

## 8 Funcții de repartiție cu rata căderilor monotonă

Fie  $X \geq 0$  o variabilă aleatoare ce reprezintă o durată de funcționare și a cărei funcție de repartiție este  $F(x)$ . Dacă există densitatea de repartiție  $f(x) = F'(x)$  și notăm cu  $\overline{F}(x) = 1 - F(x)$  funcția fiabilitate (sau de *supraviețuire*), atunci se știe că

$$h(x) = \frac{f(x)}{\overline{F}(x)}, \quad x \geq 0$$

este *funcția rata căderilor sau rata de hazard*. Funcțiile de repartiție cu *rata căderilor monotonă* sunt acelea pentru care  $h(t)$  este monotonă; dacă  $h(t), t > 0$  este monoton crescătoare atunci funcția de repartiție  $F$  este de tip IFR. Dacă  $h(t)$  este descrescătoare, atunci funcția de repartiție  $F$  este de tip DFR. Repartițiile IFR sunt specifice sistemelor tehnice sau ființelor biologice, în timp ce repartițiile DFR sunt specifice sistemelor software sau sistemelor ce descriu durată neîntreruptă a forței de muncă într-o companie.

O definiție generală a funcțiilor de repartiție cu rata căderilor monotonă este următoarea [4].

**Definiția 8.1.** *Funcția de repartiție  $F$  are rata căderilor monotonă dacă și numai dacă funcția*

$$\frac{F(t+x) - F(t)}{\overline{F}(t)} \quad (8.1)$$

*este crescătoare (descrescătoare) în  $t$ , pentru orice  $x > 0, t \geq 0, 0 < \overline{F}(f) < 1$ .*

Legătura cu definiția cunoscută a funcțiilor de repartiție IFR (DFR) este dată de următoarea leamnă [4].

**Lema 8.1.** *Dacă  $F$  are densitate și  $F(0-0) = 0$  atunci  $F$  este IFR (DFR) dacă și numai dacă funcția  $h(t)$  este crescătoare (descrescătoare).*

*Demonstrație.* (În cazul IFR, deoarece cazul DFR se deduce prin dualitate). Dacă în (8.1) împărțim cu  $x$  și facem  $x \rightarrow 0$  atunci rezultă implicația  $\mapsto$ . Implicația inversă se demonstrează în cazul IFR plecând de la relația  $h(x_1) \leq h(x_2)$ , dacă  $x_1 \leq x_2$  și ținând seama că

$$\overline{F}(t) = e^{-\int_0^t h(x)dx}.$$

În cele ce urmează vom preciza câteva proprietăți ale funcțiilor IFR. Proprietățile repartițiilor DFR se vor obține *prin dualitate* astfel: dacă într-un enunț apare IFR acesta va fi înlocuit cu DFR, iar dacă apar  $<, \leq$ , acestea vor fi înlocuite cu  $>, \geq$ .

**Definiția 8.2.** *Funcția  $p(x)$  se numește funcție de frecvență Pólia de ordinul 2, (notată  $PF_2$ ), dacă  $p(x) \geq 0$  și pentru orice  $x_1, x_2, -\infty < x_1 < x_2 < \infty$ ,*

$y_1, y_2, -\infty < y_1 < y_2 < \infty$  are loc relația

$$\begin{vmatrix} p(x_1 - y_1) & p(x_1 - y_2) \\ p(x_2 - y_1) & p(x_2 - y_2) \end{vmatrix} \geq 0. \quad (8.2)$$

(In formula (8.2) este vorba de un determinant!).

*Observație.* Funcția  $p(x) \geq 0$  este  $PF_2$  dacă  $\frac{p(x-\Delta)}{p(x)}$  este o funcție crescătoare în  $x$  pentru orice  $\Delta \geq 0$ .

