

25/2/2021.

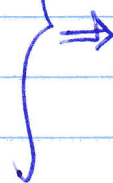
Ισχυρή Αμνημονία Ιδιότητα

$$X \sim \text{Exp}(\lambda)$$

$$\text{Για } \forall t, s \quad P(X > t+s | X > t) = P(X > s) = e^{-\lambda s}$$

Τυχαία μεταβλητή $T \geq 0$ X, T ανεξ.

$$X \sim \text{Exp}(\lambda)$$



$$\Rightarrow P(X > T+s | X > T) = P(X > s) = e^{-\lambda s}$$

Η ερμηνεία παραμένει ίδια επί της ουσίας

Απ:

$$P(X > s+T | X > T) = \frac{P(X > s+T, X > T)}{P(X > T)}$$

Δέσμευση ως προς T

$$\begin{aligned} P(X > s+T, X > T) &= \int_0^{\infty} P(X > s+T, X > T | T=t) f_T(t) dt \\ &= \int_0^{\infty} P(X > s+t, X > t | T=t) f_T(t) dt \\ &= \int_0^{\infty} P(X > s+t) f_T(t) dt \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \int_0^{\infty} e^{-\lambda(s+t)} f_T(t) dt \\
&= e^{-\lambda s} \int_0^{\infty} f_T(t) dt \\
&\quad \text{ow. επιβιωσιμότητας} \\
&= e^{-\lambda s} \int_0^{\infty} \underbrace{e^{-\lambda t}}_{\text{ow. επιβιωσιμότητας}} f_T(t) dt
\end{aligned}$$

Προβληματικό γιατί δεν ξέρω το λ \rightarrow Μετ. L-S $\tilde{F}_T(\lambda)$

$$= e^{-\lambda s} \int_0^{\infty} P(X > t) f_T(t) dt$$

$$\textcircled{*} = e^{-\lambda s} P(X > T)$$

$$\textcircled{*} := e^{-\lambda s} \int_0^{\infty} P(X > T | T=t) f_T(t) dt$$

$$\tilde{F}_T(\lambda) = E[e^{-\lambda T}] = P(X > T), \quad X \sim \text{Exp}(\lambda)$$

$$\text{Άρα, } P(X > s+T | X > T) = \frac{e^{-\lambda s} P(X > T)}{P(X > T)}$$

$$= e^{-\lambda s} = P(X > s)$$

Υπενθύμιση: Κατανομή Erlang(n, λ)

$Z \sim \text{Erlang}(n, \lambda)$, $n=1, 2, \dots$, $\lambda > 0$

οππ $f_z(z) = \begin{cases} 0 & , z < 0 \\ \frac{\lambda^n}{(n-1)!} z^{n-1} e^{-\lambda z} & , z \geq 0 \end{cases}$

σ.κ. $F_z(z) = P(Z \leq z) = \int_0^z \frac{\lambda^n}{(n-1)!} u^{n-1} e^{-\lambda u} du =$

Κατά παράγοντες
οδοξήριση $= 1 - \sum_{k=0}^{n-1} e^{-\lambda z} \frac{(\lambda z)^k}{k!}$

μέσω της συνδεύσης με σ.δ. Poisson

$\Gamma(\alpha) = \int_0^{\infty} z^{\alpha-1} e^{-z} dz$, $\Gamma(n) = (n-1)!$, $n=1, 2, \dots$

$F_z(z) = \int_0^{\infty} e^{-sz} f_z(z) dz = \int_0^{\infty} e^{-sz} \frac{\lambda^n}{(n-1)!} z^{n-1} e^{-\lambda z} dz$

$= \frac{\lambda^n}{(n-1)!} \int_0^{\infty} e^{-(\lambda+s)z} z^{n-1} dz$ $u = (\lambda+s)z$

$= \frac{\lambda^n}{(n-1)!} \int_0^{\infty} e^{-u} \left(\frac{u}{\lambda+s}\right)^{n-1} \frac{du}{\lambda+s} = \frac{\lambda^n}{(\lambda+s)^n (n-1)!} \int_0^{\infty} e^{-u} u^{n-1} du$

