

9 Noțiuni de teoria reînnoirii

Modelele de teoria fiabilității își propun să studieze și evalueze calitatea sistemelor în funcție de modul lor de funcționare. Fiabilitatea este deci un indicator de calitate. Teoria reînnoirii își propune să determine *ce trebuie* făcut ca un sistem să fie menținut în stare de bună funcționare sau să determine când vor fi înlocuite componentele care se defectează, sau când trebuie înlocuit întregul sistem. Modelele de teoria reînnoirii sunt de mai multe tipuri și anume:

1. Reînnoirea/înlocuirea la cădere;
2. Reînnoirea/înlocuirea după vârstă;
3. Reînnoirea/înlocuirea cu reparare;
4. Înlocuirea la depreciere.

În acest capitol vom prezenta câteva modele de teoria reînnoirii.

9.1 Reînnoirea la cădere

Se presupune că sistemul, sau componente ale sale, se înlocuiesc atunci când ele cad. Să presupunem că durata aleatoare X de funcționare până la cădere a componentei sau sistemului are funcția de repartiție $F(x)$. *Viața* sistemului evoluează în timp astfel: sistemul este pus în funcțiune la momentul $t = 0$; după o perioadă de timp X_1 componenta cade, este înlocuită instantaneu și sistemul funcționează o perioadă de timp X_2 și a.m.d. Pe un interval de timp $(0, t)$ vor avea loc un număr aleator de înlocuiri $N(t)$. Duratele de funcționare $\{X_n\}_{n \geq 1}$ sunt deci variabile aleatoare presupuse independente și identic repartizate având funcția de repartiție $F(t)$. Dacă $F(t)$ este cunoscut, atunci se pune problema determinării repartiției lui $N(t)$, deoarece acesta reprezintă numărul de înlocuiri (piese/componente de schimb!) necesare pentru ca sistemul să funcționeze pe $(0, t)$. Mărimea $M(t) = E[N(t)]$ este deci *numărul mediu de înlocuiri* pe $(0, t)$. Să descriem acum mai precis matematic cele prezentate anterior.

Definiția 9.1. *Procesul stochastic $\{X_n\}_{n \geq 1}$ pentru care $X_i, i \geq 1$ sunt variabile aleatoare independente și identic repartizate având funcția de repartiție $F(t) \geq 0, t \geq 0, (F(t) = 0 \text{ când } t < 0)$ se numește proces elementar de reînnoire, sau simplu, proces de reînnoire. Procesul stochastic $N(t)$ care reprezintă numărul de înlocuiri determinate pe $(0, t)$ de procesul de reînnoire $\{X_n\}_{n \geq 1}$ se numește proces numărabil de reînnoire. Mărimea $N(t)$ se mai numește variabilă de reînnoire, iar valoarea sa medie $M(t) = E[N(t)]$ se numește funcție de reînnoire.*

Se observă că $N(t)$ este determinat de $\{X_n\}_{n \geq 1}$ și de aceea de multe ori denumirea *proces de reînnoire* desemnează pe oricare din ele.

Să mai observăm că $N(t) = n$ dacă este satisfăcută relația

$$S_n \leq t < S_{n+1}, \text{ unde } S_n = \sum_{i=1}^n X_i. \quad (9.1)$$

Fiind date două funcții de repartiție $F(x), G(x)$ ce corepund variabilelor aleatoare independente X, Y , se știe că funcția de repartiție $H(z)$ a sumei $Z = X + Y$ este produsul de convoluție al funcțiilor F și G , adică

$$H(z) = \int_{-\infty}^{\infty} F(z-y) dG(y). \quad (9.2)$$

Dacă X, Y sunt durate în funcționare (adică sunt pozitive) atunci

$$H(z) = \int_0^z F(z-y) dG(y) \quad (9.2')$$

iar dacă F, G admit respectiv densități de repartiție f, g atunci densitatea $h(z)$ a lui Z este

$$h(z) = \int_0^z f(z-y)g(y)dy. \quad (9.2'')$$

În cele ce urmează vom nota $F^{(n)}(x)$ produsul de convoluție al lui F cu el însuși de n ori, adică

$$F^{(n)}(x) = (F * F * \dots * F)(x), \quad F^{(1)}(x) = F(x) \quad (9.3)$$

și notăm

$$F^{(0)}(x) = \begin{cases} 1, & \text{daca } x \geq 0 \\ 0 & \text{daca } x < 0, \end{cases} \quad (F^{(0)} * F^{(1)})(x) = F^{(1)}(x). \quad (9.3')$$

Funcția $F^{(0)}(x)$ se mai numește *funcția treaptă* sau *funcția lui Heaviside*.

Propoziția 9.1. *Cu notațiile de mai sus are loc formula*

$$P[N(t) = n] = F^{(n)}(t) - F^{(n+1)}(t). \quad (9.4)$$

Demonstrație. Considerăm evenimentele aleatoare

$$A = \{S_n \leq t\}, \quad B = \{S_{n+1} \leq t\}, \quad B \subset A.$$

De aici rezultă

$$P[N(t) = n] = P[S_n \leq t, S_{n+1} > t] =$$

$$= P(A \setminus B) = P(A) - P(B) = F^{(n)}(t) - F^{(n+1)}(t)$$

și propoziția este demonstrată.

Observații. 1. Din propoziția 9.1 rezultă că

$$P[N(t) \geq n] = F^{(n)}(t). \quad (9.4')$$

2. Dacă F este IFR cu media $\mu_1 = \int_0^\infty x dF(x)$, atunci conform teoremei 8.3, pentru $t < \mu_1$ avem $F(t) < 1 - e^{-\frac{t}{\mu_1}}$ de unde

$$P[N(t) \geq n] = F^{(n)}(t) \leq 1 - \sum_{i=1}^n \frac{(\frac{t}{\mu_1})^i}{i!} e^{-\frac{t}{\mu_1}}. \quad (9.4'')$$

Formula (9.4'') se poate demonstra și ținând seama de faptul (cunoscut din Cap 1) că dacă $X_i, i \geq 1$ au repartiții exponențiale de parametru $\lambda = \frac{1}{\mu_1}$ și sunt independente, atunci $N(t)$ este PPO deci repartiția sa este

$$P[N(t) = n] = \frac{(\lambda t)^n}{n!} e^{-\lambda t}.$$

Teorema 9.1. *Funcția de reînnoire $M(t) = E[N(t)]$ satisface următoarea ecuație integrală*

$$M(t) = \int_0^t [1 + M(t-x)] dF(x). \quad (9.5)$$

Această ecuație se numește ecuația reînnoirii.