**Definiția 8.3.** (Extensie a definiției 8.2). Funcția  $P(x, y), x \in R, y \in R$  este total pozitivă de ordinul 2 (notată  $TP_2$ ) dacă  $p(x, y) \geq 0$  și pentru orice  $x_1 \leq x_2, y_1 \leq y_2$  are loc relația

$$\begin{vmatrix} p(x_1, y_1) & p(x_1, y_2) \\ p(x_2, y_1) & p(x_2, y_2) \end{vmatrix} \geq 0. \quad (8.3)$$

*Observație.* Dacă  $F$  este  $PF_2$  atunci  $p(x, y) = F(x - y)$  este  $TP_2$ .

Pornind de la definițiile de mai sus se stabilește teorema următoare.

**Teorema 8.1.** Dacă  $F, (F(0 - 0) = 0)$ , este o funcție de repartiție, atunci următoarele afirmații sunt echivalente:

- a.  $F$  este IFR (DFR);
- b.  $\log \overline{F}(t)$  este concavă (convexă) când  $0 < F(t) < 1$ ;
- c.  $F(t)$  este  $PF_2, (p(x, y) = \overline{F}(x + y)$  este  $TP_2, x + y > 0)$ .

*Demonstrație.* Vom stabili pe rând echivalențele  $a. \equiv b.$  și  $a. \equiv c.$ , numai pentru cazul IFR.

*Echivalența  $a. \equiv b.$*  Pornim de la relația

$$\overline{F}(t) = e^{-H(t)}, \quad H(t) = \int_0^t h(u) du.$$

Dacă  $F$  este IFR, atunci, conform definiției 8.1 avem

$$\frac{F(t + \Delta) - F(t)}{\overline{F}(t)} = \frac{\overline{F}(t) - \overline{F}(t + \Delta)}{\overline{F}(t)} = 1 - e^{-[H(t + \Delta) - H(t)]}$$

și ultima expresie este o funcție crescătoare în  $t$  oricare ar fi  $\Delta$ . De aici rezultă că  $H(t + \delta) - H(t)$  este crescătoare în  $t$  oricare ar fi  $\delta$  adică  $H(t)$  este convexă. De aici rezulta că  $-H(t) = \log \overline{F}(t)$  este concavă, adică  $a. \equiv b.$

*Echivalența  $a. \equiv c.$*  Dacă  $F$  este IFR atunci conform definiției 8.1 avem pentru  $\forall t_1 < t_2, x > 0$ , că

$$\frac{\overline{F}(t_1) - \overline{F}(t_1 + x)}{\overline{F}(t_1)} \leq \frac{\overline{F}(t_2) - \overline{F}(t_2 + x)}{\overline{F}(t_2)}$$

ceea ce este echivalent cu

$$\begin{vmatrix} \overline{F}(t_1) - \overline{F}(t_1 + x) & \overline{F}(t_2) - \overline{F}(t_2 + x) \\ \overline{F}(t_1) & \overline{F}(t_2) \end{vmatrix} \geq 0.$$

Scăzând în determinantul precedent linia a doua din linia întâia și înlocuind  $\overline{F}(x)$  cu  $1 - F(x)$  se obține faptul că  $F$  este  $PF_2$ .

Pentru cele ce urmează este importantă echivalența  $a. \equiv b.$

Să mai observăm că în cazul repartiției exponențiale  $Exp(0, \lambda)$  cu  $\lambda = \frac{1}{\mu_1}$  unde  $\mu_1$  este media corespunzătoare lui  $F$ , avem  $\overline{G}(x) = e^{-\lambda x}$ , de unde se deduce că pentru o funcție de repartiție a căderilor oarecare  $F$  avem  $\overline{F}(0) = \overline{G}(0)$ , iar graficul lui  $\overline{F}$  mai taie graficul lui  $\overline{G}$  cel mult încă o dată. De asemenea rezultă că în cazul repartiției exponențiale avem  $h(t) = \lambda = \text{const.}$ , deci repartiția exponențială este la *granița* dintre repartițiile IFR și DFR.

