

# Obtenção e combinação de dados de falha provenientes de várias fontes

Rui Assis

[rassis@rassis.com](mailto:rassis@rassis.com); [www.rassis.com](http://www.rassis.com)

*Faculdade de Engenharia da Universidade Católica Portuguesa*

## Resumo

Descreve-se como combinar dados provenientes de várias fontes sobre o comportamento em falha de um dado componente, através de exemplos construídos no EXCEL. Estas fontes são de três tipos: 1) dados históricos; 2) dados resultantes de um processo de eliciação, 3) dados sobre um modelo físico de fiabilidade. Nestes exemplos deduzem-se os parâmetros das distribuições de probabilidade que melhor se ajustam a cada conjunto de dados empíricos por um método de regressão e combinam-se aquelas distribuições recorrendo a um processo tipo-*Bayesiano* (obtenção de probabilidades *a posteriori* a partir de probabilidades *a priori*). Os parâmetros da distribuição de probabilidade resultante são, por sua vez, obtidos pelo mesmo método de regressão. Procedendo-se deste modo, confere-se maior confiança aos cálculos posteriores de risco de falha em serviço daquele componente.

## Introdução

As fontes de informação sobre o comportamento em falha de um qualquer componente de um equipamento são normalmente três: 1) Histórico coligido pela própria empresa (*failure history*); 2) Opiniões resultantes da experiência com estes equipamentos (ou similares) por parte de operadores e/ou técnicos de manutenção (*experience knowledge*); 3) Conhecimento adquirido por quem estudou os efeitos dos mecanismos de falha que levam à degradação da performance do componente (*scientific knowledge*).

Estes dados assim diversamente obtidos, depois de tratados estatisticamente, permitem a sua utilização em processos de apoio à decisão; por exemplo, determinação de periodicidades de manutenção preventiva sistemática ou determinação de calendários de inspecção em manutenção preventiva condicionada (*off-line*) otimizados. Contudo, colocam-se na prática, duas questões: i) As fontes de informação poderão ser múltiplas – o que constitui uma vantagem –, mas necessita de um método de lógica probabilística pouco conhecido para a sua combinação; ii) As opiniões resultantes da experiência devem ser colhidas respeitando métodos de eliciação comprovados, mas pouco conhecidos.

Nos próximos pontos descrevem-se os conceitos e as técnicas aplicáveis com recurso a exemplos implementados em EXCEL.

### 1. Parâmetros da distribuição de falha com base em dados históricos (*failure history*)

O histórico de falhas do componente que se pretende estudar (se existir) é a melhor fonte de informação possível de obter. Na sua ausência, a segunda melhor fonte é o histórico de falhas de um componente parecido a funcionar de modo semelhante (de ambiente e de carga) noutra equipamento. Na ausência de ambas as fontes, ter-se-á de consultar instituições especializadas em estudos de fiabilidade ou a dados genéricos residentes em bases de dados.

Os parâmetros da distribuição teórica que melhor adere àquele conjunto de dados podem ser deduzidos por dois métodos estatísticos alternativos: o método da máxima verosimilhança e o método de regressão [1]. O método de regressão é preferível ao método da máxima verosimilhança quando o número de dados é pequeno e completo (falhas verdadeiras). Quando o número de dados é grande ou existem muitos dados censurados, é preferível usar o método da máxima verosimilhança. Quando o número de dados é grande e poucos são censurados, qualquer um destes métodos serve. Nos exemplos que se seguem será usado apenas o método de regressão – preferido pela Engenharia devido à possibilidade de interpretação gráfica.

Descreve-se seguidamente como proceder no caso mais comum da distribuição de *Weibull*. A fiabilidade  $R$  (ou de probabilidade de sucesso) de um componente para uma determinada missão  $t$  é dada por (1).

$$R(t) = \exp \left[ - \left( \frac{t-t_0}{\beta} \right)^\alpha \right] \quad (1)$$

Os parâmetros  $\alpha$ ,  $\beta$  e  $t_0$  possuem o seguinte significado [1]:

- $t_0$  – Parâmetro de localização: corresponde ao menor valor assumido por  $t$  (vida garantida);
- $\alpha$  – Parâmetro de forma: traduz o mecanismo de degradação (física da falha);
- $\beta$  – Parâmetro de escala: corresponde ao valor característico ou vida característica. O parâmetro  $\beta$  inicia-se onde  $t_0$  termina.