Demonstrație. Conform propoziție 9.1 avem

$$\begin{aligned} M(t) &= \sum_{k=1}^{\infty} k P[N(t) = k] = \sum_{k=1}^{\infty} k [F^{(k)}(t) - F^{(k+1)}(t)] = \\ &= F^{(1)}(t) - F^{(2)}(t) + 2F^{(2)}(t) - 2F^{(3)}(t) + \dots = \sum_{k=1}^{\infty} F^{(k)}(t). \end{aligned} \quad (9.5')$$

Deoarece $F^{(k)}(t)$ este produs de convoluție avem

$$F^{(k)}(t) = \int_0^t F^{(k-1)}(t-x) dF(x) = (F^{(k-1)} * F)(x),$$

de unde

$$M(t) = F(t) + \sum_{k=1}^{\infty} \int_0^t F^{(k)}(t-x) dF(x) =$$

$$= \int_0^t [1 + \sum_{k=1}^{\infty} F^{(k)}(t-x)] dF(x).$$

Tinând seama de (9.5') rezultă ecuația reînnoirii (9.5).

Ecuația (9.5) este o ecuație integrală de tip Voltera și ea se mai numește *Ecuația fundamentală a reînnoirii*; funcția necunoscută este $M(t)$. O problemă importantă este deci rezolvarea ecuației reînnoirii. Rezolvarea acestei ecuații se realizează ceva mai ușor când $F(t)$ admite densitate de repartiție $f(t)$.

În acest caz există și *densitatea de reînnoire*

$$m(t) = \frac{dM(t)}{dt}.$$

Dacă $f^{(k)}(t)$ este produsul de convoluție al densității de repartiție al lui f cu el însuși de k ori, atunci evident

$$f^{(k)}(t) = \int_0^t f^{(k-1)}(t-x)f(x)dx, \quad m(t) = \int_0^t [1 + m(t-x)]f(x)dx. \quad (9.6)$$

Ecuația (9.6) satisfăcută de $m(t)$ se numește *ecuația densității de reînnoire*. Dacă se cunoaște $m(t)$, atunci funcția de reînnoire $M(t)$ se calculează cu formula

$$M(t) = \int_0^t m(u)du. \quad (9.6')$$

Pentru rezolvarea ecuației reînnoirii/densității de reînnoire se poate proceda fie numeric, fie folosind *transformata Laplace*.

Pentru **a rezolva numeric** ecuația densității de reînnoire se pornește de la o *aproximantă* inițială $m_0(t)$, $t \in [0, t]$. Această aproximantă este un tabel de forma

$$\begin{pmatrix} x_1 & x_2 & \dots & x_p \\ m_{01} & m_{02} & \dots & m_{0p} \end{pmatrix}, \quad p \in \mathcal{N}^+.$$

În tabel sunt deci valorile lui $m_0(t)$ date pe o rețea de puncte $0 = x_1 < x_2 < \dots < x_p = t$. Ecuația (9.6) ne conduce la formula iterativă

$$m_{i+1}(t) = \int_0^t [1 + m_i(t-x)]f(x)dx, \quad i \geq 0 \quad (9.6'')$$

care se calculează numeric folosind formule cunoscute de cuadratură. Dându-se o eroare $\epsilon > 0$, suficient de mică soluția numerică este cea aproximantă $m_i(t)$ pentru care $\sup_t \|m_{i+1}(t) - m_i(t)\| \leq \epsilon$. Desigur, toate aproximantele $m_i(t)$ se calculează în punctele grilei alese x_1, x_2, \dots, x_p . Din valorile densității de reînnoire se deduc apoi prin integrare valorile numerice ale funcției de reînnoire, folosind (9.6) în care integrarea se face numeric.

Desigur, valorile numerice ale funcției de reînnoire $M(t)$ se pot deduce prin același principiu iterativ, discretizând în prealabil integrala Stieltjes din (9.5).

Rezolvarea ecuației densității de reînnoire folosind transformata Laplace. Vom defini mai întâi această transformată pentru funcții care au suportul pe $(0, \infty)$.

Definiția 9.2. Fiind dată funcția $g(x)$, cu suportul $(0, \infty)$ se numește transformata Laplace a sa, când aceasta există, funcția $g^*(s)$ definită pe mulțimea numerelor complexe \mathcal{C} dată de relația

$$g^*(s) = \int_0^\infty e^{-st} g(t) dt, \quad s = x + iy, \quad s \in \mathcal{C}, i = \sqrt{-1}. \quad (9.7)$$

Funcția $g(t)$ se numește *originalul* și funcția $g^*(s)$ se numește *transformata*. Pentru aflarea originalului se folosesc uneori tabele. Următorul tabel conține originalele și transformatele unor funcții obișnuite, densități de repartiție.

Tabel cu transformate Laplace

	$g(t)$	$g^*(s)$
1.	$\lambda e^{-\lambda t}, \lambda > 0, t > 0$	$\frac{\lambda}{\lambda + s}$
2.	$\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-\frac{(t-m)^2}{2\sigma^2}}, m > 0, \sigma > 0$	$e^{-ms + \frac{s^2\sigma^2}{2}}$
3.	$\frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} t^{\alpha-1} e^{-\beta t}, t > 0, \alpha, \beta > 0$	$\frac{\beta^\alpha}{(s+\beta)^\alpha}$
4.	$\lambda, t > 0, \lambda > 0$	$\frac{\lambda}{s}$
5.	$t^n e^{-\lambda t}, t > 0, n \in \mathcal{N}^+$	$\frac{n!}{(\lambda + s)^{n+1}}$

Din linia 1. se vede că originalul funcției $g^*(s) = \frac{\lambda}{\lambda + s}$ este $g(t) = \lambda e^{-\lambda t}$ iar din linia 4., originalul funcției $g^*(s) = \frac{\lambda}{s}$ este $g(t) = \lambda = \text{const.}$

Observație. Orice funcție $f(t), t > 0$ care are proprietatea că $|f(t)| \leq ce^{-at}, a > 0, c > 0$ are transformată Laplace pentru $x = \text{Re}(s) > a$.

Intr-adevăr, aceasta rezultă din relațiile

$$\begin{aligned} |f^*(s)| &= \left| \int_0^\infty e^{-st} f(t) dt \right| \leq \int_0^\infty |f(t) e^{-(x+iy)t}| dt \leq \\ &\leq \int_0^\infty ce^{at} e^{-xt} |\cos(yt) + i \sin(yt)| dt = \int_0^\infty ce^{(a-x)t} dt < \infty, \quad x = \text{Re}(s) > a. \end{aligned}$$

S-a folosit și faptul că $|\cos(yt) + i \sin(yt)| = 1$.