**Lema 8.2.** *Dacă  $F$  este IFR atunci*

$$[\overline{F}(t)]^{\frac{1}{t}} \quad (8.4)$$

*este descrescătoare în  $t$ .*

*Demonstrație.* Dacă  $F$  este IFR atunci  $\log \overline{F}(t)$  este concavă în  $t$  deci (deoarece  $\overline{F}(0 - 0) = 1$ ) avem că

$$\frac{\log \overline{F}(t) - \log \overline{F}(0)}{t - 0}$$

este descrescătoare. Deci antilogaritmând avem că  $[\overline{F}(t)]^{\frac{1}{t}}$  este descrescătoare în  $t$ .

O leamnă *duală* se poate enunța pentru cazul DFR.

**Consecință.** Din lema 8.2 rezultă că o repartiție IFR are momente de orice ordin. Într-adevăr, dacă fixăm un  $t_0 > 0$  oarecare, conform lemei 2, pentru  $t > t_0$  avem  $\overline{F}(t) < [\overline{F}(t_0)]^{\frac{t}{t_0}}$ . Pe de altă parte pentru un  $r \in \mathcal{R}^+$  oarecare, momentul de ordinul  $r$  este dat de integrala Stieltjes

$$\mu_r = \int_0^\infty x^r dF(x) = \int_0^\infty x^r d[-\overline{F}(x)] = r \int_0^\infty x^{r-1} \overline{F}(x) dx,$$

ultima parte rezultând din integrarea prin părți. Dar ținând seama de inegalitatea precedentă (pentru  $t_0$  fixat) avem

$$\begin{aligned} \mu_r &= r \int_0^\infty x^{r-1} \overline{F}(x) dx = r \int_0^{t_0} x^{r-1} \overline{F}(x) dx + r \int_{t_0}^\infty x^{r-1} \overline{F}(x) dx \leq \\ &\leq r \int_0^{t_0} x^{r-1} \overline{F}(x) dx + r \int_{t_0}^\infty x^{r-1} [\overline{F}(t_0)]^{\frac{x}{t_0}} dx. \end{aligned}$$

Notând  $\alpha = -\log[\overline{F}(t_0)]^{\frac{1}{t_0}}$  rezultă că ultima integrală devine

$$r \int_{t_0}^\infty x^{r-1} e^{-\alpha x} dx$$

care este finită. Se observă că și prima integrală există și este finită deoarece funcția  $x^{r-1} \overline{F}(x)$  este mărginită pe intervalul  $(0, t_0)$ , de unde rezultă în final că  $\mu_r$  există și este finit.

**Teorema 8.2.** *Dacă  $F$  este IFR și  $\xi_p$  satisface relația  $F(\xi_p) = p$  (adică  $\xi_p$  este  $p$ -quantila inferioară a lui  $F$ ), atunci*

$$\overline{F}(t) \begin{cases} \geq e^{-\alpha t} & \text{dac } t \leq \xi_p \\ \leq e^{-\alpha t} & \text{dac } t \geq \xi_p \end{cases} \quad (8.5)$$

unde

$$\alpha = -\frac{\log(1-p)}{\xi_p}. \quad (8.5')$$

*Demonstrație.* Din  $F(\xi_p) = p$  deducem  $\overline{F}(\xi_p) = 1 - p$ . Dar pentru  $t \leq \xi_p$  avem din lema 8.2 că

$$\{\overline{F}(t)\}^{\frac{1}{t}} \geq \{\overline{F}(\xi_p)\}^{\frac{1}{\xi_p}} = (1-p)^{\frac{1}{\xi_p}}.$$

Notând

$$(1-p)^{\frac{1}{\xi_p}} = e^{-\alpha}, \text{ adică } \alpha = -\frac{\log(1-p)}{\xi_p}$$

atunci avem

$$\{\overline{F}(t)\}^{\frac{1}{t}} \geq e^{-\alpha t}, \text{ adică } \overline{F}(t) \geq e^{-\alpha t},$$

și prima inegalitate (8.5) este demonstrată. La fel se demonstrează și cea de-a doua inegalitate din (8.5). Desigur se poate formula o teoremă duală pentru cazul când  $F$  este DFR.

