

Τοχαστική Διαδικασία Poisson

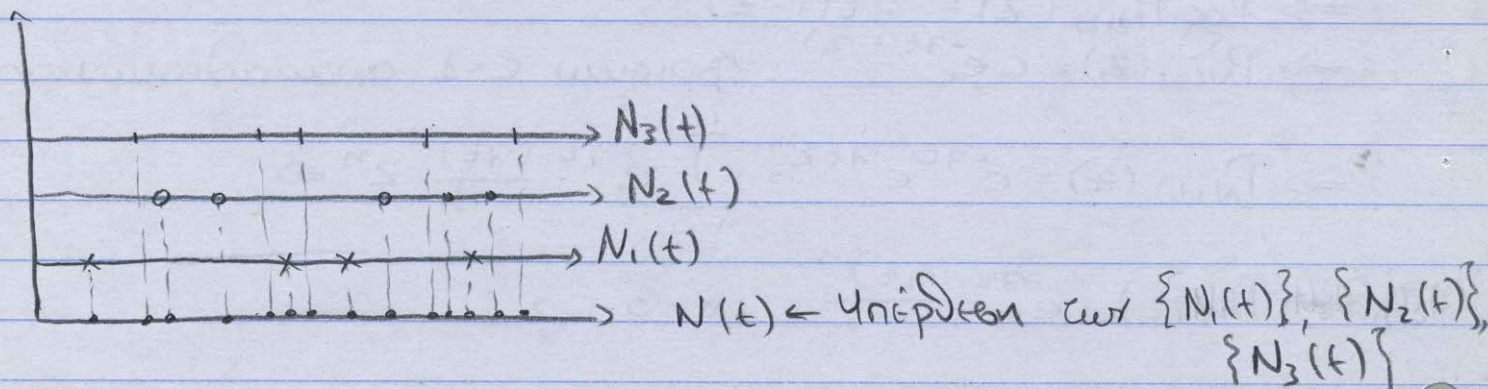
1) Υπέρθεση (ορισμοί)

$\{N(t)\}$ σ.δ Poisson ποσότητας λ

- (I) Χρόνοι μεταξύ των γεγονότων $\sim \text{Exp}(\lambda)$, ανεξ.
- (II) Ανεξ. ομογενής προσθήκη, $\forall t, N(t) \sim \text{Poisson}(\lambda t)$
- (III) Ανεξ. ομογενής προσθήκη

$$P(N(t+h) = i+n | N(t) = i) = \begin{cases} 1 - \lambda h + o(h), & n=0 \\ \lambda h + o(h), & n=1 \\ o(h), & n \geq 2 \end{cases} \text{ με } \lim_{h \rightarrow 0} \frac{o(h)}{h} = 0$$

2) Υπέρθεση Διαδικασιών Poisson



Ορισμός

Έστω $\{N_i(t)\}, i=1, 2, \dots$ ανεξάρτητες σ.δ. με $N(t) = \sum_i N_i(t)$
 τότε η $\{N(t)\}$ γίνεται υπέρθεση των $N_i(t)$.

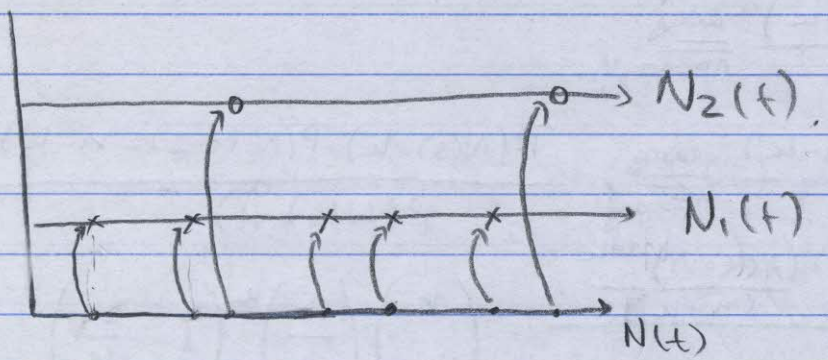
Θεώρημα

$\{N_i(t)\}$ σ.δ. Poisson ποσότητας λ_i ανεξ. $\{N(t)\}$ η υπέρθεση των $\{N(t)\}$ σ.δ Poisson ποσότητας $\sum \lambda_i$ με κάθε γεγονός της $\{N(t)\}$ προέρχεται από τα $\{N_i(t)\}$ με πιθανότητα $\frac{\lambda_i}{\sum \lambda_j}$

Αν $\{Z_k=i\} = k$ -οστό γεγονός του $\{N(t)\}$ ηραίρεται από του $\{N_i(t)\}$

και Z_1, Z_2, \dots είναι ανεξ. γεγον. και $P(Z_k=i) = \frac{\lambda_i}{\lambda}$

3) Διάσπαση Συστάματος Poisson.