Propoziția 9.2. Transformata Laplace are următoarele proprietăți

$$(c_1 f_1 + c_2 f_2)^*(s) = c_1 f_1^*(s) + c_2 f_2^*(s), \quad (\text{liniaritatea}); \quad (9.8)$$

$$(f_1 * f_2)^*(s) = f_1^*(s)f_2^*(s). \quad (9.9)$$

Demonstrație. Demonstrația liniarității este evidentă. Formula (9.9), care spune că transformata Laplace a produsului de convoluție a două funcții este produsul transformatelor Laplace al celor două funcții, se demonstrează astfel

$$\begin{aligned} (f_1 * f_2)^*(s) &= \int_0^\infty e^{-st} \left[\int_0^t f_1(t-x)f_2(x)dx \right] dt = \\ &= \int_0^\infty \int_0^t e^{-s(t-x)} f_1(t-x) dt \int_0^\infty e^{-sx} f_2(x) dx = f_1^*(s)f_2^*(s). \end{aligned}$$

Proprietățile transformatei Laplace ne permit rezolvarea ecuației densității de reînoire. Astfel, dacă aplicăm transformata Laplace ecuației densității de reînoire din (9.6) avem

$$m^*(s) = f^*(s) + m^*(s)f^*(s)$$

de unde se obține transformata Laplace

$$m^*(s) = \frac{f^*(s)}{1 - f^*(s)}. \quad (9.6')$$

Deci pentru o funcție $f(t)$ dată, se calculează $m^*(s)$ iar originalul acestei funcții transformate este soluția ecuației densității de reînoire.

Aplicație. Presupunem că $f(t) = \lambda e^{-\lambda t} I_{(0,\infty)}(t)$ adică durată în funcționare are repartiție exponențială de parametru λ . Atunci

$$f^*(s) = \int_0^\infty \lambda e^{-\lambda x} e^{-sx} dx = \int_0^\infty \lambda e^{-(\lambda+s)x} dx = \frac{\lambda}{\lambda+s}.$$

Deci conform (9.6')

$$m^*(s) = \frac{\frac{\lambda}{\lambda+s}}{1 - \frac{\lambda}{\lambda+s}} = \frac{\lambda}{s}.$$

Din tabelul de mai sus rezultă că originalul funcției $m^*(s) = \frac{\lambda}{s}$ este $m(t) = \lambda = \frac{1}{\mu_1} = \text{const.}$ Funcția de reînoire este deci

$$M(t) = \int_0^t \frac{1}{\mu_1} dx = \frac{t}{\mu_1}$$

și de aici rezultă că

$$M(t+h) - M(t) = \frac{h}{\mu_1}, \quad h > 0. \quad (9.10)$$

Formula (9.10) se interpretează astfel: în cazul repartiției exponențiale, numărul mediu de căderi ce au loc pe un interval de timp de lungime h este egal cu lungimea intervalului înmulțită cu rata căderilor $\frac{1}{\mu_1}$.

Se arată [4] că pentru o clasă largă de repartiții ale căderilor are loc relația

$$\lim_{t \rightarrow \infty} [M(t+h) - M(t)] = \frac{h}{\mu_1}, \quad (9.10')$$

ceea ce înseamnă că asimptotic, sistemele de fiabilitate se comportă ca și cum duratele în funcționare ar fi repartizate exponențial. Acest fapt evidențiază încă odată importanța repartiției exponențiale în teoria fiabilității și reînnoirii.

În continuarea acestei secțiuni vom demonstra câteva proprietăți ale funcției de reînnoire $M(t)$ și ale variabilei de reînnoire $N(t)$.

Teorema 9.2. *Dacă funcția F are media μ_1 atunci are loc convergența aproape sigură*

$$\frac{N(t)}{t} \xrightarrow{a.s.} \frac{1}{\mu_1}. \quad (9.11)$$

Demonstrație. Să observăm că

$$\frac{S_{N(t)}}{N(t)} \leq \frac{t}{N(t)} < \frac{S_{N(t)+1}}{[N(t)+1] \frac{N(t)}{N(t)+1}}.$$

Conform *legii numerelor mari*, $\frac{S_{N(t)}}{t} \xrightarrow{a.s.} \mu_1$, și trecând la limită în relația precedentă deducem $\frac{N(t)}{t} \xrightarrow{a.s.} \frac{1}{\mu_1}$. Teorema este demonstrată.

Teorema 9.3. *Dacă F are media μ_1 atunci*

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{M(t)}{t} = \frac{1}{\mu_1}. \quad (9.12)$$

Demonstrație. Mai întâi se observă că

$$E[S_{N(t)+1}] = \mu_1[M(t) + 1]. \quad (9.12')$$

De asemenea, din definiția lui $N(t)$ avem

$$E[S_{N(t)+1}] \geq t \quad (9.13)$$

deci

$$M(t) \geq \frac{t}{\mu_1} - 1,$$

de unde rezultă că

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{M(t)}{t} \geq \frac{1}{\mu_1}. \quad (9.13')$$

Pentru a demonstra teorema trebuie să demonstrăm inegalitatea contrară inegalității (9.13'). Să considerăm *procesul de reînnoire cenzurat* definit pentru un $c > 0$ astfel: $X_i^{(c)} = \min\{X_i, c\}$ și fie $N^{(c)}(t)$ procesul numărabil de reînnoire asociat lui $\{X_i^{(c)}\}_{i \geq 1}$. Atunci $N^{(c)}(t) \geq N(t)$, $M^{(c)}(t) = E[N^{(c)}(t)]$ și $M^{(c)}(t) \geq M(t)$. Notând $\mu_1^{(c)} = E[X_i^{(c)}]$ are loc pentru acesta relația asemănătoare relației (9.12') de unde rezultă că

$$\frac{M^{(c)}(t) + 1}{t} = \frac{1}{\mu_1^{(c)}} \frac{E[S_{n^{(c)}(t)+1}]}{t} \leq \frac{1}{\mu_1^{(c)}} \left[1 + \frac{c}{t}\right]. \quad (9.13'')$$

Deoarece $\frac{M(t)}{t} \leq \frac{M^{(c)}(t)}{t}$ dacă ținem seama de (9.13'') și trecem la limită, rezultă

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{M(t)}{t} \leq \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{M^{(c)}(t)}{t} = \frac{1}{\mu_1^{(c)}}.$$

Dar $\lim_{c \rightarrow \infty} \mu_1^{(c)} = \mu_1$ de unde rezultă

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{M(t)}{t} \leq \frac{1}{\mu_1}.$$

Teorema este deci demonstrată.

