

Γραφική:

$$N(t) = \sum_{i=1}^L x_i$$

βυθεται σε Poisson.

$N(t)$ σ. ανεξάρτητη Poisson (λ)

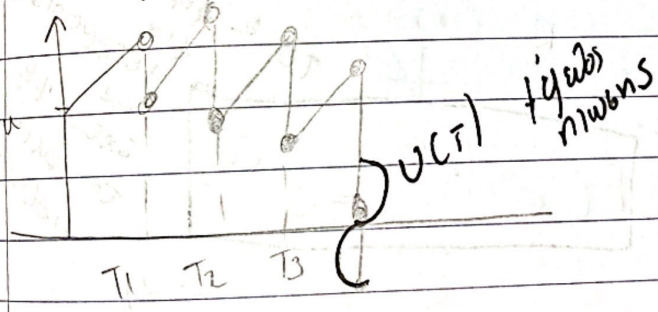
$$U(t) = U + ct - S(t) \quad t \geq 0$$

σχεσια με ανεξάρτητη
πλεοναύφ ατος.

$$c = (1 + \theta) \lambda \cdot \mu, \quad \mu = E(x)$$

θ : περιθώριο ασφαλείας

$$T := \inf \{ t \geq 0 : U(t) \leq 0 \}$$



κατανομή
επειδή
πρώτα είναι
κέραιο

Α βυθεται σε Poisson με μέση τιμή λ

$$M_x(r) = 1 + \frac{c}{r} \cdot r = 1 + (1 + \theta) \mu \cdot r$$

και βρίσκω πόση μέση κέραιο τη διάρκεια.

(από ένα παράδειγμα)

από την 4.3.1 και e^{Rc} για χρονική στιγμή t και $S = S(t)$

$$\alpha) E(e^{R^S}) = E(e^{R^C})$$

• Από τον S(t) ανέρχεται οδ. Poisson:

$$M_{S(t)}^{(v)} = e^{\lambda t (M_X(v) - 1)}$$

$$M_{S(t)}^{(R)} = e^{\lambda t \left(X + \frac{c}{\lambda} R - X \right)}$$

$$M_S(t) = P_N(M_X(t))$$

$$= e^{ctR}$$

$$- M_{S(t)}^{(R)} = E(e^{R^S}) = e^{Rc} \quad \begin{matrix} \text{από} \\ \text{ως προς } c \end{matrix} \quad \left[\begin{matrix} c = 1 \text{ εν } M_S(t) \\ R \end{matrix} \right]$$

$$b) M_{U(t)}(R) = e^{u \cdot R}$$

$$M_{U(t)}(R) = E(e^{u(t)R}) = e^{uR}$$

το $e^{u \cdot R}$ πρέπει να ισχύει για 16 ώρες ή 6 ώρες ή το αντίστοιχο ανά ώρα

$$E(e^{[u+ct - S(t)] \cdot R}) = e^{uR} e^{ctR} M_{S(t)}^{(-R)}$$

$$= e^{uR} e^{ctR} - e^{ctR} = e^{uR}$$

$$M_{S(t)} =$$

↓ conditions
probability

$$M_X(R) = 1 + (1 + \theta) \mu R$$

|| $E(e^{XR}) > E(1 + RX + \frac{(RX)^2}{2})$ аналитический Taylor

$$1 + (1 + \theta) \mu R > 1 + R \cdot \mu + \frac{R^2 \mu^2}{2}$$

$$\theta \mu R > \frac{R^2 \mu^2}{2}$$

$$R < \frac{2\theta\mu}{\mu^2}$$

$\mu_k = E(X^k)$
 $\mu_1 = \mu$
 $\mu_2 = E(X^2)$

Эргодичность:

уравнение Колмогорова

$$V(t) = u + c \cdot t - S(t)$$

$$S(t) = \sum_{i=1}^{N(t)} x_i$$

$N(t)$
 Poisson (λ)
 arrival + (service)

$$X_i \sim F$$

$$E(X^k) = \mu_k$$

Есть $X \sim \text{Exp}(\beta)$ via unobozrenie

0 conditions probability R
 R же умножить ум. $M_X(r) = 1 + (1 + \theta) \mu \cdot r$
 она $M_X(r) = \frac{\beta}{\beta - r}, r < \beta$

$$f_X(x) = \beta e^{-\beta x}$$

$$\mu = E(X) = \frac{1}{\theta}$$

Από εσω $\frac{\theta}{\theta - r} = \frac{1 + (1 + \theta) \cdot r}{\theta}$

Λογισμicos προς r...

$$0 < \frac{\theta - r}{1 + \theta} < \theta$$

A/W $X \sim \text{Gamma}(2, \theta)$

Θεώρημα:

