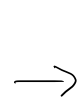


Σάββατο 20-11-2021

Μάθημα. 7.

Μέτρα κινδύνου

$$m(S)$$



? άρτιο  
• άνοθεταίος  
κεφαλαίο

$$m(S+c) = m(S) + c$$

$$S \leq S'$$

$$m(S) \leq m(S')$$

$$m(cS) = cm(S)$$

$$m(S+S') \leq m(S) + m(S')$$

$$m(2S) \leq 2m(S)$$

$$m(S)$$

$$E(S)$$

$$\text{Var}(S)$$

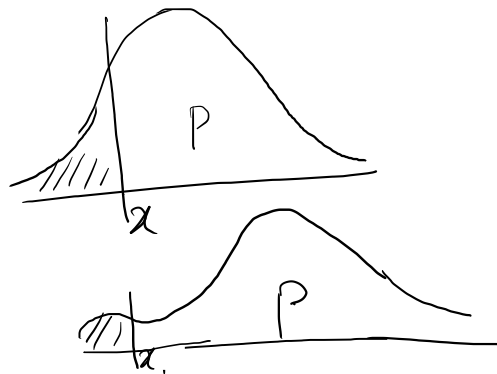
$$P(S)$$

Value-at-Risk αγια σελιδου

$$\text{VaR}(S, p) = \inf \{ x : F_S(x) \geq p \}$$
$$P(S > x) \leq 1 - p$$

$$G_{\min}(2x) > 2G_{\min}(x)$$

U exponential.



# Tail Value-at Risk TVaR

$$\boxed{\text{TVaR}(S; p) = \frac{1}{1-p} \int_p^1 \text{VaR}(S; t) dt}$$

$$\boxed{\text{TVaR}(S; p) = \text{VaR}(S; p) + \frac{1}{1-p} \text{ES}(S; p)}$$

$$\text{TVaR}(S; p) = \inf_d \left\{ d + \frac{1}{1-p} \mathbb{P}_S(d) \right\}$$

↖  $G(d)$

TVaR είναι υποπροσθετική

$$S, T \quad p \in (0, 1)$$

$$d_1 = \text{VaR}(S; p) \quad d_2 = \text{VaR}(T; p)$$

$$d = d_1 + d_2$$

$$\text{TVaR}(S+T; p) \leq d + \frac{1}{1-p} P_{S+T}(d)$$

$$= d_1 + d_2 + \frac{1}{1-p} E[(S+T - d_1 - d_2)_+]$$

$$\leq d_1 + d_2 + \frac{1}{1-p} [E(S - d_1)_+ + E(T - d_2)_+]$$

$$= \text{TVaR}(S; p) + \text{TVaR}(T; p)$$

# Conditional Tail Expectation

$$\text{CTE}(S; p) = E(S \mid S > \text{VaR}(S; p))$$

$$\text{CTE}(S; p) = \text{VaR}(S; p) + \frac{1}{1 - F_S(\text{VaR}(S; p))} ES(S; p)$$

S OWEXIS CTE = TVaR

Kaas & Albrecht S.G.2

VaR, TVaR

$$E(S; p) = E \left[ (S - \underbrace{\text{VaR}(S; p)}_d)_+ \right]$$

$$G(d) = E[(X-d)_+]$$

Akwan S.G.6 kaas

$S \sim U(\alpha, b)$   $a, b \in \mathbb{R}$

VaR? ES? TVaR? CTE?

Au6u

$$\text{VaR}(S; p) = F_S^{-1}(p)$$

$$F_S(t) = \frac{t-a}{b-a} \quad \text{DETW } F_S(t) = p \quad 0 < p < 1$$

$$\frac{t-a}{b-a} = p \Rightarrow t = p(b-a) + a$$

$$\text{VaR}(S, p) = \begin{cases} p(b-a) + a & p \in (0, 1] \\ -\infty & p = 0 \end{cases}$$



$$\begin{aligned}
 ES(S; p) &= E \left[ (S - \underbrace{\text{VaR}(S; p)}_{s_0})_+ \right] \\
 &= \int_a^b (t - s_0)_+ \frac{dt}{b-a} = \int_{s_0}^b (t - s_0) \frac{dt}{b-a} = \\
 &= \frac{(b-a)(1-p)^2}{2}
 \end{aligned}$$