Alte proprietăți ale transformatei Laplace. Aceste proprietăți, pe care le vom enumera mai jos, sunt utile în rezolvarea ecuațiilor de reînnoire.

Teorema 9.4. (1). *Dacă*

$$f_1(t) = \begin{cases} f(t - \tau), & \text{dacă } t \geq \tau \\ 0, & \text{dacă } t < \tau \end{cases}$$

atunci

$$f_1^*(z) = e^{-sz} f^*(z), \quad z \in dc.$$

(2). *Dacă f admite transformată Laplace, atunci*

$$\int_0^\infty e^{-zt} f(t) e^{-\lambda t} dt = f^*(\lambda + z)$$

(3). *Dacă $f^{(n)}(t) = \frac{d^n f(t)}{dt^n}$ atunci*

$$\int_0^\infty f^{(n)}(t) e^{-zt} dt = z^n f^*(z) - z^{n-1} f(0) - z^{n-2} f'(0) - \dots - f^{(n-1)}(0).$$

$$(4). \lim_{t \rightarrow \infty} z f^*(z) = f(0).$$

$$(5). \text{ Dacă } \lim_{t \rightarrow \infty} f(t) = f(\infty) \quad \text{atunci} \quad \lim_{z \rightarrow 0} z f^*(z) = f(\infty).$$

Originalul unei transformate Laplace se poate calcula folosind următoarea formulă de inversiune

$$f(t) = \frac{1}{2\pi i} \int_{c-i}^{c+i} f^*(z) e^{zt} dz, \quad z \in \mathcal{C}$$

unde integrala se calculează în planul complex pe dreapta $Re(z) = c > a$, unde a are semnificația din observația anterioară propoziției 9.2.

Calculul funcției original se ușurează când transformata Laplace $f^*(z)$, $z \in \mathcal{C}$ este o funcție rațională, adică un raport de forma

$$f^*(z) = R(z) = \frac{P(z)}{Q(z)}, \quad P, Q - \text{polinoame}, \quad gr(P) < gr(Q) = n. \quad (9.15)$$

Să notăm z_k rădăcinile lui $Q(z)$ (adică z_k sunt *polii* fracției $R(z)$) și să presupunem că z_k este rădăcină cu gradul de multiplicitate s_k , $s_k \in \mathcal{N}^+$. Atunci fracția $R(z)$ se descompune în fracții simple de forma

$$R(z) = \sum_{k \geq 1} \left[\frac{A_{k1}}{z - z_k} + \frac{A_{k2}}{(z - z_k)^2} + \dots + \frac{A_{ks_k}}{(z - z_k)^{s_k}} \right]. \quad (9.15')$$

Aplicând formula de inversiune în (9.15') se deduce, prin calcule laborioase, că originalul lui $f^*(z) = R(z)$ este

$$\begin{aligned} f(t) &= \frac{1}{2\pi i} \int_{c-i}^{c+i} R(z) dz = \\ &= \sum_{k \geq 1} \left[A_{k1} + \frac{A_{k2}}{1!} t + \dots + \frac{A_{ks_k}}{(s_k - 1)!} t^{s_k - 1} \right] e^{z_k t} = \sum_{k \geq 1} P_k(t) e^{z_k t} \end{aligned} \quad (9.16)$$

unde $P_k(t)$ sunt polinoame cu $gr(P_k) = s_k - 1$.

În cazul când rădăcinile z_k sunt simple, $1 \leq k \leq n$ atunci se observă cu ușurință că

$$f^*(z) = R(z) = \sum_{k=1}^n \frac{A_k}{z - z_k}, \quad A_k = \frac{P(z_k)}{Q'(z_k)} \quad (9.17)$$

iar funcția original este

$$f(t) = \sum_{k=1}^n A_k e^{z_k t}. \quad (9.17')$$

Dacă Z_k este rădăcină complexă, $z_k = \alpha_k + i\beta_k$, atunci

$$e^{z_k t} = e^{\alpha_k t} (\cos(\beta_k t) + i \sin(\beta_k t)). \quad (9.18)$$

Formulele (9.17') și (9.18) stabilesc deci în final forma funcției $f(t)$. Să mai observăm că echivalența între (9.17') și (9.17) se poate deduce dacă aplicăm lui (9.17') transformata Laplace, care conduce direct la (9.17).

Aplicație. Fie transformata Laplace de forma

$$f^*(z) = \frac{1}{z(z+1)},$$

care are polii $z_1 = 0, z_2 = -1$. Descompusă în fracții simple transformata devine

$$f^*(z) = \frac{1}{z} - \frac{1}{z+1}.$$

Aplicând (9.17') deducem originalul $f(t) = 1 - e^{-t}$.

9.2 Înlocuirea după vârstă

Multe sisteme reale pot fi periculoase dacă se defectează; de exemplu sistemul de aprovizionare cu energie electrică poate cauza când cade, pagube mari altor sisteme care lucrează cu energie electrică; pot exista nenumărate alte exemple legate alimentarea cu apă, ecologie, etc. Deci este necesar ca astfel de sisteme să fie înlocuite *înainte* ca ea să cadă, adică înlocuirea se realizează după o perioadă fixată T (adică la *vârsta* T) sau când sistemul a căzut. Acest mod de înlocuire se numește *după vârstă*. (Se observă că duratele în funcționare sunt cenzurate de T la dreapta, cenzură de tipul I). Desigur și aici ne interesează numărul mediu de înlocuiri pe un interval de timp $(0, t)$, $t > T$.

Propoziția 9.3 *Probabilitatea $\bar{S}_T(t)$ ca sistemul să nu cadă înainte de momentul t (adică fiabilitatea la momentul t), când înlocuirea se face după vârstă, este*

$$\bar{S}_T(t) = [\bar{F}(T)]^n \bar{F}(t - nT), \quad (9.19)$$

unde F este funcția de repartiție a căderilor, $\bar{F}(t) = 1 - F(t)$, $nT \leq t < (n+1)T$.

Demonstrație. Conform regulii de reînnoire, se fac n înlocuiri pe $[0, t)$ (fără ca sistemul să fi căzut!) și sistemul nu a căzut nici pe intervalul $(t, (n+1)T)$, $T < t$. Desigur, înlocuirile sunt independente și de aici rezultă formula (9.19).

Acum putem stabili

Teorema 9.5. Pentru $T_1 < T_2 < t$ avem $\overline{S}_{T_1}(t) \geq \overline{S}_{T_2}(t)$ dacă și numai dacă F este IFR și are densitate.