O método mais expedito consiste em transformar (logaritimizando) a função de *Weibull* numa recta através de regressão linear. Assim, a partir de (1), ter-se-á, sucessivamente:

$$\frac{1}{R(t)} = \exp \left( \frac{t-t_0}{\beta} \right)^\alpha \rightarrow \ln \left[ \frac{1}{R(t)} \right] = \left( \frac{t-t_0}{\beta} \right)^\alpha \rightarrow \ln \left\{ \ln \left[ \frac{1}{R(t)} \right] \right\} = \alpha [\ln(t-t_0) - \ln \cdot \beta] \rightarrow$$

$$\ln\left\{\ln\left[\frac{1}{R(t)}\right]\right\} = -\alpha \cdot \ln(\beta) + \alpha \cdot \ln(t - t_0) \quad (2)$$

Esta equação possui a forma geral de uma recta ( $y = a + b \cdot x$ ). No segundo membro desta equação podem identificar-se as seguintes equivalências:

- O termo  $-\alpha \cdot \ln(\beta)$  corresponde a  $a$  (intercepção das ordenadas na origem das abcissas);
- O termo  $\alpha$  corresponde a  $b$  (declividade da recta);
- O termo  $\ln(t - t_0)$  corresponde a  $x$  (eixo das abcissas).

A recta de regressão encontra-se tanto mais ajustada aos dados empíricos quanto maior for o coeficiente de determinação  $r^2$ , o qual pode assumir valores entre 0 e 1.

### 1.1 Exemplo numérico

Do cadastro de um equipamento, os dados referentes a um determinado componente e aos tempos de vida (até à falha) das últimas oito unidades substituídas, são mostrados na no Quadro 1. Com o objectivo de determinar o calendário de inspecções mais adequado para prevenir este modo de falha, é necessário começar por conhecer a correspondente função de probabilidade.

**Quadro 1 – TTF históricos**

<i>n</i>	1	2	3	4	5	6	7	8
<b>TTF</b>	5.022	7.966	8.147	4.929	8.624	3.810	2.971	5.885

Recorrendo agora à aplicação EXCEL “Ajustamento Weibull-Bernard” [2], constrói-se o Quadro 2, no qual as duas últimas colunas resultaram de (2).

**Quadro 2 – Linearização dos dados**

Ordem	$(t-t_0)$ ordenados	$F(t-t_0)$	$\ln(t-t_0)$	$\ln\{\ln[1/R(t-t_0)]\}$
1	1.303	0,083333333	7,172417557	-2,4417164
2	2.142	0,202380952	7,669561308	-1,48667096
3	3.261	0,321428571	8,089743227	-0,94735442
4	3.354	0,44047619	8,117865573	-0,54357405
5	4.217	0,55952381	8,346780052	-0,19857426
6	6.298	0,678571429	8,747969584	0,12661497
7	6.479	0,797619048	8,776360259	0,468504666
8	6.956	0,916666667	8,847306527	0,910235093

Deste Quadro 2 deduz-se, pelo método de regressão:  $\alpha = 1,83$ ,  $\beta = 4.927$  horas e  $t_0 = 1.668$  horas, para  $r^2 = 0,969534$ .

Estes resultados podem agora integrar um cálculo de combinação com dados de falha do mesmo componente, mas provenientes de outra fonte.

## 2. Parâmetros da distribuição de falha com base em entrevista (*experience knowledge*)

As pessoas que lidam diariamente com equipamentos, ano após ano, desenvolvem uma percepção do estado dos componentes mais críticos, bem como das mudanças ocorridas no seu estado ao longo do tempo. Esta percepção é intuitiva e constitui uma fonte de informação valiosa e muitas vezes única para estimar o estado futuro de um componente.

Os psicólogos cognitivos que se têm dedicado ao tema dos processos decisórios desenvolveram um método constituído por uma série de questões usadas para descobrir informação “escondida” na intuição. Estes métodos, conhecidos por métodos de eliciação (*elicitation*), são também usados para obtenção de estimativas de distribuições de probabilidades de acontecimentos (informação quantitativa subjectiva) no âmbito de entrevistas e encontram-se descritos, por exemplo, em [3], páginas 119 a 123 e [5], páginas 121

a 128. Nestas entrevistas, as quais, idealmente, devem ser realizadas em simultâneo a mais do que um Técnico/Operador, depois de as pessoas se sentirem perfeitamente informadas e confiantes quanto aos objectivos a atingir, passa-se a um conjunto de questões cujas respostas devem merecer consenso. De outra forma, se as respostas forem votadas, as pessoas do lado “perdedor” sentir-se-ão rejeitadas e desresponsabilizar-se-ão dos resultados.