**Teorema 8.3.** *Dacă  $F$  este IFR cu media  $\mu_1$  atunci*

$$\overline{F}(t) \geq \begin{cases} e^{-\frac{t}{\mu_1}} & \text{dac } t < \mu_1 \\ 0 & \text{dac } t \geq \mu_1. \end{cases} \quad (8.6)$$

*Demonstrație.* Fie  $X$  variabila aleatoare care are funcția de repartiție  $F$  continuă. (Dacă  $F$  nu este continuă, se poate arăta că deoarece este IFR, ea se poate aproxima cu o funcție continuă). Intrucât, conform teoremei 8.1,  $\log \overline{F}(t)$  este concavă, din inegalitatea lui Jensen rezultă că

$$E[\log \overline{F}(X)] \leq \log \overline{F}[E(X)] = \log \overline{F}(\mu_1), \quad (8.7)$$

unde  $E$  desemnează valoarea medie. Deoarece  $F$  este continuă, rezultă (conform teoremei lui Hincin) că variabila aleatoare  $\overline{F}(X)$  este repartizată uniform pe  $(0, 1)$  și deci

$$E[\log \overline{F}(X)] = \int_0^1 \log(u) du = -1.$$

Din (8.7) avem  $\log \overline{F}(\mu_1) \geq -1$  adică  $\overline{F}(\mu_1) \geq e^{-1}$ . Din lema 8.2, rezulta în continuare că

$$[\overline{F}(t)]^{\frac{1}{t}} \geq [\overline{F}(\mu_1)]^{\frac{1}{\mu_1}} \geq (e^{-1})^{\frac{1}{\mu_1}},$$

adică pentru  $t < \mu_1$  avem

$$\overline{F}(t) \geq e^{-\frac{t}{\mu_1}}$$

și teorema este demonstrată.

Observăm că inegalitatea este strictă pentru  $0 < t < \mu_1$  dacă  $\overline{F}(t) \neq e^{-\frac{t}{\mu_1}}$ .

Teorema 8.3 spune în fapt că funcția de supraviețuire  $\overline{F}(t)$ , în cazul unei repartiții IFR, este limitată inferior de fiabilitatea dată de repartiția exponențială de aceeași medie  $\mu_1$ .

*Aplicații. 1.* Dacă un sistem are  $n$  componente independente conectate în serie, iar componenta  $i$  are funcția de repartiție  $F_i$ ,  $1 \leq i \leq n$  de tip IFR, atunci fiabilitatea sistemului  $\overline{F}(t)$  satisface relația

$$\overline{F}(t) = \prod_{i=1}^n \overline{F}_i(t) \geq \begin{cases} e^{-\sum_{i=1}^n \frac{t}{\mu_i}}, & \text{dacă } t < \min\{\mu_1, \dots, \mu_n\} \\ 0, & \text{în rest} \end{cases} \quad (8.7')$$

**2.** În aceleași ipoteze referitoare la  $F_i$ , fiabilitatea  $\overline{F}(t)$  a unui sistem cu componente independente conectate în paralel satisface relația

$$\overline{F}(t) \geq \begin{cases} 1 - \prod_{i=1}^n (1 - e^{-\frac{t}{\mu_i}}), & \text{dacă } t \leq \min\{\mu_1, \dots, \mu_n\} \\ 0, & \text{în rest.} \end{cases} \quad (8.7'')$$

Demonstrațiile aplicațiilor **1,2** rezultă ușor din formulele de calcul a fiabilității sistemelor cu componente conectate în serie sau paralel (Cap.1).

Teorema 8.4, care urmează, dă o limitare superioară funcției  $\overline{F}(t)$ .