Demonstrație. Cu alte cuvinte vrem să arătăm că $\overline{S}_T(t)$ este descrescătoare în T . Să derivăm (9.19) în raport cu T . Avem

$$\begin{aligned}\overline{S}'_T(t) &= -n[\overline{F}(T)]^{n-1}f(T)\overline{F}(t-nT) + n[\overline{F}(T)]^n f(t-nT) = \\ &= n[\overline{F}(T)]^{n-1}[-f(T)\overline{F}(t-nT) + \overline{F}(T)f(t-nT)].\end{aligned}\quad (9.19')$$

Deoarece F este IFR și $t-nT < T$ avem

$$\frac{f(t-nT)}{\overline{F}(t-nT)} < \frac{f(T)}{\overline{F}(T)}.\quad (9.19'')$$

Tinând seama de (9.19'') în (9.19') rezultă că $\overline{S}'_T(t) < 0$, adică derivata în raport cu T a lui $\overline{S}_T(t)$ este negativă și deci teorema este demonstrată.

Se observă că dacă $T = \infty$ atunci $\overline{S}_\infty(t) = \overline{F}(t)$, (pentru că înlocuirea se face la cădere!). Din teorema 9.5 rezultă deci că dacă $T < \infty$ atunci

$$\overline{S}_T(t) \geq \overline{F}(t)\quad (9.20)$$

ceea ce înseamnă că înlocuirea după vârstă mărește probabilitatea de supraviețuire, adică această înlocuire după vârstă este mai bună.

Să mai observăm că valoarea medie a intervalului de timp de înlocuire până la prima cădere este

$$E^1(T) = \int_0^T \frac{x dF(x)}{F(T)} = \frac{\int_0^T [1-F(x)]dx}{F(T)} = \frac{\int_0^T \overline{F}(x)dx}{F(T)}.\quad (9.21)$$

Dar $E^1(T)$ este timpul mediu de funcționare până la prima cădere care poate fi calculat și cu formula

$$E^1(T) = \int_0^T \overline{S}_T(x)dx$$

iar conform teoremei 9.5, pentru $T_1 < T_2$ avem $\overline{S}_{T_1}(t) \geq \overline{S}_{T_2}(t)$ de unde se deduce că $E^1(T_1) \geq E^1(T_2)$, adică media $E^1(T)$ este descrescătoare în T . În particular, $E^1(T) \geq \mu_1$, $T < \infty$ unde μ_1 este media lui F .

Teorema 9.6. Dacă F este IFR cu densitatea f și media μ_1 , atunci

$$\mu_1 \leq E^1(T) \leq \frac{1}{f(0)}\quad (9.22)$$

$$E^1(T) \geq \frac{p}{-\log(1-p)}, \quad T \leq \xi_p\quad (9.22')$$

unde ξ_p este p -cuantila lui F adică $F(\xi_p) = p$.

Demonstrație. Inegalitatea (9.22) din stânga este cunoscută, conform celor menționate anterior. Inegalitatea (9.22) din dreapta se demonstrează astfel: din ipoteza ca F este IFR rezultă

$$h(0) = \frac{f(0)}{\overline{F}(0)} \leq \frac{f(x)}{\overline{F}(x)}, \text{ sau } \overline{F}(x) \leq \frac{f(x)}{f(0)}.$$

De aici rezultă că

$$E^1(T) = \frac{\int_0^T \overline{F}(x)dx}{\overline{F}(T)} \leq \frac{\int_0^T f(x)dx}{\overline{F}(T)f(0)} = \frac{1}{f(0)}.$$

(In relațiile de mai sus s-au folosit formulele $\overline{F}(0) = 1$ și $F(T) = \int_0^T f(x)dx$). Deci relația (9.22) este demonstrată.

Pentru a demonstra (9.22') să observăm că din $x \leq \xi_p$, conform lemei 8.2 avem $\overline{F}(x) \geq [\overline{F}(\xi_p)]^{\frac{x}{\xi_p}}$

De aici avem

$$\int_0^T \overline{F}(x)dx \geq \frac{\xi_p[1 - F(\xi_p)]^{\frac{T}{\xi_p}}}{-\log \overline{F}(\xi_p)}$$

și

$$F(t) \leq 1 - [\overline{F}(\xi_p)]^{\frac{T}{\xi_p}}$$

deci

$$E^1(T) = \frac{\int_0^\infty \overline{F}(x)dx}{F(T)} \geq \frac{\xi_p}{-\log \overline{F}(\xi_p)} = \frac{\xi_p}{-\log(1-p)}.$$

Inegalitatea (9.22') este demonstrată.

Aplicație. Să considerăm un sistem format din n componente independente fiecare având funcția de repartiție a căderilor $F(t)$ și să notăm cu $G_n(t)$ funcția de repartiție a duratei în funcționare a sistemului (funcția de repartiție a căderilor pentru acest sistem). Să considerăm acum timpul mediu de funcționare $E_n(T)$ până la prima cădere a sistemului când înlocuirea se face după vârsata T adică

$$G_n(T) = \frac{\int_0^T \overline{G}_n(x)dx}{G_n(T)}.$$

Dacă sistemul este conectat în serie atunci se știe că

$$G_n(t) = 1 - [\overline{F}(t)]^n.$$

Să presupunem că F este IFR. Să arătăm că

$$E_n(\infty) \geq \frac{\mu_1}{n}. \quad (9.23).$$

Intr-adevăr, să observăm că

$$E_n(\infty) = \int_0^\infty \overline{G}_n(x) dx = \int_0^\infty [\overline{F}(x)]^n dx \geq \int_0^\infty [\overline{G}(x)]^n dx$$

unde

$$\overline{G}(x) = e^{-\frac{x}{\mu_1}}$$

este funcția de fiabilitate exponențială care are media μ_1 ca și F . Deci

$$\int_0^\infty [\overline{G}(x)]^n dx = \int_0^\infty e^{-\frac{nx}{\mu_1}} dx = \frac{\mu_1}{n}.$$

Dar $E_n(T)$ este descrescătoare în T de unde

$$E_n(T) \geq E_n(\infty) \geq \frac{\mu_1}{n}$$

adică (9.23) este demonstrată.

Aici se vede încă odată că repartiția exponențială joacă un rol important în teoria fiabilității și reînnoirii.

