

9. DETERMINAREA FIABILITĂȚII

9.1. Calculul fiabilității previzionale [2, 14, 17, 22]

Fiabilitatea poate fi determinată în următoarele moduri: previzional (prin calcul), prin încercări de laborator și cu date din exploatare.

Fiabilitatea previzională se determină cu ajutorul tabelelor cu date (v. de ex. tabelul 9.1) privind durata de viață sau rata defectărilor componentelor.

Metoda de calcul este simplă având la bază în general legea de repartiție exponențială negativă, $R(t) = e^{-\lambda t}$. Valorile tabelate ale parametrului λ_0 corespund solicitărilor nominale. Pentru condiții diferite, se face corecția

$$\lambda = k \lambda_0, \quad (9.1)$$

rezultând astfel indicatorul $MTBF = 1/\lambda$. Coeficientul de corecție global k poate fi definit astfel:

$$k = k_s \cdot k_a \cdot k_f \cdot k_t, \quad (9.2)$$

Tabelul 9.1. Valorile intensității de defectare ale unor elemente din sistemele mecanice

Nr. crt.	Denumirea elementelor	Limita inferioară 10 ⁶ /oră	Media 10 ⁶ /oră	Limita superioară 10 ⁶ /oră
1	Arcuri	0,004	0,11	0,22
2	Arcuri calibrate	0,09	0,22	0,42
3	Amortizori	0,001	0,012	0,022
4	Ambreiaje	0,06	0,012	0,022
5	Ambreiaje electromagnetice	0,45	0,6	0,93
6	Ambreiaje cu fricțiune	0,07	0,3	0,94
7	Articulații	1,12	2,5	12
8	Angrenaje	0,002	0,12	0,98
9	Came, clichete	0,001	0,002	0,004
10	Cuplaje elastice	0,027	0,039	1,848
11	Cuplaje rigide	0,001	0,025	0,049
12	Cuplaje hidraulice	0,012	0,03	2,01
13	Curele de transmisie		3,6	
14	Cutii de viteze	0,051	0,63	4,3
15	Diferențiale	0,012	1,00	1,58
16	Frâne	0,94	2,1	8,38
17	Reductoare	0,11	0,20	0,36
18	Rulmenți cu bile	0,02	0,65	2,22
19	Rulmenți cu bile regim sever	0,072	1,80	3,53
20	Rulmenți cu bile regim ușor	0,35	0,875	1,72
21	Rulmenți cu role	0,02	0,50	1,00
22	Știfturi	0,65	1,625	2,60
23	Armături	0,97	29	48,5
24	Cabluri	0,17	0,02	0,20

9. Determinarea fiabilității

unde k_s este corecția impusă de suprasolicitări, k_a - corecția de mediu, k_f - corecția impusă de particularități constructive și de execuție; k_t - corecția impusă de vârstă sau momentul pentru care se determină fiabilitatea. Pentru determinarea coeficientului k_s este necesar să se calculeze nivelul solicitărilor reale S în raport cu cele nominale S_0 putându-se utiliza relația

$$k_s = (S/S_0)^m, \quad (9.3)$$

Exponentul m se determină experimental. Pentru cazurile în care temperatura de funcționare θ diferă de cea prescrisă θ_0 există relația

$$k_s = (S/S_0)^m \cdot b^{(\theta - \theta_0)}, \quad (9.4)$$

unde m și b se obțin din datele experimentale.

Un alt procedeu, mai precis decât precedentul, este cel bazat pe calculul durabilității și preluarea caracteristicii dispersive. Acest procedeu este utilizat pentru modele bazate pe legea Weibull.

Într-o primă etapă, cu ajutorul unei ipoteze de acumulare a deteriorării se determină durabilitatea, de obicei L_{10} - cea aferentă probabilității de defectare de 10% (v. capitolul 2.9). Se recomandă utilizarea ipotezei de acumulare a deteriorării a lui Haibach expresia (2.8) care ia în considerare și solicitările cu valori mai mici decât rezistența la oboseală σ_D .

În etapa următoare, caracteristica dispersivă este preluată din literatura de specialitate. Astfel, parametri β și γ ai relației (4.9) se obțin din tabelul 2.2, iar parametrul de scară η se calculează cu expresia:

$$\eta = \frac{L_{10} \cdot [1 - (\gamma/L_{10})]}{(-\ln 0,9)^{1/\beta}}. \quad (9.5)$$

Observație: Expresia este valabilă și în cazul repartiției biparametrice când $\gamma = 0$.

Procedeu este mai precis decât cel bazat pe repartiția exponențială negativă, deoarece repartiția Weibull este mai adecvată pentru descrierea fiabilității componentelor mecanice. Totuși procedeu este recomandat doar pentru calcule orientative, cu excepția rulmenților (pentru care există un volum mare de rezultate experimentale). În cazul altor componente, se precizează că, exponentul β este variabil în raport de nivelul solicitării.