Descrevem-se seguidamente, de forma necessariamente reduzida, os 9 passos do processo de entrevista descrito em [3], referente, de cada vez, a um único componente.

1. Peça ao Técnico/Operador para contar a “sua história” de experiência com o componente;
2. Pergunte ao Técnico/Operador qual poderá ser a sua reacção se, mais tarde, se vier a demonstrar que a sua previsão estava errada. Um Técnico/Operador que receie, como consequência da falha: mortes, feridos ou perda do emprego; será tentado a responder dubiamente. Decida se deve prosseguir com este Técnico/Operador ou mudar para outro componente que não mereça controvérsia;
3. Pergunte ao Técnico/Operador qual o prazo mais curto dentro do qual ele supõe que o componente falhará;
4. Pergunte ao Técnico/Operador qual o prazo mais longo que ele supõe que o componente poderá durar antes de falhar, ou, no caso de um componente composto por múltiplos elementos, cuja reparação ele considera já não valer a pena;
5. Peça ao Técnico/Operador para contar histórias escutadas ou a sua experiência que suportem as estimativas avançadas nos passos 3 e 4;
6. Sugira a amplitude dos intervalos temporais que pareça proporcionar uma precisão razoável para dividir o intervalo de tempo entre os prazos sugeridos (o mais longo e o mais curto) até à falha do componente. O número destes intervalos deve, preferencialmente, ser 4 ou 5 e cada intervalo deve ser medido numa unidade temporal fácil (anos, meses, milhares ou centenas de hora...). Desenhe sobre uma mesa uma linha recta dividida naquele número de intervalos;
7. Disponibilize 50 moedas ou anilhas, todas iguais, ao Técnico/Operador e peça-lhe para empilhar tantas moedas/anilhas em cada intervalo ao longo da linha de acordo com o seu julgamento de probabilidade de que o componente falhará (ou já não valha a pena reparar no caso de um componente composto por múltiplos elementos);
8. Confirme que o Técnico/Operador se sente confortável com a distribuição das pilhas de moedas/anilhas que acabou de realizar (ou com distribuição de probabilidade, que acabou de disponibilizar);
9. Tome nota do número de moedas colocadas em cada intervalo de tempo para posterior tratamento em frequência.

O ponto seguinte ilustra um exemplo numérico hipotético resultante deste processo de eliciação.

## 2.1 Exemplo numérico

No seguimento da entrevista, pretende-se determinar os parâmetros da distribuição de probabilidade de Weibull que melhor adira aos resultados do tratamento da informação obtida. Para este efeito, considere-se como exemplo a informação descrita nas duas primeiras colunas do Quadro 3.

**Quadro 3 – Resultados de uma entrevista**

Horas estimadas em serviço	Quantidade de moedas empilhadas	Frequência relativa simples	Frequência relativa acumulada	$\ln(t-t_0)$	$\ln\{\ln[1/R(t-t_0)]\}$
2.000	4	0,08	0,08	7,600902460	-2,48432751
3.500	11	0,22	0,3	8,160518247	-1,030930433
5.000	16	0,32	0,62	8,517193191	-0,032953009
6.500	13	0,26	0,88	8,779557456	0,75154039
8.000	6	0,12	1	8,987196821	3,542105797

Recorrendo novamente à aplicação EXCEL “Ajustamento Weibull-Bernard” [2], deduz-se, pelo método de regressão:  $\alpha = 2,74$ ,  $\beta = 5.015$  horas e  $t_0 = 0$  horas, para  $r^2 = 0,999056$ .

Estes resultados podem agora integrar um cálculo de combinação com dados de falha do mesmo componente, mas provenientes de outra fonte.

### 3. Parâmetros da distribuição de falha com base em modelo de vida restante (*scientific knowledge*)

Qualquer avaliação de vida restante ou análise de fiabilidade depende da capacidade para identificar o mecanismo de falha do componente em estudo. No caso de um modo de falha da integridade estrutural de um componente, a identificação do mecanismo de falha resulta frequentemente de uma análise metalúrgica. Esta identificação é extremamente importante porque influencia directamente a selecção do modelo matemático representativo. Estes modelos, os quais podem ser encontrados na literatura especializada para os mecanismos mais comuns, permitem descrever a progressão do mecanismo de falha em função dos vários parâmetros pertinentes em cada caso.

