

Μάθημα: Ξ2/4/2012

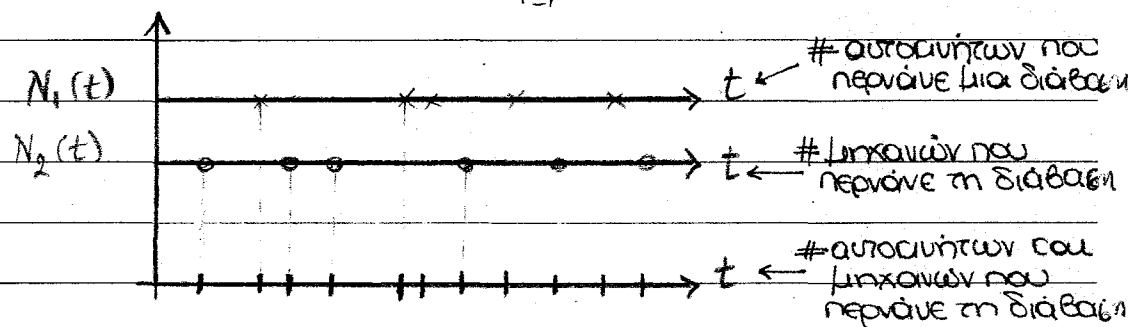
Υπόθεση και Διάσπαση Στοιχειωδών Διαδικασιών Poisson

① Ορισμός

Έστω $\{N_i(t) : t \geq 0\}$, $i=1, 2, \dots$ ανεξάρτητες διαδικασίες Poisson με ρυθμούς λ_i , $i=1, 2, \dots$

Η υπόθεση τους είναι η διαδικασία

$$\{N(t) : t \geq 0\} \text{ με } N(t) = \sum_{i=1}^{\infty} N_i(t)$$



② Θεώρημα

Αν $\{N_i(t)\}$ ανεξ. στοχ. διαδ. Poisson με ρυθμούς λ_i , $i=1, 2, \dots$ τότε η υπόθεση τους $\{N(t)\}$ είναι διαδ. Poisson ρυθμού $\sum \lambda_i$

Απόδειξη (για υπόθεση 2 διαδ. με ρυθμούς λ_1, λ_2)

Θα αποδείξω ότι:

(i) $\{N(t)\}$ έχει ανεξ. και αμοχ. προσαιρήσεις

(ii) $P(N(t)=n) = e^{-(\lambda_1+\lambda_2)t} \frac{[(\lambda_1+\lambda_2)t]^n}{n!}$

Το (i) προκύπτει από τις αντιστοιχικές ιδιότητες των $\{N_1(t)\}, \{N_2(t)\}$

(ii) Έχω: $P(N(t)=n) = P(N_1(t)+N_2(t)=n) =$

$$\begin{aligned} &= \sum_{k=0}^n P(N_1(t)=k, N_2(t)=n-k) \stackrel{\text{ανεξ.}}{=} \\ &= \sum_{k=0}^n P(N_1(t)=k) P(N_2(t)=n-k) \\ &= \sum_{k=0}^n e^{-\lambda_1 t} \frac{(\lambda_1 t)^k}{k!} e^{-\lambda_2 t} \frac{(\lambda_2 t)^{n-k}}{(n-k)!} \end{aligned}$$

$$= e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)t} \frac{1}{n!} \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} (\lambda_1 t)^k (\lambda_2 t)^{n-k}$$

$$= e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)t} \frac{1}{n!} (\lambda_1 t + \lambda_2 t)^n$$

③ Τύποι γεγονότων

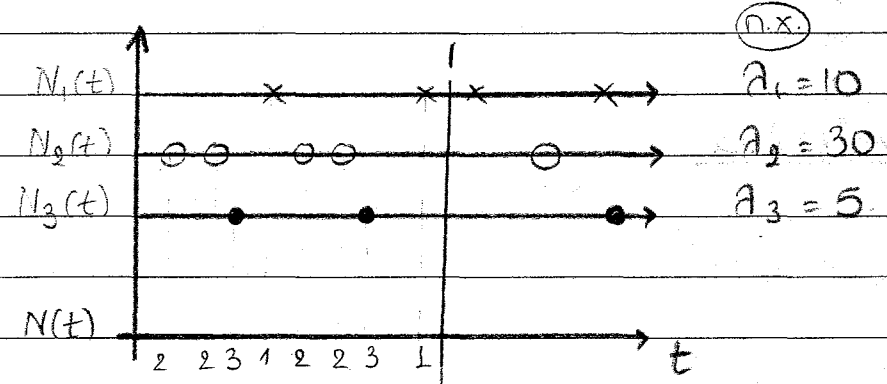
Έστω $\{N(t): t \geq 0\}$ ανεξ. διαδ. Poisson με μέση λ
 α έστω $\{N_i(t)\}$ η υπέρθεση τους.

