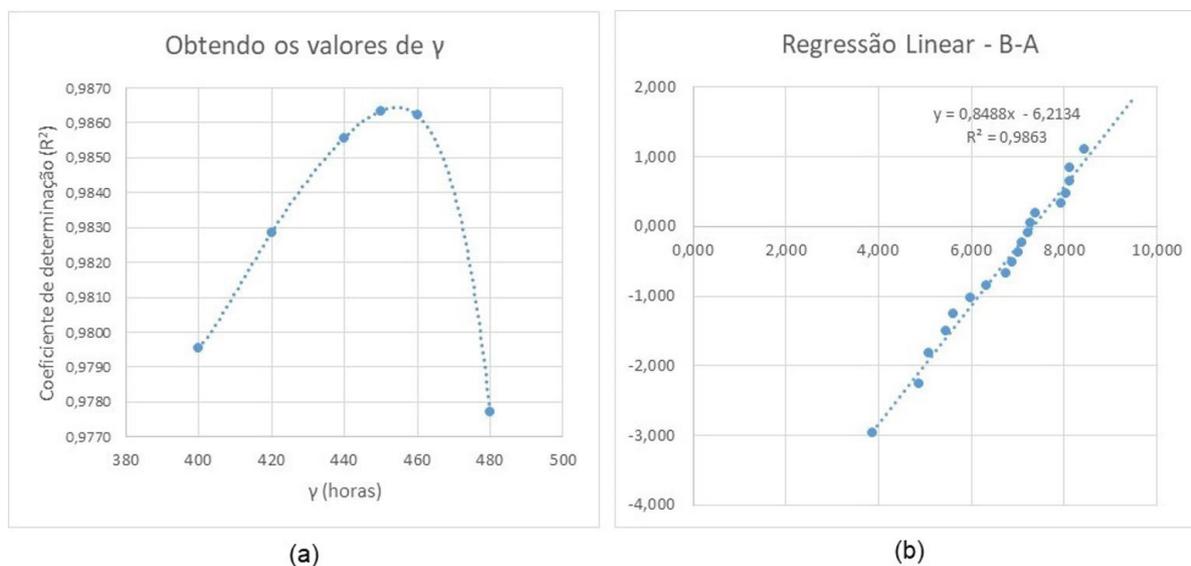


Figura 6. Gráficos “Bomba” B-A (a) Teste de γ para $R^2 \approx 1$ (b) (a) Teste de γ para $R^2 \approx 1$ (b) Ajuste da Reta.

3.2 Resultados para Parâmetro Weibull 3P “ $\gamma > 0$ ”

O ativo utilizado para exemplificar esta situação foi a “Bomba” B-A, devido a quantidade de amostras ($n=20$) e maior correlação indicada por $R^2 \approx 1$, utilizando o método Kaplan-Meier, este resultado foi definido pelo parâmetro Weibull 3P de vida inicial, $\gamma = 450$, conforme observa-se no gráfico representado na Figura 6a. O valor do coeficiente de determinação ajustado foi de $R^2 = 0,9863$, obtendo os seguintes valores para os coeficientes de regressão: $A = 0,8488$ e $B = -6,2134$, este ajuste pode ser observado no gráfico da Figura 6b.

No gráfico da Figura 7a foi possível observar que a distribuição Weibull 3P assemelhou-se a uma distribuição exponencial devido ao parâmetro de forma $\beta < 1$. Assim sendo

como $\beta = 0,8488$, constatou-se uma maior dispersão das amostras, o que significou um comportamento de vida de “infância”, devido à redução da taxa de falhas ao longo do tempo. Como não se tratou de um ativo novo em início de operação, este comportamento pode ter sido ocasionado por intervenções de manutenção ineficientes ou erro no método de coleta dos dados.

O resultado da probabilidade de falhas $P(x)$ apresentou uma vida média $\eta = 1510,57$ com uma frequência muito alta de falhas até aproximadamente $x = 4.000$ horas conforme observou-se no gráfico da Figura 7b.