Ορισμός

$\{N(t)\}$ αναρρηκία σ.δ. και Z_1, Z_2, \dots ανεξ. γεγον. με $P(Z_k=i) = p_i, i=1, 2, \dots, k$

Αν $N(t) = \#$ γεγονότων ώπου $i = \sum_{k=1}^k \mathbb{1}_{\{Z_k=i\}}$ τότε $\lambda_i t$ ου οι $\{N_i(t)\}, i=1, 2, \dots, k$ αποτελούν διάσπαση του $\{N(t)\}$.

Παράδειγμα

$\{N(t)\}$ σ.δ. Poisson και κάθε γεγονός του καταγράφεται ως ώπου i , με πιθανότητα p_i ανεξάρτητα από τα υπόλοιπα και $N_i(t) = \#$ γεγονότων ώπου i στο $[0, t]$, τότε $\{N_i(t)\}$ σ.δ. Poisson πιθανά $\lambda p_i, i=1, 2, \dots, k$ και $\{N_1(t)\}, \{N_2(t)\}, \dots, \{N_k(t)\}$ ανεξάρτητα

* Υπερδύναμη *

$$\left. \begin{aligned} X_1, \dots, X_n &\sim \text{Exp}(\lambda) \\ P(N=k) &= (1-p)^{k-1} \cdot p \quad k \geq 1 \end{aligned} \right\} \Rightarrow \sum_{k=1}^N X_k \sim \text{Exp}(\lambda p) \quad \text{Απόδειξη με βάση τον ορισμό I.}$$

4) Άσκηση

$\{N(t)\}$ σ.δ. Poisson με ραί λ

$0 < s < t$

Θέλω τω παρασώμα $(N(s) | N(t) = n)$

λίγου

$$P(N(s) = k | N(t) = n) = \frac{P(N(s) = k, N(t) = n)}{P(N(t) = n)} =$$

$$= \frac{P(N(s) = k, N(t) - N(s) = n - k)}{P(N(t) = n)} \quad \begin{matrix} \text{απεξ.} \\ \text{αποσώμα} \end{matrix}$$

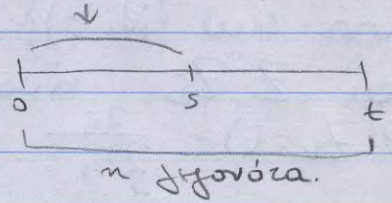
$$= \frac{P(N(s) = k) \cdot P(N(t) - N(s) = n - k)}{P(N(t) = n)} \quad \begin{matrix} \text{απεξ.} \\ \text{αποσώμα} \end{matrix} = \frac{P(N(s) = k) \cdot P(N(t-s) = n - k)}{P(N(t) = n)}$$

$N(t) \sim \text{Poisson}(t)$

$$\frac{e^{-\lambda s} \frac{(\lambda s)^k}{k!} \cdot e^{-\lambda(t-s)} \frac{(\lambda(t-s))^{n-k}}{(n-k)!}}{e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^n}{n!}} = \binom{n}{k} \left(\frac{s}{t}\right)^k \left(1 - \frac{s}{t}\right)^{n-k}$$

$\text{Bin}\left(n, \frac{s}{t}\right)$

νόσα γεγονότα
έχων ουσία τδω;



** $N(a) - N(b) = \#$ γεγονότων στο $(a, b] =$
 $= \#$ γεγονότων στο διάστημα μήκους $b - a =$
 $= N(b - a) - N(0)$

$N(a) - N(b) \stackrel{d}{=} N(b - a)$ Ισχύει αλλα όχι ίσως.

5) Άσκηση

$\{N_1(t)\}$ σ.δ. Poisson με ραί λ_1

$\{N_2(t)\}$ " " " " λ_2 απεξ.

