

МАКСИМУМ СТАБИЛНОЕ РАСПРОДЛЕНИЕ

• Пример 1

$G_0(x) = e^{-e^{-x}}, x \in \mathbb{R}$ (Гамма-распределение)
также $\mu \geq 2$, $a_n > 0$ и $b_n \in \mathbb{R}$

$$(G_0(anx+b_n))^n = G_0(x) \quad x \in \mathbb{R}$$

$$e^{-e^{-(anx+b_n)}} = e^{-e^{-x}}$$

$$n e^{-(anx+b_n)} = e^{-x}$$

$$n n - anx - b_n = -x$$

$$\Rightarrow \begin{cases} a_n = 1 \\ b_n = \ln n \end{cases}$$

Гамма-распределение является M-стабильным.

• Пример 2

$G_{1,\alpha}(x) = \begin{cases} 0, x < 0 \\ e^{-x^{-\alpha}}, x \geq 0 \end{cases}$ (Френеева распределение, $\alpha > 0$)

$$(G_{1,\alpha}(anx+b_n))^n = G_{1,\alpha}(x) \quad x > 0$$

$$e^{-(anx+b_n)^{-\alpha} \cdot n} = e^{-x^{-\alpha}}$$

$$n(anx+b_n)^{-\alpha} = x^{-\alpha}$$

$$\Rightarrow \boxed{b_n = 0}$$

$$n a_n^{-\alpha} x^{-\alpha} = x^{-\alpha}$$

$$\Rightarrow \boxed{a_n = n^{\frac{1}{\alpha}}}$$

Френеева распределение является M-стабильным.

• Пример 3

$G_{2,\alpha}(x) = \begin{cases} e^{-(x)^{\alpha}}, x \leq 0 \\ 1, x \geq 0 \end{cases}$ (Вербовка распределение
экспоненциальных временных промежутков, $\alpha > 0$)

$$(G_{2,\alpha}(anx+b_n))^n = G_{2,\alpha}(x) \quad x \leq 0$$

$$e^{-(anx+b_n)^{\alpha} \cdot n} = e^{-(x)^{\alpha}}$$

$$n(-anx-b_n)^{\alpha} = (-x)^{\alpha}$$

$$\Rightarrow \boxed{b_n = 0}$$

$$n a_n^{\alpha} (-x)^{\alpha} = (-x)^{\alpha}$$

$$\Rightarrow \boxed{a_n = n^{-\frac{1}{\alpha}}}$$

Вербовка распределение является M-стабильным.

Теорема о экспоненциальном методе дает выбор на основе которого распределение может быть получено как пределное распределение интегрально нормированной максимума из независимых с. в. величин из M-стабильного распределения.

ТЕОРИЯ РАЗВАРДА

Процесс риска: $(K(t))_{t \geq 0}$ - описание временному бремени случайного количества осуществляемые компанией шагом времепре-

$$K(t) = K(0) + p(t) - S(t)$$

$u := K(0)$ - начальный капитал

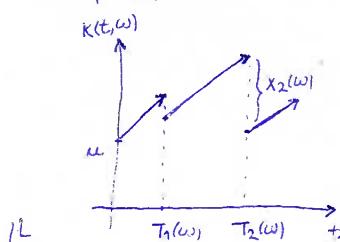
$p(t)$ - функция акумуляции капитала на основе уплатенных премий осуществления

$S(t)$ - расход до конца периода из-за выплатенных сумм в интервале $[0, t]$

Графикенно, у Крамер-Лундбергово модели.

$p(t) = ct$, $c > 0$ \Rightarrow прямая акумуляция капитала (ен. premium rate).