$= \frac{\lambda^n}{(\lambda+s)^n (n-1)!} \cdot \frac{(n-1)!}{\Gamma(n)} = \frac{\lambda^n}{(\lambda+s)^n} = \left(\frac{\lambda}{\lambda+s}\right)^n$ $\Gamma(n) = (n-1)!$

Άθροισμα ανεξάρτητων και ισόνομων
επιθετικών

$$\left. \begin{array}{l} X_1, X_2, \dots, X_n \sim \text{Exp}(\lambda) \\ X_1, X_2, \dots, X_n \text{ ανεξ.} \end{array} \right\} \Rightarrow Z \sim \text{Erlang}(n, \lambda)$$
$$Z = \sum_{i=1}^n X_i$$

Απ:

Ο μετ. L-S χαρακτηρίζει την κατανομή.

$$\begin{aligned} \tilde{F}_Z(s) &= E[e^{-sZ}] = E[e^{-s(X_1 + \dots + X_n)}] = \\ &= E[e^{-sX_1} e^{-sX_2} \dots e^{-sX_n}] \underbrace{X_1, \dots, X_n}_{\text{ανεξ.}} \\ &= E[e^{-sX_1}] E[e^{-sX_2}] \dots E[e^{-sX_n}] \\ &= \tilde{F}_{X_1}(s) \tilde{F}_{X_2}(s) \dots \tilde{F}_{X_n}(s) \\ &= \left(\frac{\lambda}{\lambda + s} \right)^n \end{aligned}$$

$$\Rightarrow Z \sim \text{Erlang}(n, \lambda)$$

Τυχαίο άθροισμα ανεξ. β' 100ν. Exp

$$X_i \sim \text{Exp}(\lambda), i=1, \dots$$

$$N \sim \text{Geom}(p) \text{ (μέχρι το \# των Exp)}$$

$N = \#$ δοκιμών έως την 1^η επιτυχία

σε πειράματα Bernoulli μ.π.επιτ. p .

$$P(N=n) = (1-p)^{n-1} p, \quad Z = \sum_{i=1}^N X_i$$

Τότε από τα παραπάνω

$$Z \sim \text{Exp}(\lambda p)$$

Εκθετικός χρόνος $\xrightarrow{\text{μ.π. } p}$ Σταματώ
τρέχει $\xrightarrow{\text{μ.π. } 1-p}$ Ξανακάνω τον
εκθετικό χρόνο
(επαναλαμβάνεται
το μοτίβο)

Άθροισμα εκθετικών έως την 1^η επιτυχία

Απ:

$$\tilde{F}_Z(s) = E[e^{-sZ}] = E[e^{-s(X_1 + X_2 + \dots + X_N)}] =$$

Δεσμ. ως προς N

$$\sum_{n=1}^{\infty} E[e^{-s(X_1 + \dots + X_n)} | N=n] P(N=n)$$

N: Διακριτό
ΘΑΜΤ

$$= \sum_{n=1}^{\infty} \underbrace{E[e^{-s(X_1 + \dots + X_n)}]}_{\text{Μετ. L-s Erlang}(n, \lambda)} (1-p)^{n-1} p$$

$$= \sum_{n=1}^{\infty} \left(\frac{\lambda}{\lambda+s} \right)^n (1-p)^{n-1} p$$

$$= \frac{\lambda}{\lambda+s} p \sum_{n=1}^{\infty} \left(\frac{\lambda(1-p)}{\lambda+s} \right)^{n-1}$$

$$\underline{\underline{= \frac{\lambda p}{\lambda+s} \sum_{n'=0}^{\infty} \left(\frac{\lambda(1-p)}{\lambda+s} \right)^{n'}}}}$$

$$\underline{\underline{= \frac{\lambda p}{\lambda+s} \frac{1}{1 - \frac{\lambda(1-p)}{\lambda+s}} = \frac{\lambda p}{(\lambda+s) \lambda + s - \lambda + \lambda p}}}}$$