Para ilustrar a construção de um modelo probabilístico de vida restante, descreve-se no próximo ponto 3.1 um exemplo de um tubo de uma caldeira que sofre da acumulação de óxido na sua parede interior (lado do vapor). Esta camada cresce linearmente com o tempo e vai degradando a transferência de calor dos gases da combustão para o vapor. O mecanismo de regulação da caldeira responde aumentando a temperatura da combustão de modo a manter a temperatura do vapor. A acumulação contínua de óxido dá assim origem a um aumento constante da temperatura, a qual, por sua vez, origina o aparecimento de fracturas que vão progredir de forma acelerada. Neste caso, a pressão do vapor constitui a causa da tensão. A forma determinística deste modelo, juntamente com um exemplo, é descrita em pormenor em [4]. Para demonstrar como construir um modelo probabilístico de vida restante, expande-se e descreve-se seguidamente este mesmo exemplo.

#### 3.1 Exemplo numérico

O exemplo descreve o caso de um tubo 2-1/4Cr-1Mo de uma caldeira que opera à temperatura nominal de 1.000 °F ( $\cong$  540 °C) e a uma pressão de 5 Ksi (5.000 psi ou 345 bar). O tubo acabou de ser inspeccionado ao fim de 10 anos de serviço e a espessura da camada de óxido é de 0,02 polegadas.

A fracção acumulada de vida restante (FVR) é dada por:

$$\text{FVR} = \sum_{i=1}^{i=N} \frac{(n_i - n_{i-1})H}{10^{\left[ \left( \frac{1.000.LM_1}{T+460} \right)^{-20} \right]}} \quad (3)$$

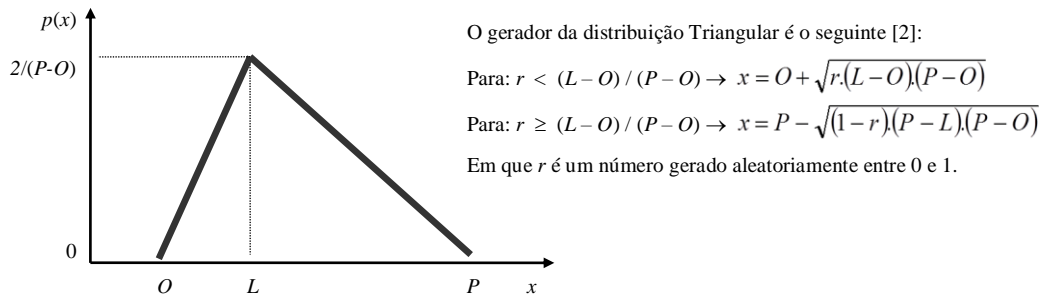
Em que:  $n$  – Período futuro genérico (ano, mês...) de ordem  $i$ ;  
 $N$  – Número de períodos futuros no decorrer do qual se pretende determinar a probabilidade de falha;  
 $H$  – Extensão em horas de cada período  $n$  (8.760 horas no caso de  $n$  em anos);  
 $LM_1$  – Parâmetro de Larson-Miller dependente da pressão de trabalho;  
 $\bar{T}$  – Temperatura média, calculada por (4)

$$\bar{T} = \left[ \frac{1.000.LM_2}{13,62 + \log(n_i.H)} \right] - 460 \quad (4)$$

Em que:  $LM_2$  – Parâmetro de Larson-Miller dependente da espessura  $e$  do óxido, o qual é calculado por (5);

$$LM_2 = \frac{\log(e) - (-6,8398)}{0,283} \quad (5)$$

Para transformar este modelo determinístico num modelo probabilístico, seleccionamos as variáveis cujos valores merecem maior incerteza e atribuímos-lhes valores aleatórios dentro de um intervalo de probabilidade descrito por uma função de distribuição. Neste caso, considerou-se que a distribuição Triangular seria a mais apropriada.



**Figura 1 – Função densidade de probabilidade Triangular**

As variáveis consideradas como aleatórias foram as seguintes:

- $LM_1$  com os parâmetros ( $O = 38,8$ ;  $L = 39,9$ ;  $P = 40,9$ );
- $\bar{T}$  dado por (4) e variando de um incremento  $\Delta T$  com os parâmetros ( $O = -50$ ;  $L = 0$ ;  $P = +50$ ).