$\forall u > 0$

$$\psi(u) = \frac{e^{-Ru}}{\int_0^\infty (e^{-Ru(T)} | T < \infty)}$$

Απόδειξη
χρησιμοποιώντας

$$\psi(u) < e^{-Ru}$$

επιβεβαιώνει
Lundberg

Συνεχώς εφαρμόζουμε:

$$\psi(u) = 0$$

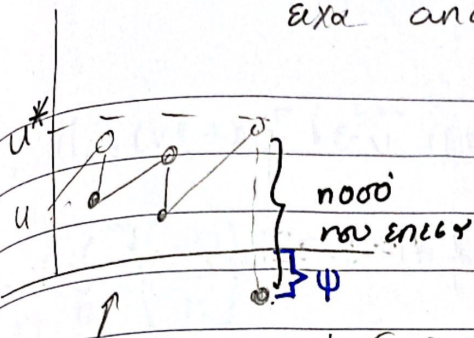
Χρησιμοποιώντας την κατάσταση της $-U(T) | T < \infty$
 $P(-U(T) > y | T < \infty)$

με άλλα λόγια η u ή η x που είναι η τιμή των
 αλυσίδων

αυτή είναι η τιμή

ελάχιστη ενέργεια u^*

$\max(x_1, x_2)$



ανάμεση διάσταση.

$$= P(X > u^* + y \mid X > u^*)$$

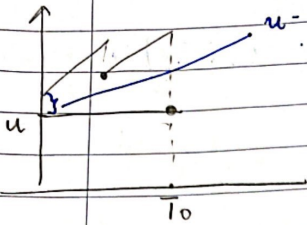
$$= P(X > y) \quad \text{απνήφορη ιδιοτητα}$$

$$= e^{-\theta y} \sim \text{Exp}$$

$$E(e^{-RUCT}) \mid T < \infty = \frac{\theta}{\theta - R}$$

$$\psi(u) = \frac{e^{-Ru}}{\theta - R} \quad R = \frac{\theta \cdot \theta}{1 + \theta} \quad \frac{1}{1 + \theta} \cdot e^{-Ru}$$

$$\psi(0) = \frac{1}{1 + \theta}$$

$u(t)$ 

$$u - U(T_0) \quad U(t) = u + ct - s(t)$$

$$T_0 = \min \{ t \geq 0 : U(t) \leq u \}$$

$$= \min \{ t \geq 0 : ct - s(t) \leq 0 \}$$

$$u - U(T_0)$$

$$L_1 = u - U(T_0) / T_0 < \infty$$

$$\text{Eav } u = 0$$

Θεωρήματα

Αν $\mu > 0$ τότε η διαδικασία $\{X_t\}_{t \geq 0}$ με $\lambda \leq \mu$ και $X_0 = 0$ είναι σταθερή

$$\blacktriangleright P(U(T_0) \in (u - y - dy, u - y) \mid T < \infty) =$$

$$\blacktriangleright P(U(t) \in (-y - dy, -y), T < \infty) \quad c = (1 + \theta)\lambda\mu$$

$$\frac{\lambda}{c} = \frac{1}{(1 + \theta)\mu}$$

$$f_{L_1}(y) = \frac{1 - F_X(y)}{\mu}$$

$$\bullet P(T_0 < \infty) = \int_0^{\infty} \frac{\lambda}{c} (1 - F_X(y)) dy \quad E(X)$$

$$= \frac{\lambda}{c} \int_0^{\infty} (1 - F_X(y)) dy$$

$$= \frac{\lambda}{c} \cdot \mu = \frac{1}{1 + \theta}$$

$$\bullet M_{L_1}(r) = E(e^{L_1 r}) = \int_0^{\infty} e^{ry} \frac{1 - F_X(y)}{\mu} dy$$

$$= \frac{1}{\mu} \int_0^{\infty} \left(\frac{e^{ry}}{r}\right)' [1 - F_X(y)] dy$$

$$= \frac{1}{\mu} \left[\frac{e^{ry}}{r} [1 - F_X(y)] \Big|_0^{\infty} + \frac{1}{r} \int_0^{\infty} e^{ry} f_X(y) dy \right] =$$