Tabelul 9.2. Parametri adimensionali ai repartiției Weibull pentru unele organe de mașini

Nr.	Elementul constructiv și solicitarea la oboseală	β pentru repartiția biparametrică ($\gamma = 0$)	β pentru repartiția triparametrică	$\frac{\gamma}{L_{10}}$
1	Arbori-rupere	2,0...2,3...2,8...4,1	1,1...1,9	0,7...0,9
2	Rulmenți cu bile-pitting	1,5 ($F < 10\%$); 10/3	1,11	0,1...0,3
3	Rulmenți cu role-pitting	1.11...1,3...1,5	1,35	0,05
4	Roți dințate-pitting	1,5 (σ_F mic) 2,0...3,0	1,1...1,5	0,4...0,8
5	Roți dințate-rupere	5,7	1,2...2,2	0,8...0,95

9.2. Fiabilitatea experimentală [1, 3, 13, 14, 15, 17, 22, 25, 31, 33]

9.2.1. Aspectele generale ale încercărilor de fiabilitate

Încercările de laborator pot fi: a) *încercări determinative* - efectuate cu scopul determinării fiabilității sau a parametrilor legilor de repartiție; b) *încercări de control* - efectuate cu scopul verificării încadrării fiabilității unui lot în limitele prescrise reprezentând una din sarcinile controlului tehnic de calitate. Volumul eșantionului pentru încercările determinative este $n \geq 30$. În acest caz, conform teoremei limită centrale, indicatorii eșantionului estimează foarte bine valorile tipice ale lotului. Solicitățile aplicate trebuie să fie bine definite pentru a se putea stabili o corelație între nivelul acestora și durata de viață. Încercările se fac în majoritatea cazurilor punând produsele să funcționeze pe standuri speciale de fiabilitate, în condiții normale de laborator, la parametri nominali. Acest tip de încercări se numesc *încercări normale*. Un alt tip de încercări sunt *încercările accelerate*, efectuate la un nivel de solicitare mai mare decât cel normal, cunoscute și sub denumirea de încercări la solicitări forțate sau la suprasolicitări. Eșantioanele sunt caracterizate de următorii parametri: volumul eșantionului n , numărul căderilor r și durata încercării T . Un parametru caracteristic îl formează *durata cumulată de încercare* (de funcționare):

$$S(n, r, T) = \sum_{i=1}^r t_i + (n-r)T, \quad (9.6)$$

unde t_i reprezintă durabilitățile elementelor care s-au defectat. Încercările pot fi de mai multe tipuri.

9.2.2. Încercări cu eșantion epuizat

Încercările se efectuează până la defectarea tuturor elementelor eșantionului (până la "epuizarea" eșantionului). Aceste încercări au o durată mare și sunt utilizate în special în cazul încercărilor determinative. Reprezentând durabilitățile fiecărui produs printr-o dreaptă orizontală proporțională cu duratele de funcționare t_i se obține un grafic foarte utilizat denumit diagrama căderilor (diagrama greblă) (fig. 9.1). Durata cumulată de încercare este

$$S = \sum_{i=1}^n t_i. \quad (9.7)$$

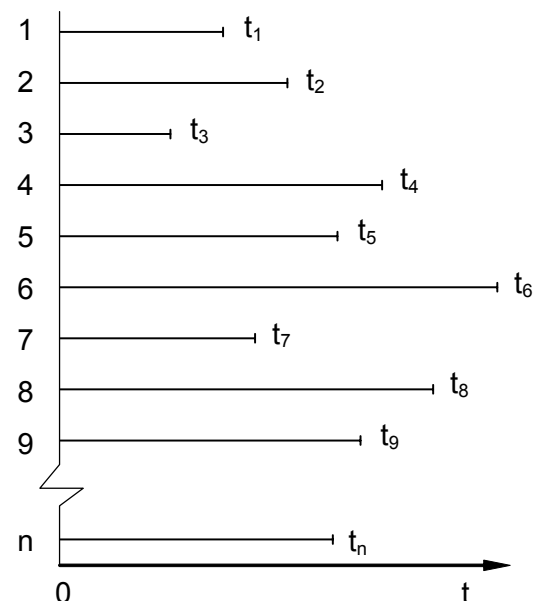


Fig. 9.1. Diagrama căderilor la încercările cu eșantion epuizat

9.2.3. Încercări cenzurate

Încercările care se opresc la un anumit număr de defecte r dinainte stabilit se numesc încercări cenzurate. Aceste încercări pot fi "fără înlocuire" sau "cu înlocuire" după cum la cădere produsul se înlocuiește sau nu cu altul bun (se efectuează sau nu reparații). În figurile 9.2,a și 9.2,b sunt reprezentate diagramele căderilor respective. Durata cumulată a încercărilor cenzurate fără înlocuire este:

$$S = \sum_{i=1}^r t_i + (n-r)t_r, \quad (9.8)$$

iar pentru cele cu înlocuire

$$S = t_1 + t_2 + \dots + t_r + (t_r - t_1) + (t_r - t_2) + \dots + (t_r - t_{r-1}) + (n-r)t_r = nt_r, \quad (9.9)$$