$$S \sim U(a, b) \quad \boxed{S \sim (b-a)X + a} \quad X \sim U(0, 1)$$

$$\begin{aligned}
 ES(X; p) &= E \left[ (X - \underbrace{x_0}_{p})_+ \right] \\
 \text{VaR}(X; p) &= \underline{\underline{p}}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 ES(X; p) &= E \left[ (X - p)_+ \right] = \int_p^1 [1 - F_X(t)] dt = \\
 &= \int_p^1 (1-t) dt = \frac{1}{2} (1-p)^2
 \end{aligned}$$

$$ES(S; p) = (b-a) ES(X; p) = (b-a) \frac{1}{2} (1-p)^2$$

$$\begin{aligned} \text{TVaR}(X, p) &= \frac{1}{1-p} \int_p^1 \text{VaR}(X, t) dt = \\ &= \frac{1}{1-p} \int_p^1 t dt = \frac{1+p}{2} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{TVaR}(S; p) &= (b-a) \text{TVaR}(X; p) + a = \\ &= \frac{(b-a)(1+p)}{2} + a = \frac{b+a+p(b-a)}{2} \end{aligned}$$

? κατανοια? HW

$$\text{TVaR}(S; p) = \text{VaR}(S; p) + \frac{1}{1-p} E\{S, p\}$$

CTE(S; p) ?

in  $S$  Gewerks  $CTE(S; p) = TVaR(S; p)$

in  $CTE(S; p) = (b-a) CTE(X; p) + a$

$$CTE(X; p) = E(X \mid X > VaR(X; p))$$

$$= \frac{E\left(X \cdot \mathbb{1}_{\{X > VaR(X; p)\}}\right)}{P(X > VaR(X; p))}$$

$$= \frac{\int_{x_0}^1 t dt}{1-p} = \frac{1+p}{2}$$

Θεωρία χρεοκομίας

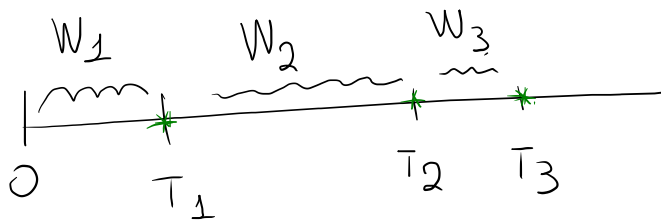
Ruin theory.

Αν οι  $\eta$  μίρες συμβαίνουν τις χρ. βυμτίς

$T_1, T_2, \dots$

$T_1 < T_2 < \dots$

$$T_n = \sum_{i=1}^n W_i$$



$$W_i = T_i - T_{i-1} \quad i \geq 1$$

$$T_0 = 0$$

$\{T_n; n \geq 0\}$  σφρακί διαδικασία.

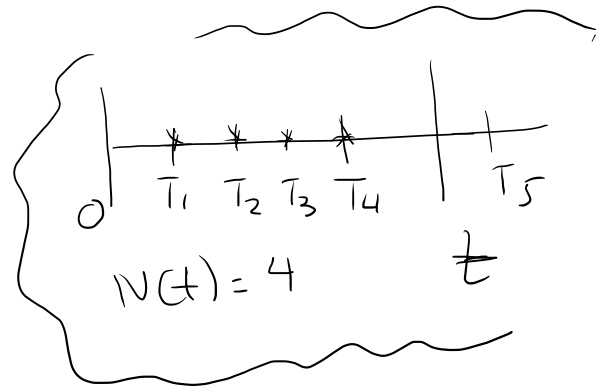
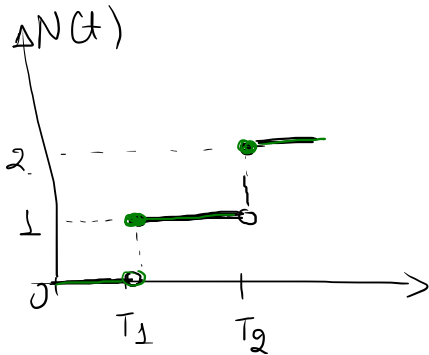
Η αναπροσμετρία στοχαστική διαδικασία