$$= \frac{1}{\mu} \left(-\frac{1}{r} + \frac{1}{r} M_X(r) \right)$$

$$M_{L_1}(r) = \frac{M_X(r) - 1}{r\mu}$$

01 ponogy Boluany

87 Bplokiv PESCS

1145 uou and

$M_X(r)$ Bplokiv 2

$$\bullet E(L_1^k) = \frac{\psi_{k+1}}{(k+1)\mu}$$

$$\bullet E(L_1) = \frac{\psi_2}{2\mu}$$

$$\psi(0) = \frac{e^{-R \cdot 0}}{E[e^{-R(L_1)}]}$$

$$\text{Jatari } \psi(u) = \frac{e^{-Ru}}{E[e^{-Ru} T]} \Big|_{T < \infty}$$

$$= \frac{e^{-R \cdot 0}}{E[e^{-R L_1}]} = \frac{1}{M_{L_1}(R)}$$



$$\text{onow } M_{L_1}(R) = \frac{M_X(R) - 1}{R\mu}$$

$$= \frac{1 + (1+\theta)\mu R - 1}{R\mu} = 1 + \theta$$

Apdx

$$\varphi(0) = \frac{1}{1+\theta}$$

Argument

Ważność funkcji

$$P(X=1) = P(X=2) = \frac{1}{2}$$

$$f_{L_1}(x) ?$$

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & x < 1 \\ 1/2 & 1 \leq x < 2 \\ 1 & x \geq 2 \end{cases}$$

$$1 - F_X(x) = \begin{cases} 1 & , x < 1 \\ 1/2 & , 1 \leq x < 2 \\ 0 & , x \geq 2 \end{cases}$$

$$f_{L_1}(x) = \frac{1 - F_X(x)}{\mu}, \quad \mu = 1 \cdot \frac{1}{2} + 2 \cdot \frac{1}{2} = \frac{3}{2}$$

6nn d1

$$f_{L_1}(x) = \begin{cases} 2/3 & 0 < x < 1 \\ 1/3 & 1 \leq x < 2 \end{cases}$$

↓ περιγραφή του γεγονότος
 αν $u > 0$

$$L = \max_{t \geq 0} \{ u - u(t) \} = \max_{t \geq 0} \{ s(t) - ct \}$$

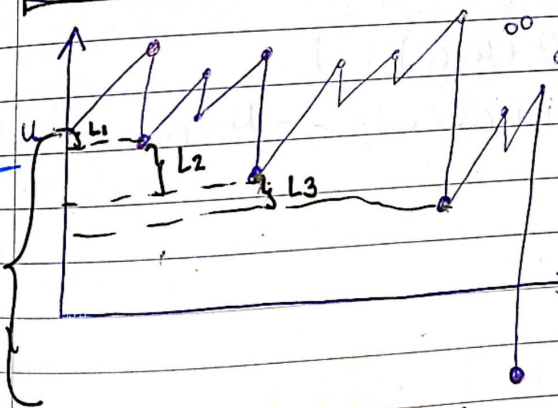
$$s(t) - ct = 0 \quad L \geq 0.$$

$$\begin{aligned} 1 - \psi(u) &= P(u(t) \geq 0 \quad \forall t) \\ &= P(u + ct - s(t) \geq 0 \quad \forall t) \\ &= P(\overset{ct \geq 0}{s(t)} - \overset{ε \geq 0}{ct} \leq u \quad \forall t) \\ &= P(L \leq u) \quad \text{ε.κ.σ} \end{aligned}$$

Από εδώ
 $\forall t$, θα βρω
 μια για
 $t \geq 0$

$$1 - \psi(0) = P(L \leq 0) \text{ διαφύκη}$$

L μικρή κατανομή



οο είναι
 κλάσματα
 διαδοχικά
 είναι κάθε
 φορά έχω
 άλλο ~

L_i (γωνίες)

$$L = L_1 + L_2 + \dots + L_M \quad (M=4)$$

$M \sim \text{Geom.}$

$$P(N=m) = \psi^n(0) (1 - \psi(0))$$

$$M_L(r) = P_M(M_{L+1}(r)) \quad , L = \sum_{i=1}^M L_i$$

$$M_L(r) = \frac{\theta}{1+\theta - M_{L+1}(r)}$$

$$L_i \sim L_1$$

$$M_L(r) = \frac{\theta}{1+\theta - \frac{M_X(r)-1}{r\mu}}$$

$$= \frac{\theta \cdot r}{1 + (1+\theta)\mu r - M_X(r)}$$

$$= \underbrace{\frac{\theta}{1+\theta}}_{P(L=0)} + \frac{1}{\theta} \frac{\theta(M_X(r)-1)}{1 + (1+\theta)\mu r - M_X(r)}$$

διαμετρο έτος

6XS έτος

$$M_L(r) = (e^{rt})^{-1} = e^{-rt} P(L=0) + \int_0^{\infty} e^{-ry} f_L(y) dy$$

Εφαρμογή: $X=2$ $\mu=1$

$$M_X(r) = E(e^{rt})$$

μηνιαίο
νοσηρό
κόστος

$$M_L(r) = \frac{\theta \cdot 2 \cdot r}{1 + (1+\theta) \cdot 2 \cdot r - e^{2r}}$$