De acordo com os resultados obtidos neste estudo, foi observada uma contradição com relação ao comportamento do ciclo de vida dos cinco ativos que apresentaram um valor negativo para “ γ ”, como o valor de $\beta > 0$, indicou

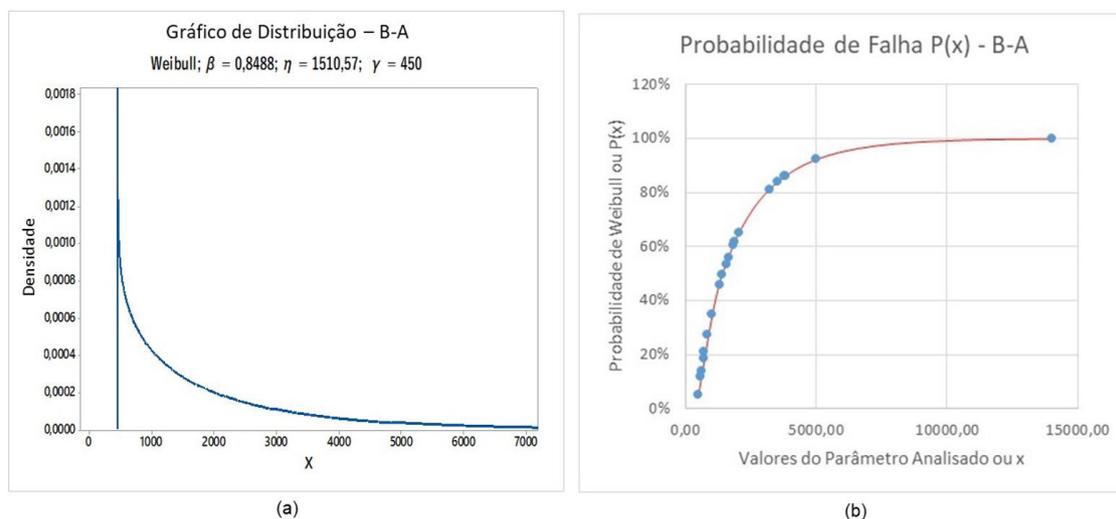


Figura 7. Gráficos “Bomba” B-A (a) Distribuição Weibull 3P (b) Probabilidade de Falha $P(x)$.

Tabela 3. Resultados Consolidados Métodos de Quantificação da Probabilidade $P(x)$

Família de Ativos	TAG	Nº de Dados Válidos	$\gamma < 0$	Método Viável	Comportamento “ β ”	Fases “Curva da Banheira”
Helicoides	H-A	19	N	Bernard	$\beta \approx 1$	Vida Útil
	H-B	21	N	Johnson	$\beta \approx 1$	Vida Útil
	H-C	10	S	Bernard	$\beta > 1$	Velhice
	H-D	9	N	Johnson	$\beta < 1$	Infância
Elevador de Canecas	EC-A	18	N	Kaplan-Meier	$\beta < 1$	Infância
	EC-B	23	N	Kaplan-Meier	$\beta > 1$	Velhice
Moinho	M-A	38	S	Kaplan-Meier	$\beta > 1$	Velhice
Exaustor	E-A	13	N	Bernard	$\beta \approx 1$	Vida Útil
Secador	S-A	23	N	Johnson	$\beta < 1$	Infância
Correia Transp.	CT-A	20	S	Kaplan-Meier	$\beta > 1$	Velhice
Agitador (Tanque)	A-A	7	N	Kaplan-Meier	$\beta < 1$	Infância
Granulador	G-A	23	S	Kaplan-Meier	$\beta > 1$	Velhice
Bomba	B-A	20	N	Kaplan-Meier	$\beta \approx 1$	Vida Útil
Peneira	P-A	23	N	Kaplan-Meier	$\beta \approx 1$	Vida Útil
Válvula Rotativa	VR-A	4	N	Kaplan-Meier	$\beta = 1$	Vida Útil
Fornalha	F-A	7	S	Johnson	$\beta > 1$	Velhice
Filtro de Mangas	FM-A	11	N	Bernard	$\beta < 1$	Infância

γ = Parâmetro de localização; β = Parâmetro de forma ou dispersão.

um comportamento de desgaste natural ou de “velhice”, coerente com o “fim de vida útil”, uma vez que o processo em questão está em operação desde de 2003, já o parâmetro $\gamma < 0$ indicou uma confiabilidade abaixo de 100% no tempo “zero”, que pode ser proveniente de algum dano provocado durante o transporte, falha de projeto ou fabricação, presente em novos ativos.

Analisando os resultados que apresentaram $\gamma > 0$, observou-se dois comportamentos com relação ao parâmetro Weibull 3P: 1) $\beta = 1$ “vida útil”, conforme esperado do ponto de vista operacional; 2) $\beta < 1$ “Infância”, levando-se em consideração que não se tratam de novos ativos, esse resultado pode denotar, problemas com o método de coleta de dados ou “falhas crônicas” (falhas repetitivas sem solução definitiva em curto período de tempo).