9.3 Înlocuirea cu reparare

În secțiunile 9.1 și 9.2 s-a presupus că înlocuirea se face instantaneu. Aici presupunem că operația de înlocuire are o durată aleatoare de repartiție dată. Deci *viața* unui sistem începe cu o durată de funcționare X_1 urmată de o durată de reparație (înlocuire) Y_1 , urmată de o durată de funcționare X_2 urmată de o durată de înlocuire Y_2 și a.m.d. Presupunem că $\{X_i\}_{i \geq 1}, \{Y_i\}_{i \geq 1}$ sunt independente și identic repartizate având respectiv funcțiile de repartiție $F(x), G(x)$. Deci $\{X_i\}, \{Y_i\}$ sunt două procese de reînnoire *intercalate*. Viața sistemului începe la un moment inițial (prin convenție momentul $t = 0$) cu o durată în funcționare X sau o durată de reparație Y . Ne interesează să studiem variabilele de reînnoire de forma $N_{ij}(t)$ care reprezintă numărul de treceri din starea i la momentul zero în starea j la momentul t , stările putând fi $i = 0$ -stare de cădere (reparare), $i = 1$ -stare de funcționare.

Să observăm că pentru două valori consecutive X_i, Y_i (care definesc un ciclu din viața sistemului) putem considera funcția de repartiție $H(x)$ a duratei $Z_i = X_i + Y_i$ a ciclului care este dată de produsul de convoluție

$$H(x) = \int_0^x F(x-y)dg(y) = \int_0^x G(x-y)dF(y). \quad (9.24)$$

Asemănător cazului reînnoirii la cădere, și în cazul înlocuirii cu reparare suntem interesați să cunoaștem $M_{ij}(t) = E[N_{ij}(t)]$, $i, j = 0, 1$ - numărul mediu de înlocuiri pe intervalul de timp $(0, t)$ când sistemul evoluează din

starea i la momentul $t = 0$ în starea j la momentul $t, t > 0$. Funcțiile $M_{ij}(t)$ sunt *funcții de reînnoire* asemănătoare funcției $M(t)$ introdusă în secțiunea 9.1. Pentru aceste funcții este valabilă

Teorema 9.6 *Funcțiile $M_{ij}(t)$ satisfac următoarele ecuații integrale*

$$M_{11}(t) = \int_0^t M_{01}(t-x) dF(x) \quad (9.25)$$

$$M_{01}(t) = \int_0^t [1 + M_{11}(t-x)] dG(x) \quad (9.26)$$

$$M_{10}(t) = \int_0^t [1 + M_{00}(t-x)] dF(x) \quad (9.27)$$

$$M_{00}(t) = \int_0^t M_{10}(t-x) dG(x). \quad (9.28)$$

Demonstrație. Vom demonstra ecuația (9.27), celelalte demonstrându-se în mod asemănător. Se observă că în acest caz sistemul se află în starea 1 la momentul $t = 0$ și ajunge în starea 0 la momentul t . Să considerăm deci suma corespunzătoare

$$S_{X,k}(t) = X + (Y_1 + X_1) + (Y_2 + X_2) + \dots + (Y_k + X_k).$$

Se observă (ca și în demonstrația ecuației reînnoirii) că

$$\begin{aligned} P[N(t) = k] &= P[S_{X(k-1)} \leq t] - P[S_{X,k} < t] = \\ &= [F * H^{(k-1)}](t) - [F * H^{(k)}](t), \\ P[N_{10}(t) = 0] &= 1 - F(t). \end{aligned}$$

unde $H = F * G$ este produsul de convoluție. Din formulele precedente rezultă

$$\begin{aligned} M_{10}(t) &= \sum_{k \geq 1} k P[N_{10}(t) = k] = \\ &= [F * H^{(0)}](t) - [F * H^{(1)}](t) + 2[F * H^{(1)}](t) - \dots + k[F * H^{(k-1)}](t) - [F * H^{(k)}](t) + \dots = \\ &= [F * (1 + H^{(0)} + H^{(1)} + \dots)](t). \end{aligned}$$

Dar $M_{00}(t) = [H^{(0)} + H^{(1)} + \dots](t)$ de unde

$$M_{01}(t) = [F * (1 + M_{00})](t)$$

care este tocmai ecuația (9.27).

Celelalte formule (9.25), (9.26), (9.28) se demonstrează în mod asemănător. Se remarcă o simetrie în formulele (9.25)-(9.28).

Ecuatiile (9.25)-(9.28) reprezintă două sisteme de ecuații integrale ce se rezolvă ca și ecuația de reînnoire. Să vedem cum se folosește transformata Laplace pentru rezolvarea acestor sisteme de ecuații. Aplicând transformata Laplace în relațiile (9.25)-(9.28) se obțin relațiile

$$M_{11}^*(z) = M_{01}^*(z)F^*(z) \quad (9.25')$$

$$M_{01}^*(z) = G^*(z) + M_{11}^*(z) \quad (9.26')$$

$$M_{10}^*(z) = G^*(z) + G^*(z)M_{00}^*(z) \quad (9.27')$$

$$M_{00}^*(z) = G^*(z)M_{10}^*(z). \quad (9.28')$$

Sistemul de ecuații (9.25'),(9.26') conduce la

$$M_{11}^*(z) = \frac{F^*(z)G^*(z)}{1 - F^*(z)G^*(z)} \quad (29)$$

$$M_{01}^*(z) = \frac{G^*(z)}{1 - F^*(z)G^*(z)} \quad (9.30)$$

iar sistemul de ecuații (9.26'),(9.27) conduce la

$$M_{10}^*(z) = \frac{F^*(z)}{1 - F^*(z)G^*(z)} \quad (9.31)$$

$$M_{00}^*(z) = \frac{F^*(z)G^*(z)}{1 - F^*(z)G^*(z)}. \quad (9.32)$$

se observă că $M_{00}^*(z) = M_{11}^*(z)$ ceea ce era de așteptat.

Originalele funcțiilor transformate $M_{ij}^*(z)$ sunt funcțiile de reînnoire $M_{ij}(t)$.

Sistemul de fiabilitate la care ne referim este modelat ca un proces Markov cu două stări ari $i = 0, 1$. Să vedem cum se calculează probabilitatea $P_{ij}(t)$ ca sistemul să evolueze din starea i la momentul $t = 0$ în starea j la momentul t . Să observăm că

$$Z = N_{10}(t) - N_{11}(t) = \begin{cases} 1, & \text{daca sistemul este cazut la momentul } t \\ 0, & \text{altfel} \end{cases} \quad (9.33)$$

adică Z este o variabilă Bernoulli. Deci

$$P_{10}(t) = E[Z] = E[N_{10}(t) - N_{11}(t)] = M_{10}(t) - M_{11}(t), \quad (9.33)$$

$$P_{11}(t) = 1 - P_{10}(t). \quad ((9.34)$$

În mod asemănător se arată că

$$P_{01}(t) = M_{01}(t) - M_{00}(t), \quad P_{00}(t) = 1 - P_{01}(t). \quad (9.35)$$

Rezolvarea efectivă a ecuațiilor de reînnoire se va face calculând densitățile de reînnoire

$$m_{ij}(t) = M'_{ij}(t), \quad (9.36)$$

din care vor rezulta funcțiile de reînnoire

$$M_{ij}(t) = \int_0^t m_{ij}(t) dt. \quad (9.36')$$

Ecuațiile (9.25)-(9.28) se scriu ușor în termeni de densități de reînnoire dacă înlocuim M_{ij} cu m_{ij} . Calculul funcțiilor de reînnoire $M_{ij}(t)$ se realizează astfel: se determină mai întâi densitățile de reînnoire $m_{ij}(t)$ și apoi $M_{ij}(t)$ cu formulele (9.36').