$\{N(t)\}$ υπέρθεση των. Θέλω v.δ.ο

$(N_1(t) | N(t) = n) \sim \text{Bin}\left(n, \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2}\right)$

Απόδειξη

$$P(N_1(t) = k | N(t) = n) = \frac{P(N_1(t) = k, N(t) = n)}{P(N(t) = n)} =$$

$$= \frac{P(N_1(t)=k, N_2(t)=n-k)}{P(N(t)=n)} = \frac{P(N_1(t)=k) P(N_2(t)=n-k)}{P(N(t)=n)}$$

$\left. \begin{matrix} \{N_1(t)\} \\ \{N_2(t)\} \end{matrix} \right\} \text{aut.}$

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

6) Άσκηση

$\{N_1(t)\}$ G.S. Poisson με λ_1

$\{N_2(t)\}$ G.S. Poisson με λ_2 ανεξάρτητα

$S_k^{(i)}$ χρόνος των k -οσών γεγονότων του $\{N_i(t)\}$, $i=1,2$, $k=1,2,\dots$

και θέλω τον κατανομή $N_1(S_1^{(2)}) = \# \text{γεγονότων του } \{N_1(t)\} \text{ μέχρι το } 1^{\circ} \text{ γεγονός του } \{N_2(t)\}$

Θα δείξω ότι $P(N_1(S_1^{(2)})=k) = \left(\frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2} \right)^k \left(1 - \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2} \right)$, $k=0,1,2,\dots$

Απόδειξη

α) πρώτος (χωρίς χρήση θεωρ. ανεξαρτησίας)

$$P(N_1(S_1^{(2)})=k) \stackrel{\text{συνθ.}}{=} \int_0^{\infty} P(N(t)=k | S_1^{(2)}=t) \lambda_2 e^{-\lambda_2 t} dt =$$

$$= \int_0^{\infty} e^{-\lambda_1 t} \frac{(\lambda_1 t)^k}{k!} \lambda_2 e^{-\lambda_2 t} dt = \frac{\lambda_1^k \lambda_2}{k!} \int_0^{\infty} t^k e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)t} dt =$$

$$= \frac{\lambda_1^k \lambda_2}{(\lambda_1 + \lambda_2)^{k+1}} \int_0^{\infty} \frac{(\lambda_1 + \lambda_2)^{k+1}}{k!} t^{k+1-1} e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)t} dt \rightarrow \text{G.N.G Erlang}(k+1, \lambda_1 + \lambda_2)$$

$$= \left(\frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2} \right)^k \left(1 - \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2} \right)$$

β) πρώτος (με θεωρ. ανεξαρτησίας)

$\{N(t)\}$ ανεξάρτητων του $\{N_1(t)\}$, $\{N_2(t)\}$ και Z_1, Z_2, \dots οι ώρες των γεγονότων του $\{N(t)\}$

$$\begin{aligned} \text{Wie } P(N_1(S_1^{(2)})=k) &= P(Z_1=1, Z_2=1, \dots, Z_k=1, Z_{k+1}=2) = \\ &= P(Z_1=1) \cdot P(Z_2=1) \cdot \dots \cdot P(Z_k=1) \cdot P(Z_{k+1}=2) = \end{aligned}$$

$$= \left(\frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2} \right)^k \frac{\lambda_2}{\lambda_1 + \lambda_2}$$

Μαθημα 6°

3/3/2017.

Διασπορά Poisson Σειρήνα Campbell

1) Πρόβλημα

S_n = χρόνος n-οστών γεγονότων
 $\sim \text{Erlang}(n, \lambda)$

$(S_k | N(t) = n)$ διαδοχικός χρόνος k-οστών γεγονότων
διαδοχικός ουδός $(0, t]$ έχω n γεγονότα.