Пример прямолинейное $K(t, \omega)$:



2

Разработка = $\{K(t) < 0 \text{ за неко } t > 0\}$

$T := \inf \{t > 0 : K(t) \leq 0\}$ - противная разработка

$\psi(u) := P\{\text{разработка} ; K(0) = u\} = P\{T < +\infty\}, u > 0$ - вероятность разработки; юк постаправо као функција која зависи од поседног капацита и

разработка = $\{\inf_{t>0} K(t) < 0\} = \{\inf_{n \in \mathbb{N}} K(T_n) < 0\} = \{\inf_{n \in \mathbb{N}} (u + p(T_n) - S(T_n)) < 0\}$

$\begin{aligned} &\text{Т.е. су поступци} \\ &\text{противни разработа} \\ &\text{у Крамер-Лютеровом} \\ &\text{моделу } p(t) = ct \end{aligned}$

$\begin{aligned} &= \{\inf_{n \in \mathbb{N}} (u + c T_n - \sum_{k=1}^n X_k) < 0\} \\ &= \{\inf_{n \in \mathbb{N}} (u + c \sum_{k=1}^n Y_k - \sum_{k=1}^n X_k) < 0\} \\ &= \{\inf_{n \in \mathbb{N}} (u + \sum_{k=1}^m (c Y_k - X_k)) < 0\} \\ &= \{\inf_{n \in \mathbb{N}} \sum_{k=1}^m (c Y_k - X_k) < -u\} \\ &= \{\sup_{n \in \mathbb{N}} \sum_{k=1}^m (X_k - c Y_k) > u\} \end{aligned}$

Убедуј се означаке: $Z_k := X_k - c Y_k$ ((Z_n) је iid низ а. величина)
 $S_n := \sum_{k=1}^n Z_k, S_0 = 0$ ((S_n) $_{n \geq 0}$ је случајно нумерација).

Тада вати:

$$\psi(u) = P\left\{\sup_{n \in \mathbb{N}} S_n > u\right\}$$

$$1 - \psi(u) = P\left\{\sup_{n \in \mathbb{N}} S_n \leq u\right\} - \text{вероятноста осисанка / противњаката}$$

За низ независних а. величина (Z_n) вати јаки закон великих бројева, ид

$$\frac{S_n}{n} \xrightarrow{\text{с.с.}} EZ_1, \text{ при } n \rightarrow +\infty$$

Последица:

$S_n \rightarrow +\infty$ са вероватностом 1 ако је $EZ_1 > 0$

$S_n \rightarrow -\infty$ са вероватностом 1 ако је $EZ_1 < 0$

Дакле, ако је $EZ_1 > 0$ разработка је неизбежна, и. д. дејствује са вероватностом један независно од поседног капацитета u .

Из теорије случајних нумерација добија се да је $\psi(u) = 1$ али $EZ_1 = 0$.

Услов чистог профита: $EZ_1 = EX_1 - c EY_1 < 0$

1.1 Нека је $S_n = Z_1 + Z_2 + \dots + Z_n$ с. нумерација да $Z_i = X_i - cY_i$. Прештапавши се да ватри $EZ_i = 0$ и $DZ_i < +\infty$, показанији је да:

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \Psi(u) \geq 1 - \phi(0) = 0.5$$

ϕ -стандартната нормална расподела - ја расподеле.

$$\Psi(u) = P\left\{ \sup_{n \in \mathbb{N}} S_n > u \right\} \geq P\{S_n > u\} \quad \forall n \in \mathbb{N}$$

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \Psi(u) \geq \lim_{n \rightarrow +\infty} P\{S_n > u\} = \lim_{n \rightarrow +\infty} P\left\{ \frac{S_n - ES_n}{\sqrt{DS_n}} > \frac{u - ES_n}{\sqrt{DS_n}} \right\} = \lim_{n \rightarrow +\infty} P\left\{ \frac{S_n}{\sqrt{nDZ_1}} > \frac{u}{\sqrt{nDZ_1}} \right\}$$

УГТ

Z_i - су из независних
с. величина со
истом расподелом

$$ES_n = \sum_{i=1}^n EZ_i = 0$$

$$DS_n = \sum_{i=1}^n DZ_i = nDZ_1$$

НЕЗАВИСНОСТ

$\sim N(0, 1)$ величина
 $\sim \mathcal{N}(0, 1)$: $\mathcal{N}(u, nDZ_1)$

$$= \lim_{n \rightarrow +\infty} (1 - \phi(0))$$

$$= 1 - 0.5$$

$$= 0.5$$

Заклучок: Потој се покажано ја јадог $EZ_1 = 0$ и $DZ_1 < +\infty$ да разарата долази со вероваштоток 1, илј. $\Psi(u) = 1$ за $\forall u \in \mathbb{R}$ именувано с. нумерације

Тврдете: Разварите со вероваштоток 1)

Ако су EY_1 и EX_1 константи и ватри

$$EZ_1 = EX_1 - cEY_1 \geq 0$$

што, за стако фиксирано $u > 0$, да разарата долази со вероваштоток 1.