**Teorema 8.4.** Dacă  $F$  este IFR cu media  $\mu_1$  atunci

$$\overline{F}(t) \leq \begin{cases} 1 & \text{dacă } t \leq \mu_1 \\ e^{-\omega t} & \text{dacă } t > \mu_1, \end{cases} \quad (8.8)$$

unde  $\omega$  depinde de  $t$  și satisface relație  $1 - \mu_1 \omega = e^{-\omega t}$ .

*Demonstrație.* Să notăm

$$\overline{G}(x) = \begin{cases} e^{-\omega t} & \text{dacă } x < t \\ 0 & \text{dacă } x \geq t \end{cases}$$

și să observăm că graficul lui  $\overline{F}(x)$  taie graficul lui  $\overline{G}(x)$  cel mult odată și îl taie de sus în jos.

Pentru  $t \leq \mu_1$  formula (8.8) este evidentă. Să o demonstrăm pentru  $t > \mu_1$ . În acest caz notăm cu  $\omega$  soluția ecuației

$$\int_0^t e^{-\omega x} dx = \mu_1.$$

De aici se observă că

$$\int_0^\infty e^{-\omega x} dx - \int_t^\infty e^{-\omega x} dx = \mu_1$$

de unde prin integrare se deduce

$$\frac{1}{\omega} - \frac{1}{\omega} e^{-\omega t} = \mu_1 \text{ sau } 1 - \mu_1 \omega = e^{-\omega t}$$

care este tocmai relația din enunțul teoremei.

Acum, pentru a demonstra inegalitatea din (8.8) pentru  $t > \mu_1$ , să presupunem că pentru  $\omega$  definit mai sus avem  $\overline{F}(x) \neq \overline{G}(x)$ . (Dacă ar fi identitate atunci (8.8) ar fi satisfăcută). Deci presupunem că avem neegalitatea menționată. Dacă din neegalitate ar rezulta  $\overline{F}(x) > \overline{G}(x)$  atunci ar rezulta

$$\mu_1 = \int_0^\infty \overline{F}(x)dx > \int_0^t \overline{G}(x)dx = \mu_1$$

ceea ce ar fi o contradicție. Deci putem avea numai  $\overline{F}(x) < \overline{G}(x)$  ceea ce demonstrează teorema.

Observăm că teoremele 8.2-8.4 dau limitări inferioare/superioare ale funcțiilor de fiabilitate de tip IFR. În cele ce urmează vom prezenta teoreme care dau limitări pentru cuantile sau pentru medii în cazul repartițiilor IFR.

**Teorema 8.5.** *Dacă  $F$  este IFR și dacă  $p$  este o probabilitate astfel încât  $p < 1 - e^{-1}$ , atunci*

$$[-\log(1-p)]\mu_1 \leq \xi_p \leq \left[-\frac{\log(1-p)}{p}\right]\mu_1 \quad (8.9)$$

iar dacă  $p \geq 1 - e^{-1}$  atunci

$$\mu_1 \leq \xi_p \leq \left[-\frac{\log(1-p)}{p}\right]\mu_1 \quad (8.9')$$

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

*Demonstrație.* Să obținem mai întâi majorantele din (8.9),(8.9'). Conform lemei 8.2 avem

$$\mu_1 = \int_0^\infty \overline{f}(x)dx \geq \int_0^{\xi_p} [\overline{F}(\xi_p)]^{\frac{x}{\xi_p}} dx \geq -\frac{p\xi_p}{\log(1-p)}$$

de unde

$$\xi_p \leq \mu_1 \left[ \frac{-\log(1-p)}{p} \right], \quad 1 > p > 0.$$

Să ne concentrăm asupra termenilor minoranți din stânga formulelor (8.9),(8.9').