Devido à forma de (3), tem de se usar um método numérico para determinar o período  $n^*$  em que  $(3) \geq 1$ , momento em que se assume que o tubo rompe. Para tal, constrói-se um quadro cobrindo um período  $N$  suposto suficientemente longo para verificar aquela condição (por exemplo, mais 15 anos) e iniciando-se no ano presente 2011. A janela temporal será então entre 2011 e 2026.

Resolvendo (5), (4) e (3) assumindo os valores mais prováveis ( $L$ ) das duas distribuições triangulares, obter-se-ia em 2026:  $FVR = 0,821848$ , o que significa que o tubo teria resistido à fractura (não teria falhado) até lá. Porém como existe incerteza na estimação dos valores de duas das variáveis ( $LM_1$  e  $T$ ), existirá uma certa probabilidade de  $FVR$  atingir o valor de 1 até cada um daqueles anos. Para determinar as probabilidades de  $FVR \geq 1$  até cada um dos anos  $n_1, n_2, \dots, n_N$  com suficiente significância estatística, ter-se-á de repetir centenas, ou mesmo milhares de vezes, o resultado de  $FVR$  atingido em cada ano e determinar a frequência com que esta condição é verificada. Estas frequências serão depois consideradas como probabilidades para o futuro e irão apoiar uma decisão sobre quando parar para substituição do tubo antes que este rompa (falhe).

Construiu-se um modelo de simulação de Monte-Carlo no EXCEL. O Quadro 4 mostra os resultados obtidos numa das iterações do simulador. A 6ª e a 7ª coluna mostram os valores simulados aleatoriamente de  $LM_1$  (não depende do tempo nem da temperatura, só depende da pressão) e de  $T$  (depende da espessura da camada de óxido).

**Quadro 4 – Resultados de uma das iterações do simulador**

Anos	Idade $n$	Espessura $e$ prevista* ( $10^{-3}$ pol.)	Parâmetro de Larson-Miller $LM_2$ **	Temperatura média $\bar{T}$ (°F)	Temperatura $T$ (°F)	Parâmetro de Larson-Miller $LM_1$	FVR por ano	FVR acumulada
2011	10	20	28,7662	1089,6931	1116,0287	40,2005	0,2723	0,2723
2012	11	22	28,9124	1094,1071	1120,4428	40,2005	0,0321	0,3044
2013	12	24	29,0460	1098,1196	1124,4553	40,2005	0,0372	0,3416
2014	13	26	29,1688	1101,7965	1128,1322	40,2005	0,0426	0,3842
2015	14	28	29,2825	1105,1886	1131,5243	40,2005	0,0482	0,4324
2016	15	30	29,3884	1108,3360	1134,6717	40,2005	0,0541	0,4865
2017	16	32	29,4875	1111,2712	1137,6069	40,2005	0,0602	0,5467
2018	17	34	29,5805	1114,0204	1140,3561	40,2005	0,0665	0,6132
2019	18	36	29,6682	1116,6053	1142,9410	40,2005	0,0730	0,6862
2020	19	38	29,7512	1119,0442	1145,3799	40,2005	0,0797	0,7659
2021	20	40	29,8299	1121,3523	1147,6880	40,2005	0,0866	0,8525
2022	21	42	29,9048	1123,5428	1149,8785	40,2005	0,0936	0,9461
2023	22	44	29,9762	1125,6268	1151,9624	40,2005	0,1008	<b>1,0469</b>
2024	23	46	30,0444	1127,6139	1153,9496	40,2005	0,1082	<b>1,1552</b>
2025	24	48	30,1097	1129,5127	1155,8484	40,2005	0,1158	<b>1,2709</b>
2026	25	50	30,1723	1131,3305	1157,6661	40,2005	0,1235	<b>1,3944</b>

\* da camada de óxido; \*\*  $LM_2$  varia com a espessura  $e$

Neste Quadro 4, podemos observar na última coluna que  $FVR > 1$  a partir do ano 2023. Ou seja, o tubo falhará previsionamente no ano 2023. Porém, para obter significância estatística, estes resultados terão de ser repetidos centenas ou mesmo milhares de vezes.