Aplicație. Să presupunem că X_i au repartiție exponențială de parametru λ și Y_i au repartiție exponențială de parametru μ . Densitățile de reînnoire $m_{ij}(t)$ se vor calcula cu formule asemănătoare formulor (9.29)-(9.32). Notând cu f, g densitățile exponențiale de parametri respectiv λ, μ avem

$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x} I_{(0, \infty)}(x), \quad f^*(z) = \frac{\lambda}{\lambda + z} \quad (9.37)$$

$$g(x) = \mu e^{-\mu x} I_{(0, \infty)}(x), \quad g^*(z) = \frac{\mu}{\mu + z}. \quad (9.37')$$

Tinând seama de (9.29)-(9.32) avem

$$m_{11}^*(z) = \frac{\lambda\mu}{z(z + \lambda + \mu)}, \quad m_{01}^*(z) = \frac{\mu(\lambda + z)}{z(z + \lambda + \mu)}. \quad (9.38)$$

$$m_{00}^*(z) = \frac{\lambda\mu}{z(z + \lambda + \mu)}, \quad m_{10}^*(z) = \frac{\lambda(\mu + z)}{z(z + \lambda + \mu)}. \quad (9.38')$$

Descompunerile în fracții simple și originalele corespunzătoare sunt

$$m_{11}^*(z) = \frac{\lambda\mu}{\lambda + \mu} \cdot \frac{1}{z} - \frac{\mu\lambda}{\lambda + \mu} \cdot \frac{1}{z + \lambda + \mu}, \quad m_{11}(t) = \frac{\lambda\mu}{\lambda + \mu} (1 - e^{-(\lambda + \mu)t}) \quad (9.39)$$

$$m_{01}^*(z) = \frac{\lambda\mu}{\lambda + \mu} \cdot \frac{1}{z} + \frac{\mu^2}{\lambda + \mu} \cdot \frac{1}{z + \lambda + \mu}, \quad m_{01}(t) = \frac{\lambda\mu}{\lambda + \mu} + \frac{\mu^2}{\lambda + \mu} e^{-(\lambda + \mu)t}. \quad (9.40)$$

$$m_{00}^*(z) = m_{11}^*(z), \quad m_{00}(t) = m_{11}(t) = \frac{\lambda\mu}{\lambda + \mu} (1 - e^{-(\lambda + \mu)t}) \quad (9.40')$$

Din aceste relații rezultă

$$M_{11}(t) = \frac{\lambda\mu}{\lambda + \mu} t - \frac{\lambda\mu}{(\lambda + \mu)^2} e^{-(\lambda + \mu)t} + \frac{\lambda\mu}{(\lambda + \mu)^2} = M_{00}(t) \quad (9.41)$$

$$M_{01}(t) = \frac{\lambda\mu}{\lambda + \mu}t + \frac{\mu^2}{(\lambda + \mu)^2} - \frac{\mu^2}{(\lambda + \mu)^2}e^{-(\lambda + \mu)t} \quad (9.42)$$

$$M_{10}(t) = \frac{\lambda\mu}{\lambda + \mu}t + \frac{\lambda^2}{(\lambda + \mu)^2} - \frac{\lambda^2}{(\lambda + \mu)^2}e^{-(\lambda + \mu)t}. \quad (9.42')$$

Acum putem calcula și probabilitățile de trecere

$$P_{10}(t) = M_{10}(t) - M_{11}(t) = \frac{\lambda}{\lambda + \mu} \left(1 - e^{-(\lambda + \mu)t}\right) \quad (9.43)$$

$$P_{11}(t) = 1 - P_{10}(t) = \frac{\mu}{\lambda + \mu} + \frac{\lambda}{\lambda + \mu}e^{-(\lambda + \mu)t} \quad (9.43')$$

$$P_{01}(t) = M_{01}(t) - M_{00}(t) = \frac{\mu}{\lambda + \mu} \left(1 - e^{-(\lambda + \mu)t}\right) \quad (9.44)$$

$$P_{00}(t) = 1 - P_{01}(t) = \frac{\lambda}{\lambda + \mu} + \frac{\mu}{\lambda + \mu}e^{-(\lambda + \mu)t}. \quad (9.44')$$

Se observă că, abstracție făcând de un termen exponențial, $M_{ij}(t)$ sunt funcții liniare de t ca și în cazul exponențial pentru ecuația de reînnoire (secțiunea 9.4).

9.4 Inlocuirea la depreciere

În multe situații practice este nevoie să se facă înlocuirea ținând seama de valoarea "la zi" a echipamentelor (în funcție de stadiul lor de amortizare) și de costurile de întreținere a echipamentelor. Vom prezenta aici o clasă de modele deterministe [35].

Vom nota A_0 valoarea inițială a echipamentului (valoarea de cumpărare când a fost pus în funcțiune). Valoarea sa după un anumit timp t este $A_0\varphi(t)$, $\varphi(0) = 1$, unde funcția $\varphi(t)$, numită *funcție de depreciere* este o funcție subunitară, descrescătoare în t . (Deci valoarea $A_0\varphi(t)$ este valoarea amortizată a echipamentului la momentul t). Fie $\psi(t)$, $\psi(0) = 0$, o funcție crescătoare de t care descrie *costul cumulativ al cheltuielilor de întreținere pe intervalul $(0, t)$* . Atunci costul total al echipamentului la momentul t este

$$C(t) = A_0 - A_0\varphi(t) + \psi(t) \quad (9.45)$$

unde $A_0 - A_0\varphi(t) = A_0(1 - \varphi(t))$ este valoarea la zi a echipamentului (după amortizare). Se pune problema să determinăm *momentul optim* $t^* > 0$ *când trebuie înlocuit echipamentul*, cunoscându-se A_0 și funcțiile $\varphi(t)$, $\psi(t)$. Mărimea t^* se numește *momentul optim de înlocuire al echipamentului*.