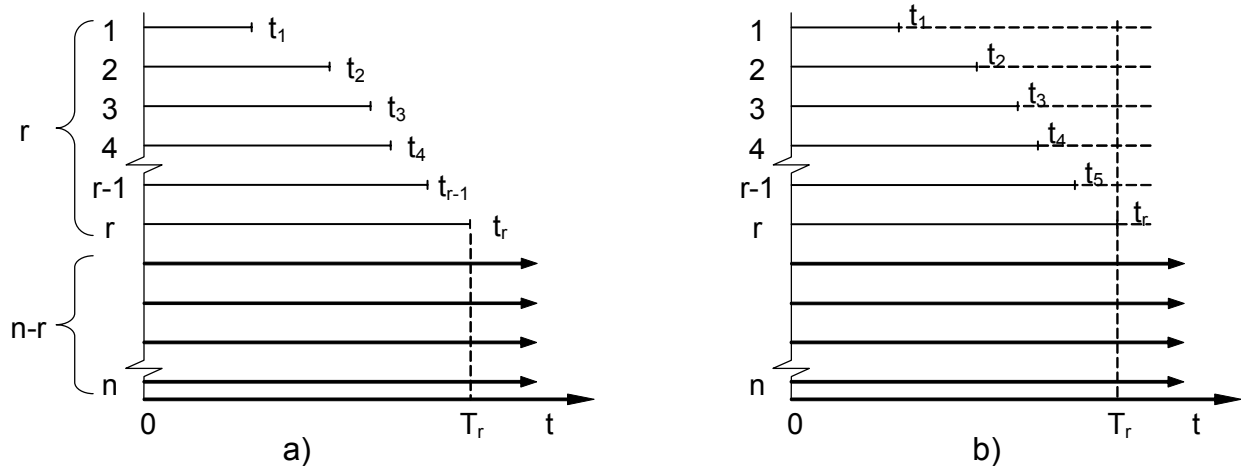


Fig. 9.2. Diagrama căderilor pentru încercări cenzurate:
a) fără înlocuire; b) cu înlocuire

9.2.4. Încercări trunchiate

Încercarea la care durata este fixată la o valoare oarecare T_{lim} , după care aceasta se oprește indiferent de numărul defectărilor, se numește trunchiată.

Încercările trunchiate pot fi fără înlocuire (fig. 9.3, a) și cu înlocuire (fig. 9.3, b).

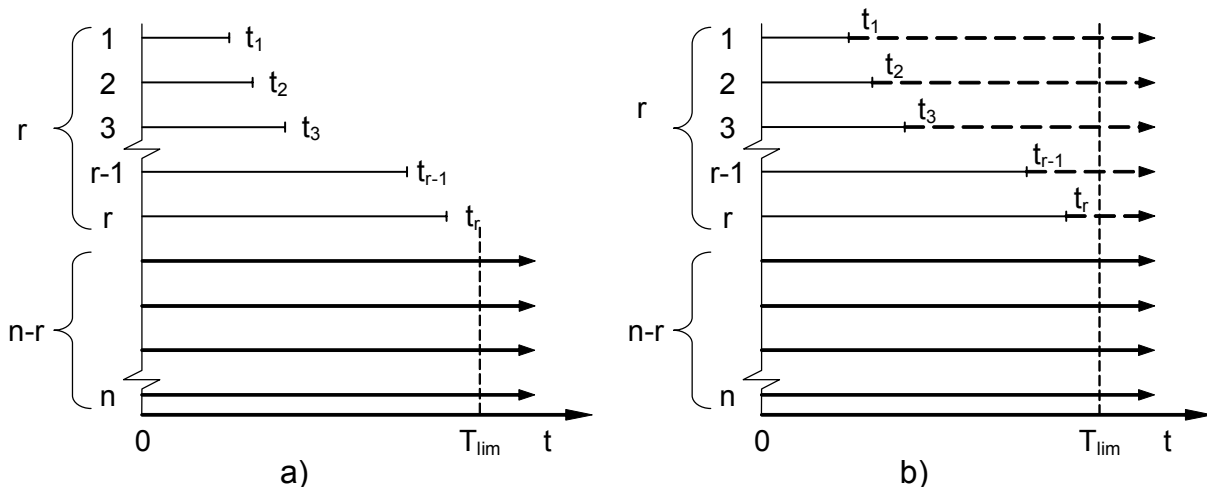


Fig. 9.3. Diagrama căderilor pentru încercări trunchiate:
a – fără înlocuire (fără restabilire); b – cu înlocuire (cu restabilire)

Durata cumulată de încercare la încercările trunchiate fără înlocuire este dată de relația (9.6) iar cele cu înlocuire de relația:

$$S = n T_{lim} \quad (9.10)$$

9.2.5. Încercări accelerate. Postulatul fiabilităților egale

Dificultățile cele mai mari pe care le ridică în general încercările de fiabilitate sunt legate de durata acestora. Soluția reducerii duratei acestor încercări constă în creșterea solicitărilor aplicate. Însă această sporire a solicitărilor nu trebuie să modifice modelul fizic al defectărilor.

O problemă importantă a acestor încercări este aceea a echivalenței dintre încercările accelerate și cele normale. Relația de echivalență se poate obține pe baza

postulatului fiabilităților egale care formează baza teoretică a acestor încercări.

Dacă la două nivele de solicitare S_0 (normale) și S (forțate) inegalitatea $R_{S_0}(t) > R_S(t)$ există pentru toate valorile pozitive ale lui t , atunci $S > S_0$. Postulatului fiabilităților egale se exprimă astfel (fig. 9.4):

$$R_{S_0}(t) = R_S(\tau). \quad (9.11)$$

Legătura dintre t și τ se poate pune sub forma unei funcții: $t = g(\tau)$. În condițiile în care se efectuează încercările accelerate, funcția $g(\tau)$ este o funcție monotonă și crescătoare având proprietățile următoare:

- $g(0) = 0$ și
- $\lim_{\tau \rightarrow \infty} g(\tau) = \infty$.

Funcția $g(\tau)$ se numește “funcție de accelerație” și exprimă echivalența dintre încercările accelerate și încercările normale. Funcția $g(\tau)$ poate fi determinată pe baza postulatului fiabilităților egale, în ipoteza că procesul de defectare urmează una dintre legile de repartiție. În cazul legii Weibull biparametrică (pentru $\gamma = 0$) se poate scrie relația:

$$e^{-\left(\frac{t}{\eta_0}\right)^{\beta_0}} = e^{-\left(\frac{\tau}{\eta}\right)^{\beta}}, \quad (9.12)$$

rezultând:

$$t = \eta_0 \left(\frac{\tau}{\eta}\right)^{\beta/\beta_0} = \eta_0 \left(\frac{1}{\eta}\right)^{\beta/\beta_0} \tau^{\beta/\beta_0} = c\tau^m = g(\tau). \quad (9.13)$$

unde c și m sunt constante care pot fi determinate experimental. Pentru cazul $\beta_0 = \beta = 1$ (legea exponențială), funcția de accelerație se reduce la forma liniară:

$$t = g(\tau) = \frac{\eta_0}{\eta} \tau = c \tau. \quad (9.14)$$

Astfel, din încercările accelerate se pot determina parametrii de fiabilitate corespunzători solicitărilor normale.