$$\left. \begin{array}{l} N(t); t \geq 0 \\ T_n; n \geq 0 \end{array} \right\} \text{ TNS } \left. \begin{array}{l} T_n; n \geq 0 \end{array} \right\}$$

$$N(t) = \sup \{ n \geq 0 : T_n \leq t \}$$

αριθμός των γεγονότων που συμβαίνουν στο  $(0, t]$

$$N(0) = 0$$



Δείγμα βωρενής

Αναμενόμενη  
βωρενής

$$\underline{m(t)} = E[N(t)]$$

Έστω  $P(t)$  συνολικό ποσό ασφαλιστηρίων στο  $[0, t]$  (€ οδός)

$S(t)$  συνολο ποσό κινδύνου. (€ οδός)

$R(t) = (P(t), S(t))$   
κινδυνολογία

$\underbrace{P(t) - S(t)}$   
με ενδιαφέρει



$$P(t) = c \cdot t$$

$c$  : ασφαλιστικό στη  
μονάδα του χρόνου  
(premium rate)

$$\underbrace{c \cdot t - S(t)}$$

$$P(t) = \int_0^t c(u) du$$

u. αρχικό δυναμικό

$$U(t) = u + \underbrace{c_0 t}_{\text{εσοδα}} - \underbrace{S(t)}_{\text{εξοδα}}$$

$\{U(t); t \geq 0\}$  στοχαστική αυξανόμενη Πλεονάζουσα  
Surplus process (risk process.)

$U(t)$  Πλεόνασμα τα χρονικά διαστήματα  $t$

$$U(0) = u$$

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

$X_i$  τμ εκφράζει το ποσό  
ως  $i$ -αποζημίωσης



Θα υποθέτουμε ότι η  $N(t)$

## Διαδικασία Poisson

$N(t)$  διαδικασία Poisson με ρυθμό  $\lambda$  όταν.

(i)  $N(0) = 0$

(ii) Για  $s < t$  η μεταβολή  $N(t) - N(s)$  ανεξ. της μεταβολής  $N(s)$  (ανεξ. προσαυτίσματος)

(iii)  $P[N(t+h) - N(t) = 1] = \lambda \cdot h + o(h)$   $h > 0$  πολύ μικρό  
 $P[N(t+h) - N(t) = 0] = 1 - \lambda h + o(h)$   $o(h): \lim_{h \rightarrow 0} \frac{o(h)}{h} = 0$   
( $P(N(t+h) - N(t) \geq 2) = o(h)$ )

(iii)' για  $0 \leq s < t$  η  $N(t) - N(s) \sim \text{Poisson}(\lambda(t-s))$   $\lambda > 0$   
 $P(N(t) - N(s) = k) = e^{-\lambda(t-s)} \frac{[\lambda(t-s)]^k}{k!}$   $k = 0, 1, \dots$

$P(N(t) = k) = e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^k}{k!}$   $k = 0, 1, \dots$   $\lambda$  εντάσσεται ως Poisson

$\{N(t), t \geq 0\}$

Poisson διαδικασία

ρυθμω  $\lambda$   
Έξακου.

$\Leftrightarrow \{W_k; k \in \mathbb{N}\}$

$W_1, W_2$  ανεξ. & ισότομεί

$\sim \exp(\lambda)$

Υπόθεση } :  $\{N_1(t)\}_{t \geq 0}$ ,  $\{N_2(t)\}_{t \geq 0}$  ανεξ. διαδ. Poisson  
 ο.δ. Poisson με  $\lambda_1$ ,  $\lambda_2$  αντίστοιχα  
 ποσούς

Τότε  $\{N(t); t \geq 0\}$   $N(t) = N_1(t) + N_2(t)$   
 διαδ. Poisson με ποσό  $\lambda_1 + \lambda_2$

Διάγνωση

Αν  $\{N(t); t \geq 0\}$  διαδ. Poisson με ποσό  $\lambda$

τότε είναι του τύπου  $i$  με πιθανότητες  $p_i$   $i=1,2$  ( $p_1+p_2=1$ )