Observăm că *nu putem să minimizăm costul $C(t)$* deoarece acesta este minim ($C = 0$) la momentul $t = 0$ ceea ce nu are sens. Putem însă utiliza ca *funcție obiectiv* (de minimizat) funcția

$$\gamma(t) = \frac{C(t)}{t} = \frac{1}{t} [A_0 - A_0\varphi(t) + \psi(t), \quad t > 0] \quad (9.45')$$

care reprezintă *costul pe unitatea de timp*.

Minimul funcției $\gamma(t)$ este atins în punctul t^* care satisface relația

$$\gamma'(t) = \left(\frac{C(t)}{t} \right)' = \frac{tC'(t) - C(t)}{t^2} = 0, \quad \text{adică, } C'(t) = \frac{C(t)}{t} \quad (9.46)$$

sau

$$A_0[1 - \varphi(t) + t\varphi'(t)] + \psi(t) - t\psi'(t) = 0. \quad (9.46')$$

Dar punctul de minim t^* trebuie să satisfacă și condiția

$$t^{*2}\gamma''(t) = t^*C''(t^*) - 2t^*C'(t) + 2C(t) > 0. \quad (9.46'')$$

Fiecare pereche de funcții particulare $\varphi(t)$, $\psi(t)$ definește un model pentru determinarea momentului optim de înlocuire. Vom considera câteva astfel de modele.

9.4.1. Fie

$$\varphi(t) = 1 - \frac{t}{\theta}, \quad \theta > 0, \quad \psi(t) = kt, \quad k > 0. \quad (9.47)$$

Deci

$$\gamma(t) = \frac{A_0}{\theta} + k = \text{const.}$$

De aici rezultă că dacă $\varphi(t)$ și $\psi(t)$ sunt liniare (date de (9.47)) atunci costul este constant și punctul de minim t^* al lui $\gamma(t)$ poate fi orice număr pozitiv și deci acest model nu este interesant.

9.4.2. Fie

$$\varphi(t) = e^{-\lambda t}, \quad \lambda > 0, \quad \psi(t) = kt, \quad k > 0. \quad (9.48)$$

Atunci

$$\gamma(t) = \frac{1}{t} [A_0 - A_0\varphi(t)] + k, \quad \lim_{t \rightarrow \infty} \gamma(t) = k = \text{const}$$

și $\gamma(t)$ este descrescătoare, deci ea nu are un punct de minim t^* finit. Din punct de vedere practic rezultă că înlocuirea trebuie să se facă cât mai târziu (de ex, când se consideră că echipamentul este uzat *moral*).

9.4.3. Fie

$$\varphi(t) = e^{-\lambda t}, \quad \lambda > 0, \quad \psi(t) = k_0(e^{\mu t} - 1), \quad k_0 > 0, \quad \mu > 0. \quad (9.49)$$

Deci

$$\gamma(t) = \frac{1}{t} \left[A_0(1 - e^{-\lambda t}) + k_0(e^{\mu t} - 1) \right].$$

Atunci rezultă că

$$\gamma'(t) = \frac{(A_0\lambda e^{-\lambda t} + k_0\mu e^{-\mu t})t - A_0(1 - e^{-\lambda t}) + k_0(e^{\mu t} - 1)}{t^2}$$

care se anulează când

$$A_0(\lambda t e^{-\lambda t} + e^{-\lambda t} - 1) = k_0(-\mu t e^{-\mu t} + e^{\mu t} - 1) \quad (9.50)$$

sau

$$\frac{1 - e^{-\lambda t}(1 + \lambda t)}{1 - e^{\mu t}(1 - \mu t)} = \frac{k_0}{A_0}. \quad (9.50')$$

Dacă notăm

$$\Phi(x) = 1 - e^{-x}(1 + x)$$

care este o funcție monoton descrescătoare atunci ecuația (9.50') se scrie

$$\frac{\Phi(\lambda t)}{\Phi(-\mu t)} = \frac{k_0}{A_0}, \quad (9.50'')$$

ecuație care are soluție unică pe $(0, \infty)$ și se poate rezolva numeric. Momentul optim de inlocuire în acest caz este deci soluția t^* , $0 < t^* < \infty$ a ecuației (9.50').

În continuare vom prezenta două modele particulare din [44].

9.4.4. Fie funcțiile

$$\varphi(t) = \frac{\beta}{\beta + t}, \quad \psi(t) = kt^n, \quad \beta > 0, k > 0, n \geq 2.$$

Analizând condițiile de minim (9.46'), (9.46'') ale funcției $\gamma(t)$ din (9.45') deducem că momentul optim de inlocuire t^* satisface ecuația

$$H_1(t) = H_2(t), \text{ unde } H_1(t) = \frac{a_0\beta}{(\beta + t)^2}, H_2(t) = k(n-1)t^{n-2} \quad (9.51)$$

dar și condiția

$$t^3\gamma''(t) = \frac{2A_0t^3}{(\beta + 3)^3} + kt^n(n^2 - 3n + 2) > 0, \quad t \in (0, \infty). \quad (9.47')$$

Deoarece $H_1(t)$ este descrescătoare și $H_2(t)$ este crescătoare pe $(0, \infty)$ rezultă că ecuația (9.51) are soluția unică t^* care este momentul optim de inlocuire.

9.4.5. Fie funcțiile

$$\varphi(t) = \frac{\beta}{\beta + t}, \quad \psi(t) = kte^t(1 - e^{-\mu t}) \quad (9.52)$$

unde β, k, μ sunt constante pozitive astfel încât

$$\beta^2 \mu k < A_0, \quad 0 < \mu < 1. \quad (9.52')$$

Deci avem

$$C(t) = \frac{A_0 t}{\beta + t} + kte^t(1 - e^{-\mu t})$$

$$\gamma(t) = \frac{A_0}{\beta + t} + ke^t(1 - e^{-\mu t})$$

care conduce la

$$H(t) = \gamma'(t) = \frac{A_0}{(\beta + t)^2} + ke^t + k(\mu + 1)e^{(1-\mu)t}.$$

Deoarece în ipotezele (9.52') avem $H(0) = -\frac{A_0}{\beta^2} + \mu k$, $H(\infty) = \infty$, rezultă datorită continuității lui H că există $t^* \in (0, \infty)$ astfel încât $H(t^*) = 0$. Dar

$$\gamma''(t) = \frac{\beta A_0}{(\beta + t)^2} + ke^t[1 - (1 - \mu)^2 e^{-\mu t}] > 0, \quad \forall t \in (0, \infty),$$

deci t^* este moment optim de înlocuire.

Dacă în (9.52') presupunem $\mu > 1, A_0 > 1$ atunci de asemenea $\gamma''(t) > 0, \forall t \in (0, \infty)$ și deci t^* este moment optim de înlocuire.