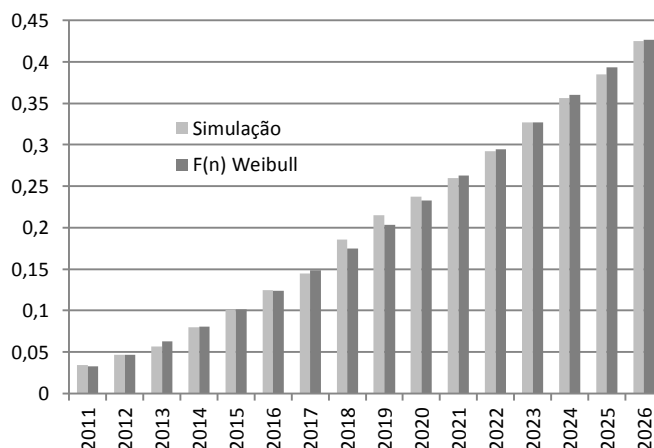
Após 1.000 iterações (repetições), obteve-se o resultado mostrado na 3ª coluna do Quadro 5. Por exemplo, a probabilidade de se verificar a ruptura do tubo até 2015 é aproximadamente 0,1 e a probabilidade de não se verificar a ruptura do tubo até 2026 é  $(1 - 0,425) = 0,575$ .

**Quadro 5 – Análise em frequência dos resultados do simulador**

Anos	Idade $n$	Frequência acumulada de falha $F(n)$	$\ln(t-t_0)$	$\ln\{\ln[1/R(t-t_0)]\}$	$F(n)$ Weibull
2011	10	0,034	1,7143158	-3,3641489	0,0327714
2012	11	0,047	1,8799039	-3,0336341	0,04646
2013	12	0,057	2,0219283	-2,835503	0,062528
2014	13	0,08	2,1462675	-2,4843275	0,0809026
2015	14	0,101	2,2568421	-2,2398709	0,1014846
2016	15	0,125	2,3563983	-2,0134187	0,1241504
2017	16	0,145	2,4469343	-1,8537169	0,1487554
2018	17	0,186	2,5299497	-1,5808752	0,1751357
2019	18	0,215	2,6065987	-1,4185219	0,2031114
2020	19	0,237	2,6777886	-1,3074934	0,2324892
2021	20	0,26	2,7442455	-1,2002959	0,2630659
2022	21	0,292	2,8065598	-1,0633093	0,2946304
2023	22	0,327	2,8652177	-0,9263159	0,3269677
2024	23	0,356	2,9206248	-0,820852	0,3598615
2025	24	0,385	2,9731223	-0,721273	0,3930969
2026	25	0,425	3,0230008	-0,5917009	0,4264636

Para melhor definição da distribuição de probabilidade, dever-se-á substituir os resultados empíricos obtidos por simulação (3ª coluna do Quadro 5) pela função de Weibull de melhor aderência. Para tal, procede-se como nos exemplos dos pontos anteriores, recorrendo novamente à aplicação EXCEL “Ajustamento Weibull-Bernard” [2]. Deduz-se então, pelo método de regressão:  $\alpha = 2,15$ ,  $\beta = 27$  anos e  $t_0 = 4,45$  anos, para  $r^2 = 0,998066$ . A última coluna do Quadro 5 contém os valores de  $F(n)$  deduzidos a partir da distribuição de Weibull com estes parâmetros. Note-se a semelhança entre os valores desta coluna e a os da 3ª coluna. Esta mesma semelhança encontra-se evidenciada na Figura 2.

O decisor dispõe agora de informação valiosa para o processo de tomada de decisão. Poderá fazê-lo tendo em conta apenas aqueles valores de  $F(n)$  e o seu perfil pessoal de risco ou poderá associar aqueles valores ao custo das consequências e realizar uma análise de compromisso entre o risco assim obtido e o custo da paragem em cada ano alternativo.



**Figura 2 – Histogramas comparativos das duas distribuições: a obtida por simulação de Monte-Carlo e a teórica de Weibull**

#### 4. Processo tipo-Bayesiano de combinação de dados

O processo descrito adiante é chamado de tipo-Bayesiano, pois não é exactamente um processo Bayesiano mas obedece a uma lógica semelhante.