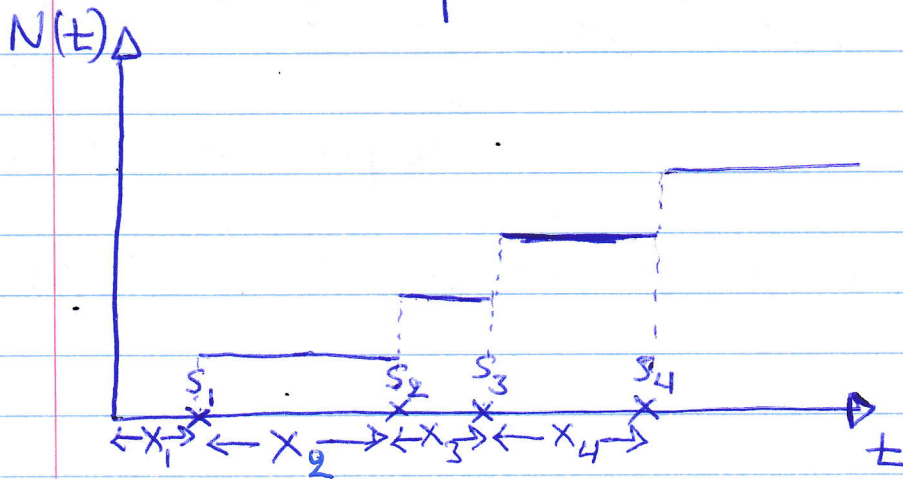
$$\underline{\underline{= \frac{\lambda p}{\lambda p + s} \Rightarrow Z \sim \text{Exp}(\lambda p)}}$$

Θα μπορούσε να προκύψει από χρ. εξημ.
ο οποίος μ.π. επιτ. p αίματα
αλλάως μ.π. αποτ. 1-p επαναλαμβ.

1.2 Διαδικασία Poisson

Απαριθμήτρια Διαδικασία

Μια σ.δ. $\{N(t), t \geq 0\}$ λέγεται απαριθμήτρια αν η τ.μ. $N(t)$ δίνει αριθμό γεγονότων που έχουν συμβεί έως τη στιγμή t .



Ιδιότητες απαριθμήτρια σ.δ.

- Η $N(t)$ παίρνει τιμές στο $S = \mathbb{N}$
- Αν $s < t \Rightarrow N(s) \leq N(t)$ ($N(t) \uparrow$)
- Αν $s < t \Rightarrow N(t) - N(s) = \# \text{ γεγ. στο } (s, t]$

Τ.μ. που σχετίζονται με μία
απαριθμίστρια $\{N(t), t \geq 0\}$

$X_1 =$ χρόνος $1^{\text{ο}}$ γερ.

$X_n =$ χρόνος μεταξύ $(n-1)$ -οσού και
 n -οσού γερ., $n \geq 2$

$\{X_n : n \geq 1\}$ ακ. ενδιάμεσων χρόνων

$S_n =$ χρόνος μέχρι να γίνει το n -γερ., $n \geq 1$

$S_1 = X_1$

$S_n = X_1 + \dots + X_n, n \geq 1$

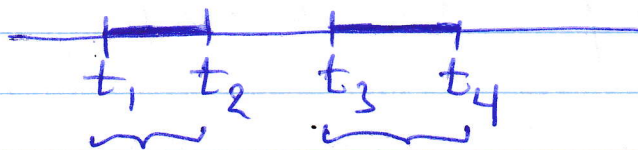
$X_n = S_n - S_{n-1}, n \geq 2$

$$\boxed{N(t) \geq n \iff S_n \leq t}$$

γερ. έως τη στιγμή t να έχω τουλάχιστον n -γερ. σε χρόνο $\leq t$
ο χρόνος του n -γερ. να γίνει σε χρόνο $\leq t$

Απαριθμήτρια με ανεξ. προσαυξήσεις

Μια απαριθμήτρια $\{N(t): t \geq 0\}$ έχει ανεξ. προσαυξήσεις αν $\forall 0 \leq t_1 \leq t_2 \leq t_3 \leq t_4$ ισχύει $N(t_2) - N(t_1)$ και $N(t_4) - N(t_3)$ ανεξ.



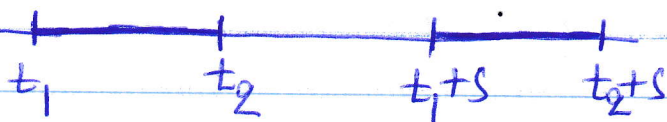
Σημ. Ο αριθμός των γερ. σε μη επικαλυπτόμενα διαστήματα είναι ανεξ.