Fie  $p \leq 1 - e^{-1}$ ; dacă  $\xi_p < \mu_1$  atunci conform teoremei 8.4 avem  $1 - p = \overline{F}(\xi_p) \geq e^{-\frac{\xi_p}{\mu_1}}$ , de unde  $\xi_p \geq \mu_1 [-\log(1-p)]$ . Dacă  $\xi_p \geq \mu_1$  atunci  $\overline{F}(\xi_p) \geq 1 - p \geq e^{-1} \geq e^{-\frac{\xi_p}{\mu_1}}$  de unde de asemenea  $\xi_p \geq \mu_1 [-\log(1-p)]$ , adică (8.9) este demonstrată.

Fie acum  $p > 1 - e^{-1}$  și să presupunem prin absurd că  $\xi_p < \mu_1$ ; atunci  $F(\xi_p) = p$  deoarece  $F$  nu poate avea niciun salt la stânga lui  $\mu_1$ . Deci

$$\overline{F}(\mu_1) \geq e^{-1} \geq 1 - p = \overline{F}(\xi_p)$$

ceea ce implică  $\xi_p > \mu_1$ , adică contradicție. Contradicția a plecat de la preresupunerea  $\xi_p < \mu_1$ , deci trebuie ca  $\xi_p > \mu_1$ , adică este valabilă relația (8.9').

Teorema 8.5 permite determinarea unor limite ale mediei  $\mu_1$  în funcție de mediana  $M$  (care satisface relația  $F(M) = 0.5 = p = \frac{1}{2}$ ). În acest caz din (8.9),(8.9') se deduce

$$\frac{M}{2\log(2)} \leq \mu_1 \leq \frac{M}{\log(2)}. \quad (8.9'')$$

**Teorema 8.6.** *Presupunem următoarele:*

(a).  $F$  este IFR cu media  $\mu_1$  și notăm  $\overline{G}(x) = e^{-\frac{x}{\mu_1}}$  funcția fiabilitate exponențială de aceeași medie;

(b). Presupunem că  $\varphi(x)$  este o funcție monoton crescătoare.

Atunci:

$$\int_0^\infty \varphi(x)\overline{F}(x)dx \leq \int_0^\infty \varphi(x)\overline{G}(x)dx \quad (8.10).$$

*Demonstrație.* Presupunem că  $F \neq G$  ( $F$  nu este identic cu  $G$ ). Intrucât  $F$  e IFR și  $G$  este exponențială, graficul lui  $\overline{F}$  taie graficul lui  $\overline{G}$  o singură dată pe  $(0, \infty)$  și îl taie *de sus în jos!*. Fie  $t_0$  abscisa punctului în care se taie cele 2 grafice, adică  $\overline{F}(t_0) = \overline{G}(t_0)$ . Atunci avem

$$\begin{aligned} \int_0^\infty \varphi(x)\overline{F}(x)dx - \int_0^\infty \varphi(x)\overline{G}(x)dx = \\ \int_0^\infty \varphi(x)\overline{f}(x)dx - \mu_1\varphi(t_0) + \mu_1\varphi(t_0). \end{aligned}$$

Dar deoarece

$$\mu_1 = \int_0^\infty \overline{F}(x)dx = \int_0^\infty \overline{G}(x)dx$$

deducem în final că

$$\int_0^\infty \varphi(x)\overline{F}(x)dx - \int_0^\infty \varphi(x)\overline{G}(x)dx = \int_0^\infty [\varphi(x) - \varphi(t_0)][\overline{F}(x) - \overline{G}(x)]dx. \quad (8.10')$$

Dacă descompunem ultima integrală pe  $(0, t_0)$  și pe  $[t_0, \infty)$  atunci avem:

$$pe (0, t_0) \quad \varphi(x) - \varphi(t_0) < 0, \quad \overline{F}(x) - \overline{G}(x) > 0$$

$$pe [t_0, \infty) \quad \varphi(x) - \varphi(t_0) > 0, \quad \overline{F}(x) - \overline{G}(x) < 0.$$

De aici rezultă că ultima integrală din (8.10') este  $\leq 0$ , adică teorema este demonstrată.