9.2.6. Prelucrarea datelor experimentale

Indicatorii de fiabilitate pot fi determinați parametric sau neparametric.

Metoda neparametrică

Este cea mai simplă metodă și nu presupune nici o ipoteză asupra legii de repartiție. Datele obținute din încercări se grupează pe intervale. Notând n_0 – volumul eșantionului; Δr_i – numărul căderilor în intervalul de ordin “i” iar t - durata intervalului și, utilizând relațiile fundamentale, se obțin:

$$R(t_i) = \frac{n_0 - \sum \Delta r_i}{n_0} = \frac{n(t_i)}{n_0}, \quad (9.15)$$

$$\lambda(t_i) = \frac{\Delta r_i}{n(t_{i-1})} \cdot \frac{1}{\Delta t}. \quad (9.16)$$

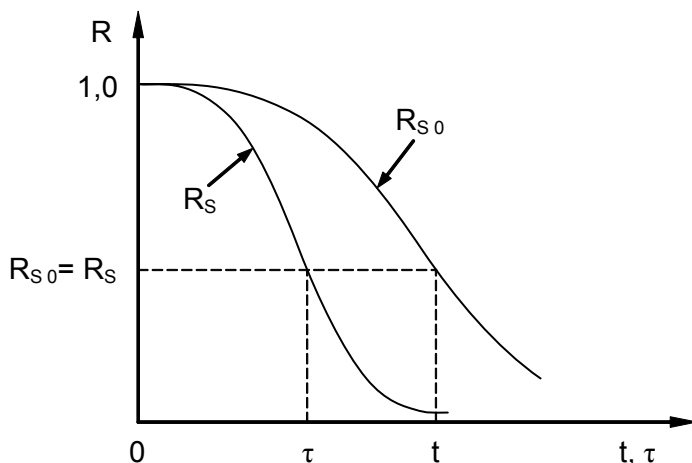


Fig. 9.4. Variația fiabilității la solicitări normale (σ_0) și la suprasolicitări (σ)

9. Determinarea fiabilității

În cazul încercărilor cu eșantion epuizat, parametrul MTBF este determinat cu relația:

$$MTBF = \frac{t_1 + t_2 + \dots + t_n}{n_0} = \frac{1}{n_0} \sum_{i=1}^n t_i. \quad (9.17)$$

La încercările cenzurate sau trunchiate între MTBF și durata cumulată de funcționare S există o anumită legătură. Epstein și Sobel au arătat că statistica $u = 2S / MTBF$ are o repartiție χ_v^2 , cu $v = 2r$ pentru încercări cenzurate și cu $v = 2(r + 1)$ pentru încercările trunchiate. În cazul unor încercări cenzurate, considerând variabila aleatoare $x = \frac{S}{r}$, adică $S = r \cdot x$, rezultă pentru statistica u expresia:

$$u = \frac{2r}{MTBF} \cdot x. \quad (9.18)$$

Se știe că media teoretică a variabilei cu repartiție χ^2 este $M[u] = v = 2r$ și deci

$$M\left[\frac{2r}{MTBF} \cdot x\right] = \frac{2r}{MTBF} M[x] = 2r, \quad (9.19)$$

de unde $MTBF = M[x] = M\left[\frac{S}{r}\right]$. Rezultă astfel estimația punctuală pentru încercări cenzurate

$$MTBF = \frac{S}{r}. \quad (9.20)$$

În mod similar pentru încercările trunchiate se obține:

$$MTBF = \frac{S}{r + 1}. \quad (9.21)$$

Adoptând un nivel de semnificație α (uzual 0,10 sau 0,05) pentru MTBF se poate construi un interval de încredere cu relațiile din tabelul 9.2.

Tabelul 9.2. Intervalul de încredere pentru MTBF

Tipul eșantionului	Felul intervalului	Poziția intervalului	Intervalul de încredere
Cenzurat	bilateral	simetric	$\frac{2S}{\chi_{2r; \frac{\alpha}{2}}^2} \leq MTBF \leq \frac{2S}{\chi_{2r; 1-\frac{\alpha}{2}}^2}$
	unilateral	cu risc la dreapta	$MTBF \geq \frac{2S}{\chi_{2r; \alpha}^2}$
		cu risc la stânga	$MTBF \geq \frac{2S}{\chi_{2r; 1-\alpha}^2}$
Trunchiat	bilateral	simetric	$\frac{2S}{\chi_{2(r+1); \frac{\alpha}{2}}^2} \leq MTBF \leq \frac{2S}{\chi_{2(r+1); 1-\frac{\alpha}{2}}^2}$
	unilateral	risc la dreapta	$MTBF \geq \frac{2S}{\chi_{2(r+1); \alpha}^2}$
		risc la stânga	$MTBF \geq \frac{2S}{\chi_{2(r+1); 1-\alpha}^2}$

Observație. Un caz particular foarte frecvent întâlnit este acela al încercărilor trunchiate fără căderi. Media timpului de bună funcționare poate fi estimată considerând funcția cu 2 grade de libertate ($r = 0$; $2(r + 1) = 2$). Pentru un nivel de semnificație $\alpha = 0,10$, în cazul a n produse industriale încercate pe o durată T (fără căderi) se obține intervalul bilateral $2nT/5,991 \leq MTBF < 2nT/0,103$ sau unilateral cu risc stânga $MTBF \geq 2nT/4,605$.