С. нумерације (S_n) задоволата јасни закон \mathbb{E} .

$\frac{S_n}{n} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} EZ_1$, при $n \rightarrow +\infty$ и зависиција $S_n \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} +\infty$ и зависиција да и EZ_1 посилније или нејакије.

Ако је $EZ_1 > 0$ разарата је неизбежно без обзира на величину посилнија каштала.

ДЕФ: Услов чистот ефект

наде објавуваја задоволата услов чистот ефект ако је

$$EZ_1 = EX_1 - cEY_1 < 0$$

Случајност,

K-1 модел

$$ES(t) = EN(t) \cdot EX_1 = \lambda t EX_1 = \frac{EX_1}{EY_1} t$$

Тенденција да се изведе

$$\frac{c}{EY_1} \frac{EX_1}{EY_1}$$

Нека је $S(t) = \sum_{i=1}^{N(t)} X_i$, $t \geq 0$. Чуката вредност захтева за одговарајука t ,

(X_i) је су из независних, тешкото расподелених посилнијих с. величина заодштетија, независни од посилниот процес N , који има с.с. посилнију и неизбедну ф.п. интензитет λ . Нека је

$$p(t) = c \int_0^t \lambda(s) ds = c \mu(t)$$

тога је $c > 0$ брзина акумулације каштала, и нека је вероваштоток разарата

$$\Psi_1(u) = P\left\{ \inf_{t \geq 0} (u + p(t) - S(t)) < 0 \right\}, \text{ и то посилни каштак.}$$

(a) Покажанији да се $\Psi_1(u)$ доклада со вероваштоток разарата у K-1. моделу: со интензитетом λ посилниот процес N 1.

(b) Који услов мора бити испуњен да би се избрзо разарата со вероваштоток 1?

(c) K-1. модел, покажано на првиот јасен

$$\Psi(u) = P\left\{ \inf_{t \geq 0} (u + c \sum_{i=1}^n Y_i - \sum_{i=1}^n X_i) < 0 \right\}$$

$Y_i \in E(t)$, независне
 $i = 1, 2, \dots, n$

• дади модел:

$$\mu_1(u) = P\left\{ \inf_{t \geq 0} (u + p_1(t) - S(t)) < 0 \right\}$$

$$= P\left\{ \inf_{n \geq 1} (u + p_1(T_n) - \sum_{i=1}^{N(n)} X_i) < 0 \right\}$$

$$= P\left\{ \inf_{n \geq 1} (u + c\mu(T_n) - \sum_{i=1}^n X_i) < 0 \right\}$$

$$= P\left\{ \inf_{n \geq 1} (u + c \sum_{i=1}^n \mu(T_{i-1}, T_i) - \sum_{i=1}^n X_i) < 0 \right\}$$

$$\mu(T_{m-1}, T_m]$$

$$\mu(T_{m-2}, T_{m-1}]$$

$$\mu(T_1, T_2]$$

$$\mu(T_n)$$

$$\mu(T_{n-1})$$

$$\mu(T_2)$$

$$-\mu(T_{n-1})$$

$$+\mu(T_{n-2})$$

$$-\mu(T_1)$$

$$+ \mu(T_n) - \mu(T_0)$$

$$-\mu(T_0)$$

$$0$$

доказивато: $\mu(T_{i-1}, T_i) \in E(i)$, независите

$$\text{да } Y_i \triangleq \mu(T_{i-1}, T_i)$$

\Rightarrow Започак Δ

(б) Число чистог профита

$$E(X_1 - CY_1) < 0$$

$$c > \frac{EX_1}{EY_1}$$

Елементарна горта граница за вероятносту разорачка $\mu(u)$:

Узек се претпоставка модел оддавајќа со исклучение услови чисти профити подадени.