Τότε  $\{N_1(t), t \geq 0\}$ ,  $\{N_2(t), t \geq 0\}$  ανεξ. διαδ. Poisson  
 με ποσούς  $\lambda p_1$ ,  $\lambda p_2$  αντίστοιχα

# Μη ομογενή Διαδικασία Poisson

ρυθμό  $\lambda(t)$  με σταθερό

27. Διαδικία μη-ομογενή Poisson με ρυθμό  $\lambda(t)$

(i)  $N(0) = 0$

(ii)  $\{N(t); t \geq 0\}$  αυξ. προς

$$\begin{aligned} \text{(iii)} \quad P(N(t+h) - N(t) = 1) &= \lambda(t)h + o(h) \\ P(N(t+h) - N(t) = 0) &= 1 - \lambda(t)h + o(h) \\ P(N(t+h) - N(t) \geq 2) &= o(h) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{(iii)'} \quad P(N(t+h) - N(t) = n) &= e^{-\left(\lambda(t+h) - \lambda(t)\right)} \frac{\left(\lambda(t+h) - \lambda(t)\right)^n}{n!} \\ \lambda(t) &= \int_0^t \lambda(u) du \end{aligned}$$

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

Διαδικασία Poisson



Σύνθετη Διαδικασία Poisson

πυθμν λ

$X_1, X_2, \dots$  ανεξ & ισορμες Τμ. με σκ  $F_X(x)$

# Άσκηση

αυτόκ.

Οι ζημιές α μια ασφ εταιρεία λόγω ατυχημάτων

?  
χρονος  
αναμ  
ατυχηματα

γίνονται σύμφωνα με ορισμένη διαδ. Poisson με ρυθμό

30 ατυχήματα ανά μήνα

Στο 10% των ατυχημάτων εμφανίζεται φορτίο

90% μόνον ΙΧ

Στα ατυχήματα με φορτίο,  $X$  ύψος ζημιάς,  $X \sim \mu$ .  $f_X(x) = \frac{1}{5000} e^{-\frac{x}{5000}} \quad x > 0$

" " " ΙΧ,  $Y$  " "  $Y \sim \mu$ .  $f_Y(y) = \frac{1}{1000} e^{-\frac{y}{1000}}$

- 1) Η πιθανότητα να συμβούν τωτ 200 ατυχήματα δ'ένα χρόνο
- 2) " " " " 30 ατυχήματα με φορτίο, και 270 ατυχήματα με μόνον ΙΧ
- 3) " " με συμβεί ατύχημα δ'ένα 15 μέρες
- 4) " " να συμβούν 20 ατυχήματα, στα οποία εμφανίζονται μόνον ΙΧ δ'ένα μήνα, δεδομένου ότι συμβαίνουν 50 βωσθικα ατυχήματα
- 5) Το μέσο ύψος ζημιάς ανά ατύχημα
- 6) Η διασπορά του ύψους ζημιάς ανά ατύχημα
- 7) Το μέσο βωσθικό ύψος ζημιάς ανά ατυχήματα δ'ένα χρόνο

$t$  μετρίεται σε μίνες, Χρυσάρα σε ευρώ

$N_1(t) = \#$  ατυχ. που επηρεάζει φορτίο σε  $t$  μίνες

$N_2(t)$  " " μωο με ΙΧ σε  $t$  μίνες

$X_1, X_2, \dots$  Τα ύψη συντηών για ατυχήματα που επηρ. φορτίο

$Y_1, Y_2, \dots$  " " " " με μωο ΙΧ

$Z_1, Z_2, \dots$  Τα ύψη συντηών ατυχημάτων

$\left. \begin{array}{l} N_1(t); t \geq 0 \\ N_2(t); t \geq 0 \end{array} \right\}$  στοχ. διαδ. Poisson με πυθμό  $30 \cdot \frac{10}{100} = 3$  Το μίνες  
" " " "  $30 \cdot \frac{90}{100} = 27$  "

$$(i) P(N_1(12) + N_2(12) = 200) = e^{-30 \cdot 12} \frac{(30 \cdot 12)^{200}}{200!}$$