Este processo de combinação de dados consiste fundamentalmente em modificar informação antiga sobre um determinado componente, de modo a ter em conta nova informação proveniente de outras fontes. Neste processo a distribuição mais antiga, ou mais credível, é chamada distribuição primária ou “*a priori*” e deve variar entre 0 e 1 ao longo do período para o qual se pretende combinar os dados. A segunda distribuição é chamada distribuição de “actualização”. A distribuição resultante da combinação dos dois conjuntos de dados é chamada distribuição “*a posteriori*”. Da teoria das probabilidades, a probabilidade conjunta ou de simultaneidade de dois eventos (aqui probabilidades de falha) é calculada pelo produto das duas probabilidades num certo momento. Para obter a nova distribuição de probabilidade (*a posteriori*), confinada ao período de análise pretendido, e porque a distribuição *a priori* varia entre 0 e 1 neste período, dividimos a probabilidade conjunta em cada ano pela soma de todas as probabilidades conjuntas verificadas neste período. O Quadro 6 ilustra este processo com um exemplo.

**Quadro 6 – Probabilidades *a priori* e *a posteriori***

Anos	Distribuição <i>a priori</i>	Distribuição de actualização	Probabilidades conjuntas	Probabilidades <i>a posteriori</i>
2011	0,10	0,02	$0,10 \times 0,02 = 0,002$	$0,002/0,08 = 0,025$
2012	0,25	0,05	$0,25 \times 0,05 = 0,0125$	$0,0125/0,08 = 0,15625$
2013	0,30	0,08	$0,30 \times 0,08 = 0,024$	$0,024/0,08 = 0,3$
2014	0,25	0,11	$0,25 \times 0,11 = 0,0275$	$0,0275/0,08 = 0,34375$
2015	0,10	0,14	$0,10 \times 0,14 = 0,014$	$0,014/0,08 = 0,175$
			$\Sigma = 0,08$	$\Sigma = 1,00000$

Pode-se observar que o efeito da distribuição de actualização (densidade crescente) sobre a distribuição *a priori*, foi o de forçar uma assimetria à direita da distribuição *a posteriori*, ou seja, atribuiu maior peso aos anos 2014 e 2015 comparativamente aos anos 2011 e 2012.

Estas combinações de dados podem ter lugar nas seguintes circunstâncias:

1. Combinação da opinião de um Técnico/Operador com os dados históricos. Nesta análise combina-se o resultado da entrevista (distribuição *a priori*), com a distribuição resultante dos dados históricos (distribuição de actualização);
2. Combinação dos resultados da avaliação de vida restante com os dados históricos. Nesta análise combina-se a convicção da engenharia expressa pelo modelo de vida restante (distribuição *a priori*), com a distribuição resultante dos dados históricos (distribuição de actualização);
3. Combinação da opinião de um Técnico/Operador com os resultados da avaliação de vida restante. Nesta análise combina-se o resultado da entrevista (distribuição *a priori*), com a convicção da engenharia expressa pelo modelo de vida restante (distribuição de actualização);
4. Combinação da opinião de um Técnico/Operador com os dados históricos e com os resultados da avaliação de vida restante. Nesta análise combinam-se três fontes de informação em duas fases. Em primeiro lugar, combina-se o resultado da entrevista (distribuição *a priori*), com a distribuição resultante dos dados históricos (distribuição de actualização). Em segundo lugar, combina-se a distribuição (*a posteriori*) resultante da combinação anterior (distribuição *a priori*), com a convicção da engenharia expressa pelo modelo de vida restante (distribuição de actualização);

#### 4.1 Exemplo numérico

Se o resultado do exemplo descrito em 2.1, constituindo a distribuição *a priori*, for combinado com o resultado do Exemplo 1.1, constituindo a distribuição de actualização, obtém-se a distribuição *a posteriori*.

O Quadro 7 mostra todos os cálculos. Note-se o intervalo entre 2.000 e 8.000 horas obtido durante a entrevista, o qual vai ser usado como base da análise que se segue. Os cálculos intermédios, as probabilidades de falha fornecidas pela distribuição empírica e as probabilidades de falha fornecidas pela

distribuição de Weibull de melhor ajustamento, encontram-se nas primeiras colunas (até à 5ª), na 6ª coluna e na 9ª coluna, respectivamente.