Έστω επίσης Z_1, Z_2, \dots οι ώροι των γεγονότων της υπέρθεσης
 δηλ.

$Z_n = i$, αν το n-οστό γεγονός της υπέρθεσης προέρχεται από την
 $\{N_i(t)\}$.

Τότε:

$\{Z_n: n \geq 1\}$ ανεξ. και $P(Z_n = i) = \frac{\lambda_i}{\lambda}$, $\lambda = \sum_i \lambda_i$



Απόδειξη:

Η αλμύριστη ιδιότητα της εκθετικής (Exp) δείχνει την ανεξαρτησία
 των Z_n .

Επίσης η $P(Z_1 = i) = P(\min(X_1, X_2, \dots) = X_i) = \frac{\lambda_i}{\lambda}$
 όπου $X_1 \sim \text{Exp}(\lambda_1)$, $X_2 \sim \text{Exp}(\lambda_2)$ ανεξ.

④ Διασπαση διαδικασίας Poisson

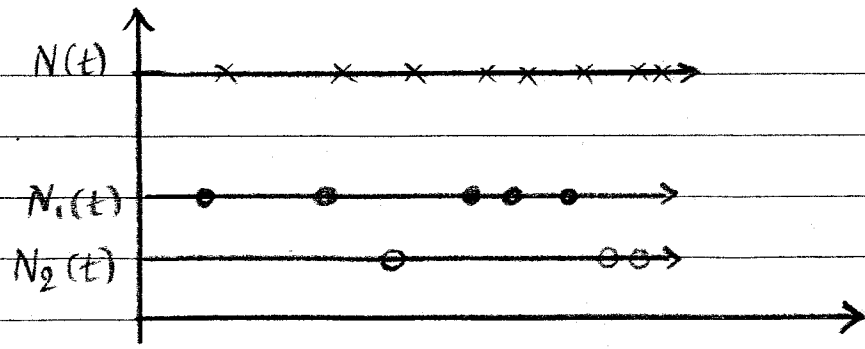
Έστω $\{N(t)\}$ σταθ. διαδ. Poisson με μέση λ

Έστω ότι κάθε γεγονός καταγράφεται ως τάση i με πιθαν. p_i ανεξ

Αν $N_i(t) = \#$ γεγονότων τάσης i ως t χρονιά t ,

τότε:

$\{N_i(t)\}$ ανεξ. σταθ. διαδ. Poisson και η $\{N_i(t)\}$ έχει μέση λp_i



Απόδειξη:

Ο χρόνος μέχρι το 1° γεγονός της $\{N_i(t)\}$ είναι $\sum_{i=1}^N X_i$ με $X_i \sim \text{Exp}(\lambda)$ & $P(N=n) = (1-p_i)^{n-1} p_i$, $n=1, 2, \dots$

Έστω ότι έχουμε $S_N = \sum_{i=1}^N X_i$

Τότε ο μετασχηματισμός L-S : $\tilde{F}_{S_N}(s) = P_N(\tilde{F}_X(s))$

Όπως:
$$P_N(z) = \sum_{n=1}^{\infty} P(N=n) z^n = \sum_{n=1}^{\infty} (1-p_i)^{n-1} p_i z^n =$$

$$= p_i z \sum_{n=1}^{\infty} ((1-p_i)z)^{n-1} = \frac{p_i z}{1-(1-p_i)z}$$

$$\tilde{F}_X(s) = \int_0^{\infty} e^{-st} \lambda \cdot e^{-\lambda t} dt = \frac{\lambda}{\lambda+s}$$

Άρα:
$$\tilde{F}_{S_N}(s) = \frac{\lambda \frac{\lambda}{\lambda+s}}{1-(1-p_i) \frac{\lambda}{\lambda+s}} = \frac{\lambda p_i}{\lambda+s-(1-p_i)\lambda} = \frac{\lambda p_i}{\lambda p_i + s}$$

Άρα: το 1° γεγονός της $N_i(t)$ συμβαίνει σε χρόνο $S_N \sim \text{Exp}(\lambda)$

Όμοια για ενδιαίμεσο χρόνο μέχρι το 2° γεγονός κ.ο.κ.