Metoda parametrică

Metoda parametrică constă în acceptarea unei ipoteze referitoare la legea de repartiție urmând ca pe baza datelor experimentale să se estimeze parametrii legii respective. Metodele parametrice pot fi analitice sau grafice.

1. *Procedeu analitic* de estimare a parametrilor se bazează pe metoda verosimilității maxime. Metoda verosimilității maxime permite determinarea estimatorilor punctuali. Se consideră cunoscută legea de repartiție a unei populații statistice și funcția densității de probabilitate depinde de anumiți parametri $\theta_1, \theta_2, \theta_3$ etc. Acești parametri sunt estimatori punctuali.

Fie un eșantion de volum n conținând valorile x_1, x_2, \dots, x_n , ale unei caracteristici X a populației, cu densitatea de probabilitate $f(x; \theta_1, \theta_2, \dots)$. Se numește funcția de verosimilitate expresia:

$$L = f(x_1, \theta_1, \theta_2, \dots) f(x_2, \theta_1, \theta_2, \dots) \dots f(x_n, \theta_1, \theta_2, \dots) = \prod_{i=1}^n f(x_i, \theta_1, \theta_2, \dots) \quad (9.22)$$

Parametrii $\theta_1, \theta_2, \dots$ corespund valorii maxime a funcției L . Prin urmare, estimatorii punctuali $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots$ ai acestora se obțin din soluțiile ecuațiilor $\left(\frac{\partial L}{\partial \theta_1}\right)_{\hat{\theta}_1} = \left(\frac{\partial L}{\partial \theta_2}\right)_{\hat{\theta}_2} = \dots = 0$.

Se consideră un eșantion epuizat la care valorile experimentale se supun legii Weibull cu $\gamma = 0$. Conform relațiilor, (4.11) (4.14) și (4.15) se fac notațiile:

$$f(t) = \lambda(t) \exp\left[-\left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^\beta\right], \quad \lambda(t) = \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^{\beta-1}, \quad \delta = \left(\frac{1}{\eta}\right)^\beta, \quad (9.23)$$

de unde se obține

$$f(t) = \beta \delta (t-\gamma)^{\beta-1} \exp\left[-\delta (t-\gamma)^\beta\right]. \quad (9.24)$$

Rezultă expresia funcției de verosimilitate:

$$L = \prod_{i=1}^n f(t_i, \delta, \beta) = \prod_{i=1}^n \delta \cdot \beta \cdot (t_i - \gamma)^{\beta-1} \exp\left[-\delta (t_i - \gamma)^\beta\right],$$

$$L = \delta^n \beta^n \exp\left[-\delta \sum_{i=1}^n (t_i - \gamma)^\beta\right] \prod_{i=1}^n (t_i - \gamma)^{\beta-1}, \quad (9.25)$$

sau sub formă logaritmică:

$$\ln L = n \ln \delta + n \ln \beta - \delta \sum_{i=1}^n (t_i - \gamma)^\beta + (\beta - 1) \sum_{i=1}^n \ln(t_i - \gamma). \quad (9.26)$$

Determinarea parametrilor δ, β și γ se face din condițiile $\frac{\partial}{\partial \beta} \ln L = 0$, $\frac{\partial}{\partial \delta} \ln L = 0$ și

$\frac{\partial}{\partial \gamma} \ln L = 0$, de unde rezultă sistemul de ecuații:

$$\left\{ \begin{array}{l} \delta = \frac{n}{\sum_{i=1}^n (t_i - \gamma)^\beta} \\ \frac{n}{\beta} - \delta \sum_{i=1}^n (t_i - \gamma)^\beta \ln(t_i - \gamma) + \sum_{i=1}^n \ln(t_i - \gamma) = 0 \\ \delta \beta \sum_{i=1}^n (t_i - \gamma)^{\beta-1} - (\beta - 1) \sum_{i=1}^n \frac{1}{(t_i - \gamma)} = 0 \end{array} \right. \quad (9.27)$$

Sistemul de ecuații (9.27) se rezolvă numeric. Uneori, sistemul nu are soluție. În acest caz, sistemul se reduce la primele două ecuații, iar în locul celei de-a treia se introduce condiția minimizării expresiei (9.26), căutând cea mai adecvată valoare a parametrului γ în intervalul $[0; t_{\min})$, unde t_{\min} este cea mai mică valoare a t_i .

Intervalul de încredere pentru MTBF cu un nivel de semnificație α cu risc simetric este de forma:

$$\left[\frac{2 \sum_{i=1}^n (t_i - \hat{\gamma})^\beta}{\chi_{v, \frac{\alpha}{2}}^2} \right]^{\frac{1}{\beta}} \Gamma\left(\frac{1}{\beta} + 1\right) \leq \text{MTBF} \leq \left[\frac{2 \sum_{i=1}^n (t_i - \hat{\gamma})^\beta}{\chi_{v, 1 - \frac{\alpha}{2}}^2} \right]^{\frac{1}{\beta}} \Gamma\left(\frac{1}{\beta} + 1\right), \quad (9.28)$$

cu $v = 2n$ grade de libertate, iar $\hat{\beta}$ și $\hat{\gamma}$ sunt valorile estimate ale parametrilor β și γ .