$N(12)$

$N(t)$  σταθ. διαδ. με ρυθμό 30 το λεπτό

$$(ii) P(N_1(12) = 30, N_2(12) = 270) =$$

$$P(N_1(12) = 30) \cdot P(N_2(12) = 270)$$

$$e^{-3 \cdot 12} \frac{(3 \cdot 12)^{30}}{30!} \cdot e^{-27 \cdot 12} \frac{(27 \cdot 12)^{270}}{270!}$$

$$P(N(t) = k)$$

$$= e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^k}{k!}$$

$$(iii) P(N_1(0,5) + N_2(0,5) = 0) = e^{-30 \cdot 0,5} = e^{-15}$$

$N(0,5)$

$$(iv) P(N_2(1) = 20 \mid N_1(1) + N_2(1) = 50) = \frac{P(N_2(1) = 20, N_1(1) + N_2(1) = 50)}{P(N_1(1) + N_2(1) = 50)}$$

$$= \frac{P(N_2(1) = 20, N_1(1) = 30)}{P(N(1) = 50)} = \frac{P(N_2(1) = 20) P(N_1(1) = 30)}{P(N(1) = 50)}$$

$$= \frac{e^{-3} \frac{3^{20}}{20!} \cdot e^{-27} \frac{(27)^{30}}{30!}}{e^{-30} \frac{30^{50}}{50!}}$$



$$\text{IV) } E(Z) = \frac{10}{100} E(X) + \frac{90}{100} E(Y)$$

$$f_X(x) = \frac{1}{5000} e^{-\frac{x}{5000}} \quad x > 0 \quad \left. \begin{array}{l} V(X) = 5000^2 \\ E(X) = 5000 \end{array} \right\} E(Z) =$$

$$f_Y(y) = \frac{1}{1000} e^{-\frac{y}{1000}} \quad y > 0 \quad \left. \begin{array}{l} E(Y) = 1000 \\ \text{Var}(Y) = 1000^2 \end{array} \right\} \begin{array}{l} \frac{10}{100} \cdot 5000 \\ + \frac{90}{100} \cdot 1000 = 1400 \end{array}$$

$$\text{V) } \text{Var}(Z) = \frac{10}{100} \text{Var}(X) + \frac{90}{100} \text{Var}(Y) = \dots$$

$$\text{VI) } E\left(\sum_{i=1}^{N(12)} z_i\right) = E(N(12)) \cdot E(Z) = \underbrace{30 \cdot 12}_{N(t) \text{ d. Poisson } (\lambda t)} \cdot 1400 = \underbrace{2t}_{E(N(t)) = \lambda t} = 504.000$$

$W_i \sim \exp(\lambda) \iff N(t)$  σ. διαδ. Poisson  
propri  $\lambda t$

$$S(t) = \sum_{i=1}^{N(t)} X_i \quad X_i \text{ ανεξ & } i \text{ gov. } \tau \mu.$$

$S(t) =$  Compound Poisson Process

$$(i) \quad M_{S(t)}(s) = e^{\lambda t (M_X(s) - 1)} \quad M_X(s) < \infty \quad t \in \mathbb{R}$$

$$E(S(t)) = \lambda \cdot t \cdot E(X)$$

$$\text{Var}(S(t)) = \lambda t E^2(X) + \lambda \cdot t \cdot \text{Var}(X) = \lambda \cdot t \cdot E(X^2)$$

$$\underline{\underline{P(S(t) \leq x)}} = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(\lambda t)^n e^{-\lambda t}}{n!} F(x) \quad x \in \mathbb{R}$$