απόλυτα L ~ Geom

$$\begin{aligned} E(L) &= E(H) E(L_{\perp}) \\ &= \frac{1}{\theta} \frac{\mu z}{2\mu} \end{aligned}$$

note that E θα είναι για $X = Z + n \cdot Z_{\perp}$

$$V(L) = E(H) V_{\text{var}}(L_{\perp}) + V_{\text{var}}(H) E^2(L_{\perp})$$

$H_L(x)$

$X \sim$ mixtures of exponentials.

$$f(x) = \sum_{i=1}^n A_i \beta_i e^{-\beta_i x} \quad x > 0 \quad \beta_i > 0 \quad A_i > 0$$

$$A_1 + A_2 + \dots + A_n = 1$$

$$E(x) = \sum_{i=1}^n A_i \frac{1}{\beta_i}$$

$$\mu_X(r) = \sum A_i \frac{\beta_i^r}{\beta_i - r} \quad r < j = \min \{ \beta_1, \dots, \beta_n \}$$

$$\int_0^{\infty} e^{ur} (-\varphi'(u)) du = \sum_{i=1}^n c_i \frac{r^i}{r^i - r}$$

$$\varphi(u) = \sum_{i=1}^n c_i e^{-r_i u}$$

$$\varphi(0) = \sum_{i=1}^n c_i$$

Αόριστος
= 3, C=1

$$f_x(x) = \frac{1}{3} e^{-3x} + \frac{16}{3} e^{-6x}, x > 0$$

$\mu = ?$, $\theta = ?$
 $M_X(v) = ?$, $R = ?$

$M_L(v) = ?$

$\psi(u) = ?$

πίσημ ενθαρτυριών

Λύση:

$$f_x(x) = \frac{1}{9} (3e^{-3x}) + \frac{16}{18} (6e^{-6x})$$

• $\psi = E(x) = \frac{1}{9} \cdot \frac{1}{3} + \frac{16}{18} \cdot \frac{1}{6} = \frac{5}{27}$

• $C = (1+\theta) \mu \Rightarrow 1+\theta = \frac{1}{\frac{3 \cdot 5}{2+9}} = \frac{9}{5} \Rightarrow \theta = \frac{4}{5}$

• $M_X(v) = \frac{1}{9} \cdot \frac{3}{3-v} + \frac{16}{18} \cdot \frac{6}{6-v}, v < 3$

• $M_L(v) = \frac{\theta}{1+\theta} + \frac{1}{\theta+1} \frac{\theta [M_X(v) - 1]}{1 + (1+\theta)\mu v - M_X(v)} =$

$$\frac{1}{9} \frac{4}{4-r} + \frac{4}{9} \frac{2}{2-r}$$

$$= \frac{4}{9} + \frac{4}{9} \frac{r(10-3r)}{r(r-2)(r-4)}$$

$$\sum c_i e^{-r_i u}$$

$$p(u) = \frac{1}{9} e^{-4u} + \frac{4}{9} e^{-2u} \quad \infty$$

$$M_X(r) = 1 + (1+\theta) \mu \cdot r \Rightarrow \text{gdy w } r_1, r_2$$

długość czasu max dla R

obu stron

$$f_X(x) = e^{-2x} + \frac{1}{3} e^{-\frac{2x}{3}}, \quad x > 0$$

$$M_X(r) = \frac{1}{9} \cdot \frac{2}{2-r} + \frac{1}{9} \cdot \frac{2/3}{2/3-r}$$

$$\left. \begin{array}{l} r=0 \\ r=1,68 \end{array} \right\}$$

$$= 1 + (1+\theta) \mu r$$

$$\text{gdy } \theta = 0,1$$

$$r = 0,07$$

$$R = 0,07$$

$$\psi(u) = c_1 e^{-r_1 u} + c_2 e^{-r_2 u}$$

$$\psi(0) = c_1 + c_2$$

$$\psi(2) = c_1(2) = \frac{c_1}{r_1} + \frac{c_2}{r_2}$$

$$2 \cdot 0,4$$

$$X \sim r(2, 3) / 5$$

agumom

$$a = 1, c = 1.0$$

$$f_X(x) = \frac{9}{20} x e^{-3x/5}, x > 0$$

$$\psi = 0, \theta = 0, M_X(v) = 0$$

$$\psi = E(X) = 2/3/5$$

$$M_L(v) =$$

$$\frac{1}{1+\theta} \frac{\theta (M_X(v) - 1)}{1 + (1+\theta)M_X(v) - M_X(v)}$$

$$= \frac{-1}{15} \frac{0.8}{0.8 - v} + \frac{2}{5} \frac{0.3}{0.3v}$$

$$\psi(v) = -\frac{1}{15} e^{-0.8} + \frac{2}{5} e^{-0.3v}$$