претпоставка је да су у штапку наје одшеќе:

а) ил. постапките ф-ја генерираате моментана (генераторне ф-ја моментана) расподеле величина захтева за одшеќето у околните нуле

$$M_{X_1}(s) = E e^{sX_1}, \text{ за неко } s_0 > 0 \leftarrow \text{Число најдешта}$$

ДЕФ чиноверјов кофициент

П. чиноверјов ф-ја генерираате моментана Z_1 , $Z_1 = X_1 - CY_1$, у некој околнти $(-s_0, s_0)$, $s_0 > 0$, нуле.

Ако чиноверјов тврдитсвото позитивно решење губитите

$$M_{Z_1}(s) = E e^{sZ_1} = E e^{s(X_1 - CY_1)} = 1$$

да s , онда се оно назива чиноверјов кофициент А.

[3] Нека је дади $K-n$ модел со иницијацијон (пукотојаја) функција N) $x > 0$ и некоја величина захтева за одшеќето X_i имајќи $R(\alpha, \beta)$ расподелу. П. вакви чисти чисти профити.

изразувајќи чиноверјов кофициент А за $d = 1, 2, 3$.

$X_i \in R(\alpha, \beta) \quad \alpha, \beta > 0$

$$f(x) = \frac{\beta^\alpha x^{\alpha-1} e^{-\beta x}}{\Gamma(\alpha)}, \quad x > 0$$

$$EX_i = \frac{\alpha}{\beta}$$

$$Y_i \in E(\lambda)$$

$$EY_i = \frac{1}{\lambda}$$

Число чистог профита:

$$EZ_i < 0$$

$$E(X_i - CY_i) < 0$$

$$\Rightarrow c > \frac{EX_i}{EY_i}$$

$$\text{iii). } c > \frac{\alpha}{\beta}$$

$$M_{Z_1}(s) = E e^{sZ_1} = E e^{s(X_1 - CY_1)} = E(e^{sX_1} \cdot e^{-CSY_1}) \stackrel{\text{HEЗ } X_i \sim Y_i}{=} M_{X_1}(s) \cdot M_{Y_1}(-CS)$$

$$\beta - s > 0 \text{ ил. } s < \beta$$

$$M_{X_1}(s) = E e^{sX_1} = \int_0^{+\infty} e^{sx} f(x) dx = \int_0^{+\infty} \frac{\beta^\alpha x^{\alpha-1} e^{-\beta x}}{\Gamma(\alpha)} \cdot e^{sx} dx = \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \int_0^{+\infty} x^{\alpha-1} e^{-x(\beta-s)} dx = \begin{cases} (\beta-s)x = t \\ dx = \frac{dt}{\beta-s} \end{cases}$$

$$= \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \int_0^{+\infty} \frac{t^{\alpha-1}}{(\beta-s)^{\alpha-1}} e^{-t} \frac{dt}{\beta-s} = \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)(\beta-s)^\alpha} \int_0^{+\infty} t^{\alpha-1} e^{-t} dt = \left(\frac{\beta}{\beta-s} \right)^\alpha$$

$$M_{Y_1}(-CS) = E e^{-CSY_1} = \int_0^{+\infty} e^{-CSY_1} \lambda e^{-\lambda y} dy = \lambda \int_0^{+\infty} e^{-y(CS+\lambda)} dy = \lambda \frac{1}{CS+\lambda} \cdot \left[-e^{-y(CS+\lambda)} \right]_0^{+\infty} = \frac{\lambda}{CS+\lambda}$$

→ Треба решети негативну:

$$\left(\frac{\beta}{\beta-s} \right)^\alpha \cdot \frac{\lambda}{CS+\lambda} = 1$$