**Quadro 7 – Combinação dos dados dos Exemplos 2.1 e 1.1**

TTF (t)	Entrevista	Histórico	Probabilidades conjuntas	Probabilidades conjuntas normalizadas	Probabilidades conjuntas normalizadas e acumuladas	$\ln(t-t_0)$	$\ln\{\ln[1/R(t-t_0)]\}$	F(t) resultante
2000	0,077705	0,007156	0,000556	0,007464	0,007464	6,398031	-4,893946	0,007478
2600	0,075086	0,039224	0,002945	0,039530	0,046994	7,090628	-3,033773	0,047063
3200	0,100900	0,064855	0,006544	0,087832	0,134825	7,495909	-1,932239	0,133365
3800	0,120207	0,082950	0,009971	0,133831	0,268656	7,783500	-1,161961	0,266440
4400	0,129156	0,093964	0,012136	0,162888	0,431545	8,006588	-0,571225	0,431097
5000	0,126122	0,098484	0,012421	0,166714	0,598259	8,188873	-0,092172	0,601574
5600	0,112256	0,097437	0,010938	0,146807	0,745066	8,342997	0,312436	0,751424
6200	0,091085	0,092002	0,008380	0,112476	0,857542	8,476509	0,667167	0,863612
6800	0,067284	0,083466	0,005616	0,075377	0,932919	8,594277	0,993938	0,934996
7400	0,045140	0,073083	0,003299	0,044278	0,977197	8,699625	1,329956	0,973404
8000	0,027422	0,061955	0,001699	0,022803	1,000000	8,794925	-	0,990765
				0,074505				

Por exemplo, a 4ª linha foi calculada da seguinte forma com o apoio do EXCEL:

2ª coluna: WEIBULL(3.800-0; 2,74; 5.015; 1) – WEIBULL(3.200-0; 2,74; 5.015; 1) = 0,120207;  
 3ª coluna: WEIBULL(3.800-1.668; 1,83; 4.927; 1) – WEIBULL(3.200-1.668; 1,83; 4.927; 1) = 0,082950;  
 4ª coluna: (produto da coluna 2 com a coluna 3): 0,120207 x 0,082950 = 0,009971;  
 5ª coluna: 0,009971/0,074505 = 0,133831  
 6ª coluna: 0,134825 + 0,133831 = 0,268656

Recorrendo uma vez mais ao EXCEL e a (2), deduz-se, com base nas 7ª e 8ª colunas:  $\alpha = 2,69$ ,  $\beta = 3.714$  horas e  $t_0 = 1.399$  horas, para  $r^2 = 0,999914$ .

A 9ª coluna (ainda na 4ª linha) mostra o resultado da programação: WEIBULL(3.800-1.399; 2,69; 3.714; 1) = 0,266440. Os resultados desta coluna são praticamente iguais aos da 6ª coluna.

## 5. Conclusão

A falta de informação sobre o comportamento em falha de componentes continuará a constituir uma razão para uma baixa eficiência na gestão de activos físicos, enquanto as empresas não criarem as condições de organização e não reunirem as competências técnicas e científicas que lhes permitam coligir, codificar e tratar estatisticamente todas as intervenções relacionadas com a manutenção do estado dos seus equipamentos. Com efeito, o conhecimento do comportamento previsional em falha dos equipamentos permite fundamentar técnica e cientificamente estudos conducentes a melhorias/transformações nos equipamentos ou, simplesmente, seleccionar as políticas de manutenção mais adequadas em cada caso concreto e ao longo dos seus ciclos de vida; já que as consequências das falhas poderão variar ao longo do tempo [2].

Neste trabalho expuseram-se algumas técnicas estatísticas simples para substituição de dados empíricos descritores do comportamento em falha de componentes, por distribuições de probabilidade mais adequadas a estudos posteriores de fiabilidade. Mostrou-se também, como transformar o modelo representativo de um problema de natureza determinística, num problema de natureza estocástica, bastante mais realista, ao fazer intervir a incerteza no julgamento dos valores que os parâmetros seus descritores poderão assumir. Mostrou-se ainda como combinar informação proveniente de diferentes fontes – uma objectiva, proveniente dos cadastros próprios ou de bases de dados públicas, e outra subjectiva, resultante de um processo de eliciação – valioso, pois muitas vezes, trata-se da única fonte de informação disponível.

### **Referências bibliográficas**

- [1] Ebeling, Charles E., “*Reliability and Maintainability Engineering*”, Boston, Massachusetts, McGraw-Hill, 1997
- [2] Assis, Rui, “Apoio à Decisão em Manutenção na Gestão de Activos Físicos”, Lisboa, LIDEL, 2010
- [3] “*Risk Based Methods for Equipment Life Management: An Application Handbook*”, ASME International, 2003
- [4] Viswanathan, R., “*Damage Mechanisms and Life Assessment of High-Temperature Components*”, ASM International, 1989
- [5] Lapin, Lawrence L., “*Quantitative methods for Business Decisions*”, Fort Worth, Dryden, 1994