Na Tabela 3 é possível visualizar a consolidação de todos os resultados obtidos, apresentados pelo método de quantificação da probabilidade $P(x)$ viável e comportamento do ciclo de vida dos ativos analisados.

4 CONCLUSÕES

Os resultados apresentaram contradições com relação a análise do comportamento do ciclo de vida dos ativos analisados, indicando comportamento de “Infância” para ativos que estão em operação a 16 anos ($\gamma < 0$). Constata-se, assim, que os dados coletados a partir do processo industrial objeto deste estudo, não transmitiu a realidade das condições operacionais de todos os ativos analisados o que indica a

existência de problemas com método manual de coleta de dados ou a presença de falhas crônicas

As contradições oriundas no tipo de análise apresentada neste trabalho servem para indicar a necessidade do saneamento de dados. É recomendado a instrumentação da coleta de dados e sistematização das análises para um acompanhamento do ciclo de vida dos ativos cada vez mais assertivo, a fim de se aplicar análises estatísticas mais confiáveis.

Esse tipo de análise poderá ser replicado a plantas de mineração, pois já é um método validado em empresas líderes deste seguimento e também devido à similaridade

do processo e ativos tratados neste estudo, tais como: Correia Transportadora, Bombas, Moinhos, Peneiras, etc.

Para trabalhos futuros, os autores estão associando métodos de lógica paraconsistente (LP), que é um tipo de lógica não clássica [12], para se verificar a autenticidade das informações e o nível de contradições encontradas na análise dos dados de fontes distintas. Com isso, espera-se que a aplicação das ferramentas estatísticas/probabilísticas, como a distribuição de Weibull 3P, em conjunto com técnicas de lógicas não clássicas, como a LP, deverá proporcionar resultados ainda mais consistentes, necessários para uma avaliação mais assertiva dos ativos analisados pela Engenharia da Confiabilidade.

REFERÊNCIAS

- 1 Associação Brasileira de Normas Técnicas. ABNT ISO 55.000:2014: gestão de ativos, visão geral, princípios e terminologia. Rio de Janeiro: ABNT; 2014. 23 p.
- 2 Fogliatto FS, Ribeiro JLD. Confiabilidade e manutenção industrial: conceitos básicos de confiabilidade. Rio de Janeiro: Elsevier; 2009. p. 1-20.
- 3 Barabady J, Kumar U. Reliability analysis of mining equipment: a case study of a crushing plant at Jajarm Bauxite Mine in Iran. *Reliability Engineering & System Safety*. 2008;93(4):647-653. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ress.2007.10.006>.
- 4 Rinne H. *The Weibull distribution handbook*. Giessen: Justus-Liebig-University; 2008. 808 p.
- 5 Vagenas N, Runciman N, Clément SR. A methodology for maintenance analysis of mining equipment, *International Journal of Surface Mining, Reclamation and Environment*. 1997;11(1):33-40.
- 6 Tavares FG. Análise comparativa para determinar a resistência mecânica a flexão de materiais cerâmicos utilizando distribuição de Weibull e lógica paraconsistente anotada dois valores [dissertação]. Santos: Universidade Santa Cecília; 2015.
- 7 Rocha DPA. Aplicação de métodos estatísticos com apoio da lógica paraconsistente para o estudo de caso da confiabilidade de ativos industriais [dissertação]. Santos: Universidade Santa Cecília; 2019.
- 8 Rocha DPA, Morais WA. Gestão de ativos aplicando métodos para saneamento de dados. In: *Anais do 73º Congresso Anual da ABM*; 2018; São Paulo. São Paulo: ABM; 2018. p. 3312-3324.
- 9 Dias A. Confiabilidade na manutenção industrial. Florianópolis: Departamento de Engenharia Mecânica, Universidade Federal de Santa Catarina; 2009. 19 p.
- 10 Guzzon SO. Proposta de análise de confiabilidade a partir de dados qualitativos provenientes de FMEA [dissertação]. Porto Alegre: Universidade Federal do Rio Grande do Sul; 2009.
- 11 Kardec AK, Nascif J. *Manutenção função estratégica*. Rio de Janeiro: Qualitymark Petrobrás; 2001. 368 p.
- 12 Silva JI Fo, Abe JM, Torres GL. *Inteligência artificial com as redes de análises paraconsistentes: teoria e aplicações*. Rio de Janeiro: LTC; 2008.

Recebido em: 20 Fev. 2019

Aceito em: 27 Out. 2019