$\alpha=1$

$$\frac{\beta}{\beta-s} \cdot \frac{\lambda}{cs+\lambda} = 1$$

$$\beta x = \beta cs + \beta \lambda - cs^2 - s\lambda \Rightarrow s(cs + \lambda - \beta c) = 0 \quad /:s \quad s \neq 0$$

$$s = \frac{\beta c - \lambda}{c} = \boxed{\beta - \frac{\lambda}{c}}$$

Решите же "кандидат" за. Критерий коэффициентов; крека, что проверить да и где можно

$$\boxed{\beta - \frac{\lambda}{c} > 0}$$

на основе баланса уравнения профилья, который для $\alpha=1$ имеет $c > \frac{\lambda}{\beta}$ и $\beta > \frac{\lambda}{c}$

$$A = \boxed{\beta - \frac{\lambda}{c}}$$

 $\alpha=2$

$$\frac{\beta^2}{(\beta-s)^2} \cdot \frac{\lambda}{cs+\lambda} = 1$$

$$\beta^2 \lambda = (\beta^2 - 2\beta s + s^2)(cs + \lambda)$$

$$\beta^2 \lambda = \beta^2 cs + \beta^2 \lambda - 2\beta c s^2 - 2\beta \lambda s + cs^3 + \lambda s^2 \Rightarrow s(cs^2 + (\lambda - 2\beta c)s + \beta^2 c - 2\beta \lambda) = 0 \quad /:s \quad s \neq 0$$

$$s_{1/2} = \frac{-(\lambda - 2\beta c) \pm \sqrt{\lambda^2 - 4\lambda\beta c + 4\beta^2 c^2 - 4\beta^2 c^2 + 8\lambda\beta c}}{2c}$$

$$= \frac{-\lambda + 2\beta c \pm \sqrt{\lambda^2 + 4\lambda\beta c}}{2c}$$

$$\Rightarrow s_1 = \frac{2\beta c - \lambda - \sqrt{\lambda^2 + 4\lambda\beta c}}{2c}$$

$$s_2 = \frac{2\beta c - \lambda + \sqrt{\lambda^2 + 4\lambda\beta c}}{2c}$$

уровень чистой прибыли.

если $\lambda=2$

$$\boxed{c > \frac{2\lambda}{\beta}}$$

$$\beta c > 2\lambda$$

$$s_1 > 0$$

$$\frac{2\beta c - \lambda - \sqrt{\lambda^2 + 4\lambda\beta c}}{2c} > 0 \quad / \cdot 2c$$

$$\underbrace{2\beta c - \lambda}_{> 0} > \sqrt{\lambda^2 + 4\lambda\beta c} \quad / ^2$$

уровень чистой прибыли

$$\beta^2 c^2 - 4\beta c \lambda + \lambda^2 > \lambda^2 + 4\lambda\beta c$$

$$\beta^2 c^2 > 2\lambda\beta c \quad \text{уровень чистой прибыли.}$$

$\Rightarrow 0 < s_1 < s_2$ она же избыточна. Какое же корректное решение?

Оно которое не выше β

$$s_2 > \beta$$

$$2\beta c - \lambda + \sqrt{\lambda^2 + 4\lambda\beta c} > 2\beta c$$

$$\sqrt{\lambda^2 + 4\lambda\beta c} > \lambda \quad \checkmark$$

s_2 очевидно не является решением

$$s_1 < \beta$$

$$2\beta c - \lambda - \sqrt{\lambda^2 + 4\lambda\beta c} < 2\beta c$$

$$-\sqrt{\lambda^2 + 4\lambda\beta c} < \lambda \quad \checkmark$$

$$\Rightarrow A = \boxed{\frac{2\beta c - \lambda - \sqrt{\lambda^2 + 4\lambda\beta c}}{2c}}$$

Условия корней должны быть:

1. ЧП $c > \frac{\alpha \lambda}{\beta}$

2. условия из генераторных ф-й

$$Mx_1(s) \Rightarrow \beta - s > 0 \quad \text{и} \quad \boxed{s < \beta}$$

$Mx_2(s) \Rightarrow s < \lambda$; когда же аргумент $-cs$ обладает неединакостью, то $-cs < \lambda$, и $s > \frac{\lambda}{c}$ и приводят к условию $\boxed{s > 0}$

1) Критерий неединакости

При этом обновляется со балансом уровня чистой прибыли. Но, также, что исходный критерий А. Тогда неединакости

$$\psi(u) \leq e^{-Au} \quad \text{будет для } u > 0.$$

Задачи для решения:

К-1 задача

$$p(t) = (1+g)ES(t) = (1+g) \frac{EX_1}{EY_1} t \Rightarrow (1+g) \frac{EX_1}{EY_1}$$

и приводит к следующим выводам

$$\Rightarrow 1+g = \frac{cEY_1}{cEX_1}$$

и задается же условие чистой прибыли

4) Нека $X_1 \in \mathcal{E}(2, 2)$

$$\rho = 10\%$$

$$Y_1 \in \mathcal{E}(\lambda)$$

Израчунати кундебетов кофицијент A.