$X_1, X_2, \dots$

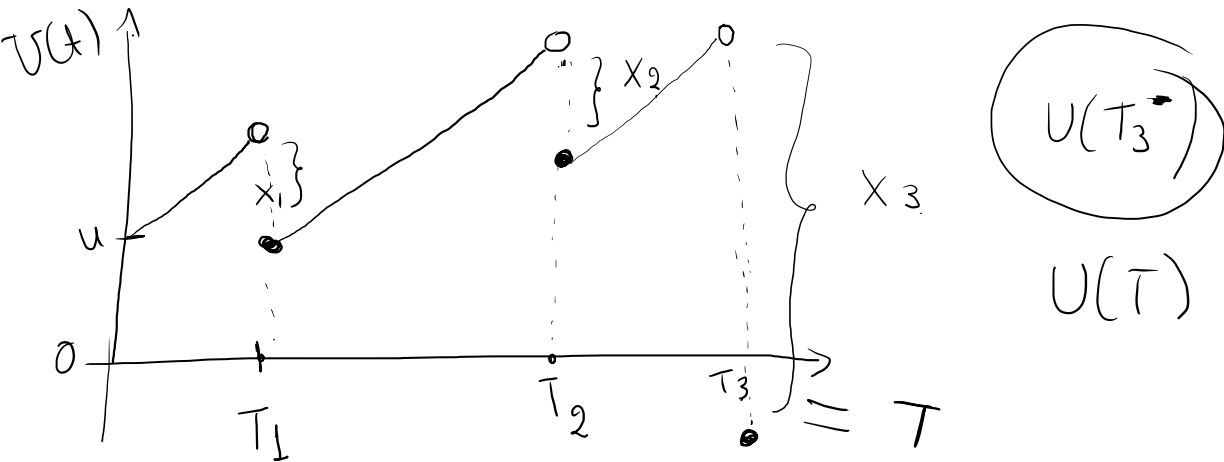
$S(t)$  $E(S(t+1))$  $\text{Var}(S(t+1))$ 

$$\frac{S(t) - E(S(t+1))}{\sqrt{\text{Var}(S(t+1))}} = \frac{S(t) - \lambda t E(x)}{\sqrt{\lambda t E(x^2)}} \xrightarrow{d} Z$$

$$Z \sim N(0, 1)$$

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

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



$$\text{Eor } U(t) \geq 0 \quad \forall t \geq 0 \quad T = \infty$$

$$T / U(0) = u. \quad (\tilde{T}_T - \text{stopping time})$$

$$V(t) = u + ct - S(t)$$

$$E(V(t)) = u + c \cdot t - \lambda \cdot t \cdot E(x) \quad E(x) = \mu$$

$$E[V(t)] \geq 0 \quad \forall u. \quad \forall t.$$

$$c - \lambda \mu \geq 0$$

μεγος ρυθμης  
στη μο (ξερονοση)  
αναδομησης

$$c \geq \lambda \cdot \mu$$

μεγο νοση αναδομησης

μεγο νοση  
εσοδων (αποαλιξιρα)  
στη μοναδα του χρονου

$$E(\text{εσοδων μοναδα χρονου}) > E(\text{εσοδων μοναδα χρονου})$$

$$\text{For } c > 2\mu. \quad \lim_{u \rightarrow \infty} \psi(u) = 0$$

$$c \leq 2\mu. \quad \psi(u) = 1 \quad u \geq 0$$

$$c \geq \lambda \mu.$$

$$c = \lambda \mu + \theta \cdot \lambda \mu$$

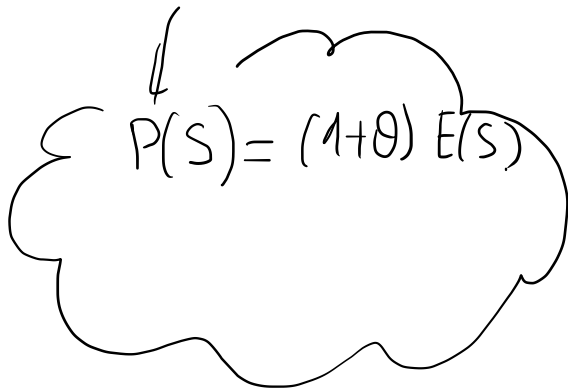
$$c = (1 + \theta) \lambda \mu.$$

$\theta$  premium loading factor.