Să observăm că se poate enunța o teoremă duală pentru repartiții  $F$  de tip IFR și  $\varphi$  descreșcătoare.

Ca o consecință imediată a teoremei 8.6 rezultă următorul

**Corolar.** *Dacă  $F$  este IFR atunci momentul de ordinul  $r$ ,  $\mu_r$  (care știm că există) pentru orice  $r \in \mathcal{R}^+$  satisface condițiile*

$$\mu_r \begin{cases} \leq \Gamma(r+1)\mu_1^r, & \text{daca } r \geq 1 \\ \geq \Gamma(r+1)\mu_1^r, & \text{daca } 0 < r \leq 1 \end{cases} \quad (8.11)$$

și

$$\int_0^\infty e^{-sx} dF(x) \leq \frac{1}{1 + s\mu_1}, \quad s > 0. \quad (8.11')$$

unde  $\Gamma$  este funcția specială Gamma.

*Demonstrație.* Formula (8.11) se demonstrează aplicând teorema 8.6 pentru  $\varphi(x) = x^{r-1}$  care conduce la

$$\mu_r = \int_0^\infty x^r dF(x) = r \int_0^\infty x^{r-1} \overline{F}(x) dx \leq r \int_0^\infty x^{r-1} \overline{G}(x) dx = \Gamma(r+1) \mu_1^r, \quad r \geq 1.$$

Cazul  $0 < r < 1$  se tratează în mod asemănător.

Formula (8.11') se demonstrează astfel. Se consideră  $\varphi(x) = e^{-sx}$  care este descrescătoare pentru  $s > 0$ . Avem deci

$$\begin{aligned} \int_0^\infty \frac{1 - e^{-sx}}{s} dF(x) &= \int_0^\infty e^{-sx} \overline{F}(x) dx \geq \int_0^\infty e^{-sx} \overline{G}(x) dx = \\ &= \frac{\mu_1}{1 + s\mu_1} = \frac{1 - \frac{1}{1+s\mu_1}}{s}. \end{aligned}$$

Considerând primul și ultimul termen din relațiile precedente deducem

$$-\frac{1}{s} \int_0^\infty e^{-sx} dF(x) \geq -\frac{1}{s} \left( \frac{1}{1 + s\mu_1} \right)$$

și corolarul este demonstrat.

Teorema care urmează se referă la repartiții care au rata de hazard  $h(t)$  oarecare.

**Teorema 8.7.** Dacă  $0 < \frac{1}{\alpha} < h(h) < \frac{1}{\beta} < \infty$ , atunci avem

$$\mu_s = \int_0^\infty x^s \overline{F}(x) dx < \infty, \quad s > 1 \quad (8.12)$$

$$e^{-\frac{t}{\beta}} \leq \overline{F}(t) \leq e^{-\frac{t}{\alpha}} \quad (8.13)$$

$$\frac{e^{-\frac{t}{\beta}}}{\alpha} \leq \overline{F}(t) \leq \frac{e^{-\frac{t}{\alpha}}}{\beta} \quad (8.14)$$

$$\beta^s \leq \mu_s \leq \alpha^s, \quad s > -1 \quad (8.15)$$

$$\inf_t h(t) \leq \frac{1}{\mu_1} \leq \sup_t h(t). \quad (8.16)$$

*Demonstrație.* Formula (8.12) a fost deja demonstrată. Dacă integrăm relația din ipoteză și ținem seama de faptul că  $\overline{F}(t) = e^{-\int_0^t h(u) du}$  rezultă (8.13). Din (8.13) rezultă (8.14). Formula (8.15) rezultă din (8.14) prin integrare, iar (8.16) este consecința lui (8.15) pentru  $s = 1$ .

Teorema 8.7 este importantă deoarece dă un interval pentru evaluarea fiabilității când se cunoaște un interval de valori ale ratei căderilor  $h(t)$ . Ca și în alte teoreme precedente se pune în evidență de asemenea importanța repartiției exponențiale pentru fiabilitate.