Израчунато:

$$A = \frac{2BC - \lambda - \sqrt{\lambda^2 + 4\lambda BC}}{2C} = \frac{2 \cdot 2 \cdot 1.1\lambda - \lambda - \sqrt{\lambda^2 + 4\lambda \cdot 2 \cdot 1.1\lambda}}{2 \cdot 1.1\lambda} = \frac{4.4 - \lambda - \sqrt{3.8}}{2.2} = \frac{3.4 - \sqrt{9.8}}{2.2} \approx 0.1225$$

$$c = (1+\rho) \frac{EX_1}{EY_1} = 1.1 \cdot \frac{\frac{2}{2}}{\frac{1}{\lambda}} = 1.1\lambda$$

5) Нека $X_1 \in \mathcal{E}(2.5, 2.5)$

$$\rho = 5\%$$

$$Y_1 \in \mathcal{E}(\lambda)$$

Израчунати кундебетов кофицијент A и корисните нумеричке методе предвидују вредноста за A на неколико десетина.

Услов чистоте производа:

$$c > \lambda$$

$$c = (1+\rho) \frac{EX_1}{EY_1} = 1.05\lambda$$

Треба решити уравните

$$\left(\frac{2.5}{2.5-\lambda} \right)^{\frac{5}{2}} \cdot \frac{\lambda}{1.05\lambda + \lambda} = 1$$

$$ii) \left(\frac{5}{5-\lambda} \right)^{\frac{5}{2}} = 1.05\lambda + 1 \quad \lambda < 2.5$$

Мога да се додаде до решетка коришћењем поседне сортирања или аппроксимације:

$$e^{AX} \geq 1 + AX + \frac{(AX)^2}{2} \quad \text{за } X \geq 0 \quad \left(M_{X_1}(A) \cdot \frac{\lambda}{CA + \lambda} = 1 \quad ii). \quad \lambda + CA = \lambda M_{X_1}(A) \right)$$

$$\lambda \int_0^{+\infty} e^{AX} dx \geq \lambda \int_0^{+\infty} \left(1 + AX + \frac{(AX)^2}{2} \right) f(x) dx$$

$$\lambda + CA \geq \lambda \left(1 + AEX_1 + \frac{A^2 E(X_1^2)}{2} \right)$$

$$\Rightarrow A(c - \lambda EX_1) \geq \frac{\lambda}{2} A^2 E(X_1^2) \quad / : A$$

f је дисперија расподеле с. величине X_1

$$A \leq \frac{2(c - \lambda EX_1)}{\lambda E(X_1^2)} \quad \text{задра ап.}$$

$$EX_1 = \frac{\alpha}{\beta} = 1$$

$$DX_1 = \frac{\alpha^2}{\beta^2} = \frac{1}{\frac{5}{2}} = \frac{2}{5} \Rightarrow E(X_1^2) = \frac{2}{5} + 1 = \frac{7}{5}$$

$$A \leq \frac{2(1.05\lambda - \lambda)}{\lambda \cdot \frac{7}{5}} = \frac{\frac{1}{5}\lambda}{\frac{7}{5}} = \frac{1}{14} = 0.07143$$

Newton-Raphson method

$$A = 0.0685$$



Вероятностка прениввателка: $\Psi(u) = 1 - \Phi(u)$

Преприносителка се дава се разширява Крамер-Лундбергов модел и да възникне чистота геодезия.

$$\Psi(u) = \Psi(0) + \frac{1}{(1+g)EX_1} \int_0^u (1-F_{X_1}(y)) \Psi(u-y) dy$$

дог. ил. $EX_1 < +\infty$

X_1 ще е съвместна асиметрично-некреклинова шеста (Е гусеница $f(x)$)
 g ще назовавате коффициент / додавак