δηλ. οι αριθμοί γερ. που συμβαίνουν σε μη επικαλυπτ. διαστήματα είναι ανεξ.

! Στην Poisson οι προσαυξ. είναι ανεξ. γενικά δεν ισχύει πάντα

Απαριθμήτρια με ομογενείς προσαυξήσεις

Μια απαριθμήτρια $\{N(t): t \geq 0\}$ έχει ομογενείς προσαυξήσεις αν $\forall 0 \leq t_1 < t_2, s \geq 0$ ισχύει $N(t_2 + s) - N(t_1 + s) \stackrel{d}{=} N(t_2) - N(t_1)$



Αν μετακινήσω το διαστ. κατά s έχω
την ίδια τ.μ

Επιλ. ο αριθμός των γεφ. που συμβ. σε
ένα διάστημα εξαρτάται μόνο από το
μήκος του διαστήματος και όχι από
τι θέση του.

Διαδικασία Poisson: Ορισμός 1

Μια απαριθμήτρια σ.δ. $\{N(t): t \geq 0\}$
ονομάζεται Poisson με ρυθμό λ (P.P(λ)) αν

i) $N(0) = 0$

ii) ανεξ. προσωχίσεις

iii) $P(N(t+s) - N(t) = n) = e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^n}{n!}, n = 0, 1, \dots$

ο # γεφ. σε διάστημα
μήκους t
(ομογενείς προσ.) \sim Poisson(λt)

$$(E[N(t)] = \lambda t, \text{Var}(N(t)) = \lambda t)$$

Διαδικασία Poisson: Ορισμός 2

Μία αριθμητική σ.δ. $\{N(t) : t \geq 0\}$

λέγεται Poisson με ρυθμό $\lambda, \lambda > 0$ αν:

2.i) $N(0) = 0$

2.ii) έχει ανεξ. και ομογ. προσ.

2.iii) $P(N(h) = 1) = \lambda h + o(h)$ (πιθ. 1 γεγον. σε διαστ. μήκους h)

$$P(N(h) = 0) = 1 - \lambda h + o(h)$$

$$P(N(h) \geq 2) = o(h) \text{ (πάρ. πολύ μικρή πιθ.)}$$

(Μία $f(h)$ είναι $o(h)$ όταν $\lim_{h \rightarrow 0^+} \frac{f(h)}{h} = 0$)

Διαδικασία Poisson: Ορισμός 3

Μία αριθμητική σ.δ. $\{N(t) : t \geq 0\}$ είναι

Poisson με ρυθμό $\lambda, \lambda > 0$ αν η ακολουθία

ενδιάμεσων χρόνων $\{X_n : n \geq 1\}$ είναι ακολουθία

ανεξάρτητων και ισόνομων εκθετικών κατ.τμ

με παράμετρο λ .

Ορισμός 2 \Rightarrow Ορισμός 1

(2i) \Rightarrow (1i) άμεσο

(2ii) \Rightarrow (1ii) άμεσο

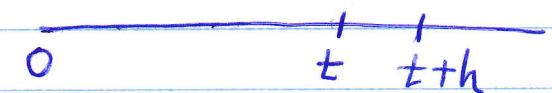
(2iii) \Rightarrow (1iii)

αρκεί να δούμε $P(N(t) = n) = e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^n}{n!}$

Κατασκευάζουμε διαφορική εξ. για τις $P_n(t)$

Θέτουμε $P_n(t) = P(N(t) = n)$

Ξεκινάμε με $P_0(t)$



A horizontal line represents a timeline. It starts at 0 and has two points marked: t and t+h. The interval between 0 and t is labeled with a '0' below it, and the interval between t and t+h is labeled with a '1' below it.