2) *Metoda grafică* se exemplifică pentru legea Weibull. Rețeaua probabilistă pentru repartiția Weibull (graficul Weibull) are pe axa absciselor și ordonatelor scări logaritmice. Se cunosc circa 25 tipuri de rețele Weibull, dintre care în continuare se prezintă rețeaua Allan Plait.

Graficul se construiește pornind de la funcția de fiabilitate (4.9) scrisă sub forma:

$$R(x) = \exp\left[\frac{-(x - \gamma)^\beta}{\eta}\right] \quad (9.29)$$

unde β este parametrul de formă; η - parametrul de scară; γ - parametrul de localizare; variabila x poate fi timpul t sau numărul de cicluri de solicitare N_c .

Elementele rețelei sunt marcate astfel (fig. 9.5):

- pe axa absciselor A se notează valorile în procente x ;
- pe axa a se notează valorile

$$\ln x; \quad (9.30)$$

- pe axa ordonatelor B se notează valorile $F(x)$ în procente;
- pe b se notează valorile

$$\ln\{-\ln[1 - F(x)]\}. \quad (9.31)$$

Etapele de lucru în utilizarea rețelei Allan Plait sunt:

a. ordonarea crescătoare a șirului de date experimentale:

$$x_1 \leq x_0 \leq \dots \leq x_n, \quad (\text{se alocă valorii maxime } 100\%);$$

b. calculul funcției cumulate de defectare pentru fiecare din cele n date experimentale:

$$F_i = \frac{i - 0,5}{n} 100 [\%] \quad \text{sau} \quad F_i = \frac{i}{n + 1} 100 [\%]; \quad (9.32)$$

9. Determinarea fiabilității

- reprezentarea pe grafic a punctelor de coordonate (x_i, F_i) ;
- se trasează o linie D, printre punctele obținute;
- estimarea parametrului η se realizează prin intersecția dreptei experimentale D cu ordonata 63,3, valorile fiind citite pe scara A;
- estimarea parametrului β se obține ducând o paralelă, D, prin punctul de coordonate $(1; 63,3)$, la dreapta experimentală, până la linia valorilor β (linia b).

Dacă punctele de coordonate (x_i, F_i) sunt situate pe o dreaptă, atunci $\gamma = 0$. În situația în care punctele nu pot fi înscrise pe o dreaptă există două situații: modelul statistic nu este Weibull sau modelul statistic este Weibull, însă trebuie estimat γ . În acest ultim caz, translatarea curbei spre stânga sau spre dreapta se face prin tatonări, dând diferite valori constantei γ până când curba C devine o dreaptă D (fig. 9.6, a, b).