Πιο γενικά:

$\{N(t)\}$ σ.δ. Poisson με ρυθμό λ , S_1, S_2, \dots οι χρόνοι των γεγονότων τότε

$(S_1, S_2, \dots, S_n | N(t) = n) \sim;$

Διαίδηση:

$n = 1$ | χρονός $(S_1 | N(t) = 1) \sim;$

Εμβαία: $(S_1 | N(t) = 1) \sim \text{Uniform}(0, t)$

$E[S_1 | N(t) = 1] = \frac{1}{2}$

Απόδειξη

$F_{S_1 | N(t)=1}(x) = P(S_1 \leq x | N(t) = 1)$

$x < 0$, $P(S_1 \leq x | N(t) = 1) = 0$

$x > t$, $P(S_1 \leq x | N(t) = 1) = 1$

$0 \leq x \leq t$, $P(N(x) \geq 1 | N(t) = 1) = * \{S_n \leq t\} = \{N(t) \geq n\}$

$$= \frac{P(N(x) \geq 1, N(t) = 1)}{P(N(t) = 1)} = \frac{P(N(x) = 1, N(t) = 1)}{P(N(t) = 1)}$$

$$= \frac{P(N(x) = 1, N(t) - N(x) = 0)}{P(N(t) = 1)} \stackrel{\text{ανεξ.}}{\text{αποσ.}} \frac{P(N(x) = 1) \cdot P(N(t) - N(x) = 0)}{P(N(t) = 1)}$$

$$= \frac{e^{-\lambda x} \frac{(\lambda x)^1}{1!} e^{-\lambda(t-x)} \frac{(\lambda(t-x))^0}{0!}}{e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^1}{1!}} = \frac{x}{t}$$

Αρα

$$F_{S_1|N(t)=1}(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ \frac{x}{t} & 0 \leq x < t \\ L & x \geq t \end{cases}$$

συνάρτηση κατανομής
 της αποστάσεως στο $[0, t]$

2) Θεώρημα Campbell

Αν $\{N(t)\}$ ε.δ. Poisson ποσότητας λ με χρόνους γεγονότων S_1, S_2, \dots , τότε $(S_1, S_2, \dots, S_n | N(t) = n) \stackrel{\text{ισία κατανομής}}{\sim} (U_{1:n}, U_{2:n}, \dots, U_{n:n})$

όπου οι $U_{1:n}, \dots, U_{n:n}$ είναι διατεταγμένες ε.φ. από n ανεξ. $U_1, U_2, \dots, U_n \sim \text{Unif}([0, t])$.

3) Διατεταγμένες τιμές μεταβλητών

Έστω X_1, X_2, \dots, X_n ε.φ. και ορίσω $X_{i:n}$ η i -οστή μικρότερη από αυτές.

$$n \cdot X_{1:n} = \min(X_1, \dots, X_n)$$

$$X_{n:n} = \max(X_1, \dots, X_n)$$

αυ γινώσκω πως β.κ. της (X_1, \dots, X_n) μπορώ να βρω πως β.κ. της $(X_{1:n}, X_{2:n}, \dots, X_{n:n})$; Γενικά όχι, αλλά αν X_1, \dots, X_n ανεξάρτητες και ισόνομες με β.κ. $F(x)$ και β.π. $f(x)$.

$$F_{X_{i:n}}(x) = P(X_{i:n} \leq x) = P(\text{τοστ. } i \text{ από τις } X_1, \dots, X_n \text{ να είναι} \leq x)$$

$$= \sum_{k=i}^n \binom{n}{k} (F(x))^k (1-F(x))^{n-k}$$

$$f_{X_{i:n}}(x) = F_{X_{i:n}}'(x) = \dots$$

"Άφρατος" υπολογισμός της $f_{X_{i:n}}(x)$

$$f_{X_{i:n}}(x) = \lim_{h \rightarrow 0^+} \frac{P(x < X_{i:n} \leq x+h)}{h}$$

$$= \lim_{h \rightarrow 0^+} \frac{\binom{n}{i-1} \binom{n-i+1}{1} (F(x))^{i-1} (F(x+h) - F(x)) (1 - F(x+h))^{n-i}}{h}$$

$$= \frac{n!}{(i-1)! 1! (n-i)!} F(x)^{i-1} f(x) (1 - F(x))^{n-i}$$

Οότε ,

X_1, \dots, X_n με σ.κ. $F(x)$, σ.π.π $f(x)$

$$F_{X_{i:n}}(x) = \sum_{k=i}^n \binom{n}{k} F(x)^k (1 - F(x))^{n-k}$$

$$f_{X_{i:n}}(x) = \frac{n!}{(i-1)! 1! (n-i)!} F(x)^{i-1} f(x) (1 - F(x))^{n-i}$$

$$f_{X_{i:n}, X_{j:n}}(x, y) = \begin{cases} 0 & y < x \\ \frac{n! F(x)^{i-1} f(x) (F(y) - F(x))^{j-i-1} f(y) (1 - F(y))^{n-j}}{(i-1)! 1! (j-i-1)! 1! (n-j)!} & x \leq y \end{cases}$$

$$f_{X_{1:n}, X_{2:n}, \dots, X_{n:n}}(x_1, x_2, \dots, x_n) = \begin{cases} n! f(x_1) f(x_2) \dots f(x_n), & x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n \\ 0 & \text{Σταθ.πρ.συν.} \end{cases}$$