Ноите се определят: $\boxed{\Psi(0) = \frac{g}{1+g}}$

Задача ще $\Psi'(u) = \frac{1}{C} \Psi(u) - \frac{\lambda}{C} \int_0^u \Psi(u-x) dF_{X_1}(x)$
 $= \frac{\lambda}{C} \Psi(u) - \frac{\lambda}{C} \int_0^u \Psi(u-x) f(x) dx$

Г лапласова трансформация

Нека ще $h(y)$ функция дефинирана за $y \geq 0$.
 лапласова трансформация ще е h заместена са $\overset{+oo}{\int_0}$

$$h^*(s) = \int e^{-sy} h(y) dy$$

1) Нека са h_1 и h_2 ф-ја за коите лапласова трансформация и нека са d_1 и d_2 const. Тога ще

$$d_1 h_1^*(s) + d_2 h_2^*(s) = (d_1 h_1 + d_2 h_2)^*(s)$$

2) Нека ще h ф-ја за които лапласова трансформация и нека ще $H(x) = \int_0^x h(y) dy$. Тога ще

$$H^*(s) = \frac{h^*(s)}{s}$$

3) Нека ще h диференциабилна ф-ја за които лапласова трансформация. Тога ще

$$(h')^*(s) = sh^*(s) - h(0)$$

4) Нека ще $h(x) = \int_0^x h_1(y) h_2(x-y) dy$ контволюция ф-ја h_1 и h_2 за коите лапласова трансформация.

Тога ще

$$h^*(s) = h_1^*(s) \cdot h_2^*(s)$$

• $h(y) = 1$ за $y \geq 0 \Rightarrow h^*(s) = \frac{1}{s}$

• $h(y) = e^{-ay}$ за $y \geq 0 \Rightarrow h^*(s) = \frac{1}{s+a}$

• $h(y) = 1 - pe^{-ay} - qe^{-by}$, $y \geq 0 \Rightarrow h^*(s) = \frac{1}{s} - \frac{p}{s+a} - \frac{q}{s+b}$ $a, b > 0$

И

$$\boxed{\Psi^*(s) = \frac{C\Psi(0)}{Cs - \lambda(1 - f^*(s))}}$$

къде ще с асиметрична коффициент

пример (X_i) iid низ величини за хипотеза

$X_i \sim \text{Exp}(\alpha)$ ил. $f(x) = \alpha e^{-\alpha x}$, $x \geq 0$

$$EX_1 = \frac{1}{\alpha}$$

$$C = (1+g) \frac{EX_1}{EY_1} = (1+g) \frac{\alpha}{\alpha}$$

$$\lambda\Psi(0) = \frac{1}{1+g} = \frac{\alpha}{\alpha} \Rightarrow \Psi(0) = 1 - \frac{\alpha}{\alpha}$$

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

$$\begin{aligned} \Psi^*(s) &= \frac{C - \frac{\alpha}{\alpha}}{Cs - \lambda(1 - \frac{\alpha}{\alpha})} = \frac{1 - \frac{\alpha}{\alpha}}{s - \frac{\alpha}{\alpha} \cdot \frac{s}{s+\alpha}} = \frac{(s+\alpha)(1 - \frac{\alpha}{\alpha})}{s(s - (\frac{\alpha}{\alpha} - \alpha))} = \frac{A}{s} + \frac{B}{s - (\frac{\alpha}{\alpha} - \alpha)} \\ &= \frac{1}{s} - \frac{\alpha}{\alpha(s - (\frac{\alpha}{\alpha} - \alpha))} \end{aligned}$$

Г неопределени коффициенти:

$$AS - A(\frac{\alpha}{\alpha} - \alpha) + BS = s(1 - \frac{\alpha}{\alpha}) + \alpha(1 - \frac{\alpha}{\alpha})$$

$$A+B = 1 - \frac{\alpha}{\alpha}$$

$$-A(\frac{\alpha}{\alpha} - \alpha) = \alpha(1 - \frac{\alpha}{\alpha}) \Rightarrow \boxed{A=1}$$

$$\boxed{B = -\frac{\alpha}{\alpha}}$$

И

$$\Rightarrow \Psi(u) = 1 - \frac{\alpha}{\alpha} e^{-(\alpha - \frac{\alpha}{\alpha})u} - \text{вероятностка прениввателка}$$

$$\Psi(u) = \frac{\alpha}{\alpha} e^{-(\alpha - \frac{\alpha}{\alpha})u} - \text{вероятностка разарата}$$