Πρώτα πηχάινω στην $P_0(t+h)$

$$P_0(t+h) = P(N(t+h) = 0) = 1$$

$$P(N(t) = 0, N(t+h) - N(t) = 0)$$

ανεξ. πρ.

$$\underline{\underline{= P(N(t) = 0) P(N|h) = 0}}$$



αμεξ. πρσ.

$$= P_0(t) (1 - \lambda h + o(h)) \Rightarrow 1$$

(2.ii)

$$P_0(t+h) = P_0(t) - \lambda h P_0(t) + P_0(t) o(h)$$

$$\Rightarrow \frac{P_0(t+h) - P_0(t)}{h} = -\lambda P_0(t) + \frac{o(h)}{h} P_0(t)$$

$$\xrightarrow{h \rightarrow 0^+} P_0'(t) = -\lambda P_0(t) \Rightarrow P_0'(t) + \lambda P_0(t) = 0$$

$$\Rightarrow e^{\lambda t} P_0'(t) + \underbrace{\lambda e^{\lambda t}}_{(e^{\lambda t})'} P_0(t) = 0$$

$$\Rightarrow (e^{\lambda t} P_0(t))' = 0 \Rightarrow e^{\lambda t} P_0(t) = c$$

$$\Rightarrow P_0(t) = c e^{-\lambda t}$$

||
 $P(N(t)=0)$

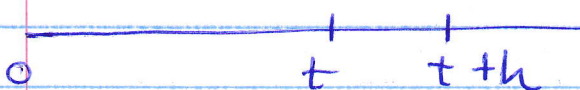
$$N(0)=0 \Rightarrow P(N(0)=0) = 1 \Rightarrow c e^{-\lambda \cdot 0} = 1$$

$$\Rightarrow \boxed{c=1}$$

$$\text{Apa, } P(N(t)=0) = e^{-\lambda t}$$

Oportius para $n \geq 1$

$$P_n(t+h) = P(N(t+h)=n) =$$



$$= \sum_{k=0}^n P(N(t)=n-k, N(t+h)-N(t)=k) \quad k \text{ жер. } \sigma(t, t+h]$$

$$\stackrel{\text{epox.}}{\stackrel{\text{dvef.}}{=}} \sum_{k=0}^n P(N(t)=n-k) P(N(h)=k)$$

npoo.

$$= P(N(t)=n) \underbrace{P(N(h)=0)}$$

$$1 - \lambda h + o(h)$$

$$+ P(N(t)=n-1) \underbrace{P(N(h)=1)}$$

$$+ \sum_{k=2}^n P(N(t)=n-k) \underbrace{P(N(h)=k)}_{o(h)} \Rightarrow$$

$$P_n(t+h) = P_n(t) (1 - \lambda h + o(h)) + P_{n-1}(t) (\lambda h + o(h)) + \sum_{k=2}^n P_{n-k}(t) o(h)$$

$$\frac{P_n(t+h) - P_n(t)}{h} = -P_n(t) \frac{\lambda h}{h} + P_{n-1}(t) \frac{\lambda h}{h} + \sum_{k=0}^n \frac{P_{n-k}(t) o(h)}{h}$$

$h \rightarrow 0^+$
 \Rightarrow

$$P_n'(t) = -\lambda P_n(t) + \lambda P_{n-1}(t)$$

$$e^{\lambda t} P_n'(t) + \lambda e^{\lambda t} P_n(t) = \lambda e^{\lambda t} P_{n-1}(t) \Rightarrow$$

$$(e^{\lambda t} P_n(t))' = \lambda e^{\lambda t} P_{n-1}(t) \quad (1)$$

$$\text{για } n=1: (e^{\lambda t} p_1(t))' = \lambda e^{\lambda t} p_0(t) = \lambda e^{\lambda t} e^{-\lambda t}$$

$$\Rightarrow (e^{\lambda t} p_1(t))' = \lambda \Rightarrow (e^{\lambda t} p_1(t))' = (\lambda t)'$$

$$\Rightarrow e^{\lambda t} p_1(t) = \lambda t + C$$

$$e^{\lambda t} p_1(t) = \lambda t + C$$

$$N(0) = 0 \Rightarrow p_1(0) = P(N(0)=1) = 0$$

$$\text{αρα } e^{\lambda \cdot 0} \underbrace{p_1(0)}_0 = \lambda \cdot 0 + C \Rightarrow \boxed{C=0}$$

$$\text{Οπότε, } p_1(t) = e^{-\lambda t} \lambda t$$

$$P(N(t)=1) = e^{-\lambda t} \lambda t$$

$$\text{επομένως } P(N(t)=n) = e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^n}{n!}, n=0, \dots$$