βωτελεγιης απαλειας

$$\theta = \frac{c}{\lambda \mu} - 1$$

Premium.


$$P(S) = (1 + \theta) E(S)$$

ποσοστό κέρδους



$$\begin{aligned} E(U_t) &= u + ct - \lambda t \mu \\ &= u + (1 + \theta) \lambda \mu \cdot t - \lambda t \mu \end{aligned}$$

$$E(U_t) = u + \theta \cdot \lambda \cdot \mu \cdot t$$

$$\text{Var}(U_t) = \lambda t (\mu^2 + \sigma^2)$$

$$\begin{aligned} M_{U_t}^{(r)} &= E[e^{U_t \cdot r}] = E[e^{(u + ct - S_t) \cdot r}] \\ &= e^{u \cdot r + c \cdot t \cdot r} \cdot E[e^{-S_t \cdot r}] \\ &= e^{u \cdot r + c \cdot t \cdot r} M_{S_t}^{(-r)} \\ &= e^{u \cdot r + c \cdot t \cdot r} e^{\lambda t [M_X(-r) - 1]} \end{aligned}$$

# Άσκηση

Έστω η κατανομή των αποζημιώσεων στο κλασικό μοντέλο έχει σ.π.η  $f_X(x) = \frac{2}{3} x^{-2/3} e^{-2x/3} \quad x \geq 0$

$N(t)$  CP ( $\lambda t$ ) με ρυθμό  $\lambda = 2$

α) Υπολογίστε το  $C$  (είσοδο ασφαλιστών) ώστε η χρεώση να είναι βεβαιή.

β) Ποια η μέγιστη τιμή του  $C$  ώστε το κέρδη ασφαλείας  $\theta \leq 1$ .

$$\begin{cases} \theta = \frac{c}{\lambda \mu} - 1 \\ c \leq \lambda \mu \end{cases}$$

$$\alpha) C \leq \sigma \mu.$$

$$\lambda = 2$$

$$\mu = E(X)$$

$$f_X(x) = \frac{2}{3} a^{-2/3} e^{-2x/3}$$

$$k = 1/3 \quad a = 8$$

$$E(X) = \frac{3}{4}$$

$X \sim \text{Weibul.}(k, a)$

$$f_X(x) = k \cdot a (ax)^{k-1} e^{-(ax)^k}$$

$$E(X) = \frac{1}{a} \Gamma\left(\frac{1}{k} + 1\right)$$

$$\beta) \sigma \leq 1$$

$\rightarrow$

$$\frac{C}{\sigma \cdot \mu} - 1 \leq 1$$
$$\frac{3}{4} \cdot 2$$

$$\frac{C}{\frac{3}{2}} - 1 \leq 1$$

$$\underline{\underline{C \leq 3}}$$

X     $\text{Γηνηά}$      $X_1, X_2, \dots$

$$M_X(r) = E(e^{rX}) \quad -\infty < r < \gamma \quad \gamma > 0$$

$$\text{Εστω} \quad \lim_{r \rightarrow \gamma^-} M_X(r) = +\infty \quad \mu = E(X)$$

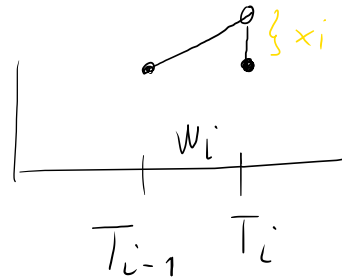
ορίζουμε το βυνελεστική Προσαρμογής R

ω δεξιά και άρα ως επίδωσος  $M_X(r) = 1 + \frac{c}{\gamma} \cdot r$

$$\eta \quad M_X(r) = 1 + (1 + \theta) \mu \cdot r$$

$$Y_i = X_i - cW_i$$

Εξόδα      Εσοδα



$Y_i \quad i=1, 2, \dots$  Ισορροπία  
(τα έσοδα από τις υποθέσεις μας)

$$ct - \sum_{i=1}^{N(t)} X_i$$

$$M_Y(r) = E(e^{(X-cW)r}) =$$

$$\stackrel{X \sim W}{=} E(e^{X \cdot r}) \cdot E(e^{-cW \cdot r}) \stackrel{W \sim \exp(\lambda)}{=} M_X(r) \cdot M_W(-cr) = M_X(r) \cdot \frac{\lambda}{\lambda + c \cdot r}$$

$\{X_i\}, \{W_i\}$  ανεξ.

R. Θετ. λυση της  $M_Y(r) = 1$

Ερωτηση του Lundberg

$$\underline{\underline{\psi(u)}} = P(T < \infty \mid U(0) = u)$$

$$P(\exists i : T_i = T \mid U(0) = u)$$

Η η, θα νόζωτα χροκονίας με αρξικό άνοδθάρηίο u.