△

1. (X₁) ид низ величина за однотипном
X₁ има мешовину експоненциалнту распределу дашу гусичное распределе $f(x) = \frac{1}{2}(2e^{-2x} + \frac{2}{3}e^{-\frac{2}{3}x}), x > 0$
 $\lambda = 10\%$
одредити вероятносту разарата $\Psi(u)$.

Решение:

Прво се одредите вероятноста спречивавата $\Psi(u)$.

$$\varphi^*(s) = \frac{c\Psi(0)}{cs - \lambda(1 - f^*(s))}$$

$$\begin{aligned} c &= 1 \cdot 1 \cdot 1 = \frac{11}{10} \lambda \\ EX_1 &= \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \cdot \frac{3}{2} = 1 \quad f^*(s) = \frac{1}{2} \int_0^{+\infty} e^{-sx} (2e^{-2x} + \frac{2}{3}e^{-\frac{2}{3}x}) dx = \frac{1}{s+2} + \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{s+\frac{2}{3}} \end{aligned}$$

$$\Psi(0) = \frac{1}{11}$$

$$\begin{aligned} \varphi^*(s) &= \frac{\frac{11}{10}\lambda \cdot \frac{1}{11}}{\frac{11}{10}s - \lambda(1 - \frac{1}{s+2} - \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{s+\frac{2}{3}})\frac{10}{10}} = \frac{1}{11s - 10(1 - \frac{1}{s+2} - \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{s+\frac{2}{3}})} = \frac{(s+2)(3s+2)}{11s(3s^2+8s+4) - 10(3s^2+8s+4) - 3s - 2 - s - \lambda} \\ &= \frac{(s+2)(3s+2)}{33s^3 + 88s^2 + 44s - 30s^2 - 40s} = \frac{(s+2)(3s+2)}{33s(s^2 + \frac{58}{33}s + \frac{4}{33})} = \frac{1}{33} \cdot \frac{3s^2 + 8s + 4}{s(s+0.07191)(s+1.68567)} = \textcircled{*} \end{aligned}$$

$$F(s^2 + \frac{58}{33}s + \frac{4}{33}) = (s+0.07191)(s+1.68567)$$

и

метода неодреденых коэффициентов:

$$\frac{A}{s} + \frac{B}{s+0.07191} + \frac{C}{s+1.68567} = \frac{3s^2 + 8s + 4}{s(s+0.07191)(s+1.68567)}$$

$$A+B+C = 3$$

$$1.75758A + 1.68567B + 0.07191C = 8$$

$$0.12122A = 4 \Rightarrow A = 33$$

$$\text{Где, } B = -29.64673, C = -0.35327$$

$$\textcircled{*} = \frac{1}{33} \cdot \left(\frac{33}{s} - \frac{29.64673}{s+0.07191} - \frac{0.35327}{s+1.68567} \right)$$

$$= \frac{1}{s} - \frac{0.89839}{s+0.07191} - \frac{0.01071}{s+1.68567}$$

$$\Rightarrow \Psi(u) = 1 - 0.89839 e^{-0.07191 \cdot u} - 0.01071 e^{-1.68567 \cdot u}$$

$$\boxed{\Psi(u) = 0.89839 e^{-0.07191 \cdot u} + 0.01071 e^{-1.68567 \cdot u}, u \geq 0}$$

△

Крамерова асимптотска формула

$$\Psi(u) \sim Ce^{-\lambda u}$$

тогде λ члендерюв коэффициент, а C крамерова константа дефинисана са

$$C = \frac{c - EX_1}{E(X_1 e^{-\lambda X_1}) - \frac{c}{\lambda}}$$

специјално, ако $X_1 \in E(\alpha), \alpha > 0$

$$\boxed{\Psi(u) = Ce^{-\lambda u}, u \geq 0}$$