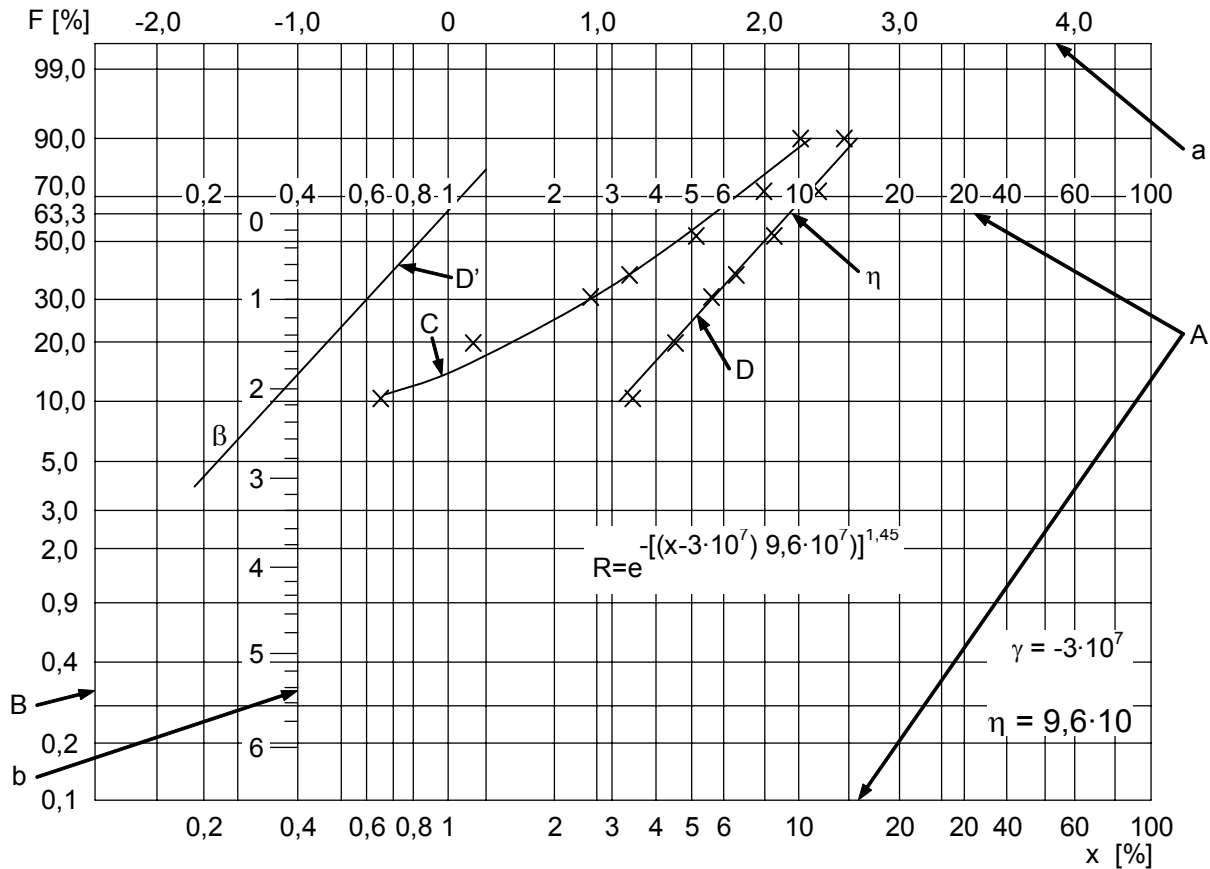


Fig. 9.5. Rețeaua Allan Plait pentru repartiția Weibull

Forma din fig. 9.6, a este specifică fazei de rodaj, iar forma din fig. 9.6, b este specifică sistemelor mecanice uzate. De remarcat că fiabilitatea funcțională a organelor de mașini cu mișcare relativă are alura din fig. 9.5, b.

După efectuarea operației de translatare a curbei, se poate citi valoarea lui γ direct pe grafic. Valoarea acestui parametru se poate estima și printr-o formulă de interpolare.

$$\gamma = \frac{(x_2^2 - x_1 x_3)}{[2x_2 - (x_1 + x_3)]}, \quad (9.33)$$

unde x_1 și x_3 reprezintă abscisele extremelor curbei, iar x_2 abscisa punctului median al frecvențelor relative cumulate.

Sensul fizic al semnului parametrului de localizare γ este:

- $\gamma > 0$, nu pot apărea defectări până la timpul $t = \gamma$;
- $\gamma < 0$, procesul de defectare începe înaintea funcționării propriu-zise, dezvăluind defectuni de fabricație și montaj.

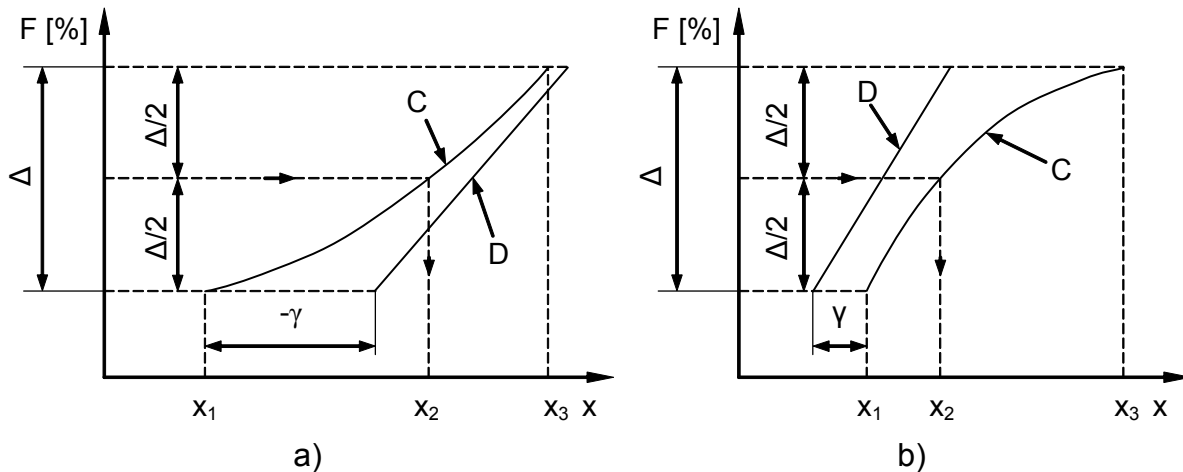


Fig. 9.6. "Redresarea" curbei C într-o dreaptă D:
a – convexitatea spre dreapta; b – convexitatea spre stânga

Utilizarea rețelei Allan Plait se exemplifică pentru interpretarea rezultatelor experimentale privind durata de utilizare a unui lubrifianț (ulei mineral pentru transmisii industriale TIN 125 EP) într-un reductor cu roți dințate cilindrice cu dinți drepți.

Valorile ordonate t_1, t_2, \dots, t_g , exprimate în cicluri și procente, și estimația funcției de repartiție $\hat{F}(t_i) = 100 i / (n + 1)$ sunt indicate în tabelul 9.3.

Punctele de coordonate $x_i = t_i$, $\hat{F}(x_1) = \hat{F}(t_1)$, exprimate în procente, sunt reprezentate în fig. 9.5, scara abscisei fiind 10^7 cicluri/procent. Din fig. 9.5 se observă că punctele sunt dispuse după curba C cu convexitatea spre dreapta. Aplicând schema din fig. 9.5, a, se deduce că:

- $x_2 = t_2 = 4\% = 4 \cdot 10^7$ cicluri,
- $x_1 = t_1 = 0,68\% = 0,68 \cdot 10^7$ cicluri și
- $x_3 = t_3 = 10,2\% = 10,2 \cdot 10^7$ cicluri, iar pe baza relației (9.33) se deduce
- $\gamma = 3,1\% = 3,1 \cdot 10^7$ cicluri.

Prin tatonări se obține $\gamma = 3,1\% = 3,1 \cdot 10^7$ cicluri, astfel că în tabelul 9.3 sunt determinate noile abscise

- $x'_i = x_i + 3\% = t'_i = t_i + 3 \cdot 10^7$ cicluri, exprimate în cicluri și procente.