Άρα: η $\{N_i(t)\}$ έχει ανεξ. ισον. $\text{Exp}(\lambda p_i)$ χρόνους μεταξύ των γεγονότων.

⑤ Μη αμοιβαία Σίαση της Poisson

Θεώρημα

Έστω $\{N(t)\}$ σταθ. διαδ. Poisson με πυκνότητα λ α έστω ότι είναι γεγονός που συμβαίνει τη στιγμή t καταγράφεται με πιθανότητα $p(t)$

Έστω $N_1(t) = \#$ καταγερ. γεγονότων ως τη στιγμή t .

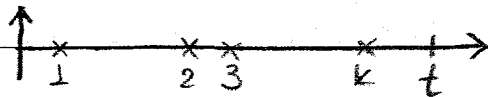
Τότε:

$$P(N_1(t)=n) = e^{-\Lambda(t)} \frac{\Lambda(t)^n}{n!}, \text{ όπου } \Lambda(t) = \lambda \int_0^t p(u) du$$

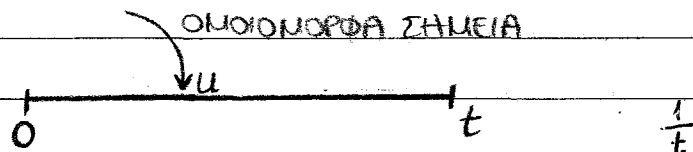
Απόδειξη:

$$P(N_1(t)=n) = \sum_{k=n}^{\infty} \underbrace{P(N(t)=k)}_{e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^k}{k!}} \cdot P(N_1(t)=n/N(t)=k) \quad (1)$$

$$k \geq n : P(N_1(t)=n/N(t)=k) \quad (2)$$



Ερω:



$$\text{Πιθανότητα (αναχώρησης)} = \int_0^t p(u) \cdot f_u''(u) du = \frac{1}{t} \int_0^t p(u) du = \alpha$$

$$\text{Από: (2)} = \binom{k}{n} \alpha^n (1-\alpha)^{k-n} \quad (3)$$

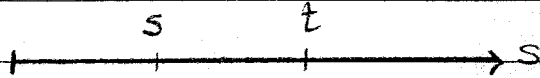
$$\begin{aligned} \text{Από: (1) } \wedge \text{ (3)} \Rightarrow P(N_1(t)=n) &= \sum_{k=n}^{\infty} e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^k}{k!} \binom{k}{n} \alpha^n (1-\alpha)^{k-n} \\ &= e^{-\lambda t} \alpha^n \frac{(\lambda t)^n}{n!} \sum_{k=n}^{\infty} \frac{((1-\alpha)\lambda t)^{k-n}}{(k-n)!} \\ &= e^{-(1-\alpha)\lambda t} \left[\sum_{k=n}^{\infty} \frac{((1-\alpha)\lambda t)^{k-n}}{(k-n)!} \right] \\ &= e^{-\lambda \alpha t} \frac{(\lambda \alpha t)^n}{n!} \end{aligned}$$

$$\text{Ερω: } \lambda \alpha t = \lambda \cdot \frac{1}{t} \int_0^t p(u) du \cdot t$$

⑥ Άσκηση (συνεχισμι)

Έστω $\{N(t)\}$ Poisson με παράμ λ
 $Cov(N(t), N(s)) = ;$

Απ:



Έστω $s < t$: $Cov(N(t), N(s)) = E[N(t) \cdot N(s)] = \overbrace{E[N(t)]}^{\lambda \cdot t} \cdot \overbrace{E[N(s)]}^{\lambda \cdot s}$

$$E[N(t) \cdot N(s)] = E[(N(s) + (N(t) - N(s)))N(s)] =$$

$$= E[N(s)^2] + E[(N(t) - N(s))N(s)] =$$

$$= Var[N(s)] + E[N(s)]^2 + E[N(t) - N(s)] \cdot E[N(s)] =$$

$$* = \lambda s + \lambda^2 s^2 + \lambda(t-s)\lambda s$$

$$= \lambda s + \cancel{\lambda^2 s^2} + \lambda^2 ts - \cancel{\lambda^2 s^2}$$

Άρα $Cov(N(t), N(s)) = \lambda s$

Av $X \sim Poisson(\alpha)$
 $E(X) = \alpha$
 $Var(X) = \alpha$

*