Tabelul 9.3. Rezultate experimentale privind durabilitatea uleiului TIN 125 EP

$x_i \cdot 10^{-5}$ [cicluri]	68	140	250	340	510	605	810	870	1020
t_i [%]	0,68	1,4	2,5	3,4	5,1	6,0	8,1	8,7	10,2
$\hat{F}(t_i)$ [%]	10	20	30	40	50	60	70	80	90
$x'_i \cdot 10^{-5}$ [cicluri]	368	440	550	640	810	905	1110	1170	1320
t'_i [%]	3,6	4,4	5,5	6,4	8,1	9,0	11,1	11,7	13,2

Reprezentând punctele $[t_i, F(t_i)]$ pe graficul din figura 9.5 rezultă dreapta D.

La intersecția dreptei D cu orizontala 63,3% se găsește parametrul de scară $\eta = 9,6 \cdot 10^7$ cicluri. Ducând prin punctul de coordonate (1; 63,3) dreapta D' paralelă cu D și intersectând cu linia β , rezultă $\beta = 1,95$. Ca atare funcția de fiabilitate a lubrifiantului TIN EP pentru ungerea unui reductor cu roți dințate este:

$$R(t) = \exp \left[- \left(\frac{t - 3 \cdot 10^7}{9,6 \cdot 10^7} \right)^{1,95} \right],$$

t fiind numărul de cicluri de solicitare în reductor, $t = 60 \cdot n \cdot t_r$, cu n turația roții conducătoare, în rot/min și t_r - durata de funcționare, în h.

Observație. În prezent, metoda grafică este aplicată pe cale analitică. Astfel, se realizează schimbarea coordonatelor - expresiile (9.21) și (9.31) - pentru "liniarizarea" punctelor experimentale, trasarea dreptelor "printre puncte" se realizează prin regresie liniară (metoda celor mai mici pătrate), iar determinarea coeficientului de localizare γ cel mai adecvat, se face pe baza evaluării corectitudinii liniarizării (v. fig. 9.6). În final, se construiește rețeaua probabilistă care permite verificarea globală a corectitudinii calculului pe baza concordanței dintre curba teoretică liniarizată și punctele experimentale.

9.2.7. Fișa industrială pentru înregistrarea datelor experimentale [15]

Consemnarea datelor experimentale în industrie trebuie să se facă pe fișe speciale care să permită o urmărire și interpretare ușoară a comportării eșantionului.

Fișa este întocmită considerând metoda neparametrică de prelucrare a datelor și este reprezentată în fig. 9.7. În cazul considerării legii repartiției Weibull, fișa încercărilor de fiabilitate va fi însoțită de graficul Weibull.

9.3. Fiabilitatea operațională (în exploatare) [2, 13, 17]

Fiabilitatea în exploatare (operațională) este fiabilitatea determinată în condițiile reale de funcționare. În unele cazuri, unde încercările de laborator sunt neeconomice (la întrerupătoare de înaltă tensiune, mașini electrice și transformatoare de mare putere, de intervenție (rapoarte de defectări) (fig. 9.8). Fișele se clasifică pentru a reprezenta eșantioane omogene. Informațiile culese din aceste fișe (rapoarte) sunt prelucrate cu ajutorul metodelor prezentate în paragraful anterior.

9.4. Utilizarea analizelor de fiabilitate [2, 13, 17]

Rezultatele analizelor interpretate comparativ și critic fundamentează planurile de măsuri având implicații în proiectare, producție și exploatare.

Acest lucru presupune existența unui sistem informațional (fig. 9.9) bine organizat care să funcționeze sistematic și operativ.

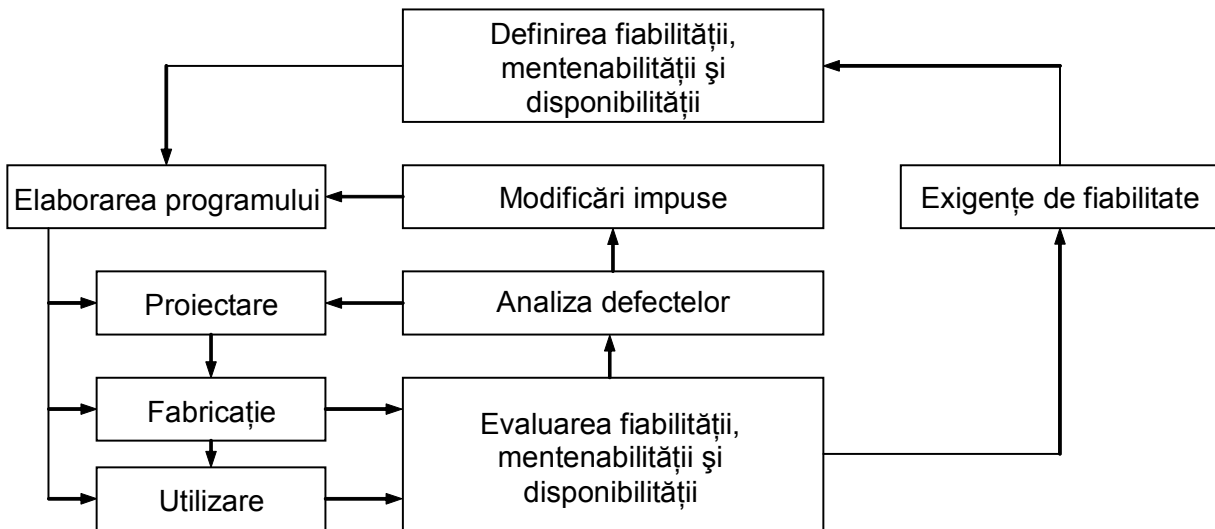


Fig. 9.9. Organigrama fluxului informațional al sistemului de asigurare a calității dintr-o întreprindere