4) Διακριτάτητα ε.κ. από ομοιομορφία ανεξ. β' ισόνομης

$U \sim \text{Uniform}([0, t])$

$$F(x) = \begin{cases} 0 & x \leq 0 \\ \frac{x}{t} & 0 \leq x \leq t \\ 1 & x > t \end{cases}, \quad f(x) = \begin{cases} \frac{1}{t} & 0 \leq x \leq t \\ 0 & \text{Σταθ.} \end{cases}$$

$$\text{και } F_{U_{i:n}}(x) = \sum_{k=i}^n \binom{n}{k} \left(\frac{x}{t}\right)^k \left(1 - \frac{x}{t}\right)^{n-k} \quad 0 \leq x \leq t.$$

$$f_{U_{i:n}}(x) = \frac{n!}{(i-1)! 1! (n-i)!} \left(\frac{x}{t}\right)^{i-1} \frac{1}{t} \left(1 - \frac{x}{t}\right)^{n-i} \quad 0 \leq x \leq t.$$

— 27 —

$$\rightarrow f_{U_{1:n}, \dots, U_{n:n}}(x_1, \dots, x_n) = \begin{cases} \frac{n!}{t^n} & 0 \leq x_1 < x_2 < \dots \leq t \\ 0 & \text{διαφ.} \end{cases}$$

$$\rightarrow E(U_{i:n}) = \int_0^t x \cdot f_{U_{i:n}}(x) dx = \int_0^t \frac{n!}{(i-1)!(n-i)!} \left(\frac{x}{t}\right)^{i-1} \frac{1}{t} \left(1 - \frac{x}{t}\right)^{n-i} dx \quad \underline{\underline{\frac{x}{t} = u}}$$

$$= \frac{n!}{(i-1)!(n-i)!} \int_0^1 u^{i-1} (1-u)^{n-i} du$$

B(i, n-i+1)

$$= \frac{n! t}{(i-1)!(n-i)!} \frac{i!(n-i)!}{(n+1)!} = \frac{i t}{n+1}$$

Συνάρτηση Βήτα.

$$B(a, b) = \int_0^1 u^{a-1} (1-u)^{b-1} du$$

$$= \frac{\Gamma(a)\Gamma(b)}{\Gamma(a+b)} \quad \underline{\underline{a, b \in \mathbb{Z}^+}}$$

$$= \frac{(a-1)!(b-1)!}{(a+b-1)!}$$

5) Απόδειξη θεωρήματος Campbell

$$f_{S_1, S_2, \dots, S_n | N(t)=n}(s_1, s_2, \dots, s_n) =$$

$$= \lim_{h_1, \dots, h_n \rightarrow 0^+} \frac{P(s_1 \leq S_1 \leq s_1+h_1, s_2 \leq S_2 \leq s_2+h_2, \dots, s_n \leq S_n \leq s_n+h_n, N(t)=n)}{h_1 h_2 \dots h_n \cdot P(N(t)=n)}$$

$$= \lim_{h_1, \dots, h_n \rightarrow 0^+} \frac{e^{-\lambda s_1} e^{-\lambda h_1} \lambda h_1 e^{-\lambda(s_2-s_1-h_1)} e^{-\lambda h_2} \lambda h_2 \dots e^{-\lambda h_n} \lambda h_n e^{-\lambda(t-s_n-h_n)}}{h_1 h_2 \dots h_n e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^n}{n!}} =$$

$$= \frac{n!}{t^n} = f_{U_{1:n}, \dots, U_{n:n}}(s_1, \dots, s_n)$$

6) Πρακτική εφαρμογή θ. Campbell

Για υπολογισμό είναι: $P((s_1, s_2, \dots, s_n) \in A | N(t)=n) = P((U_{1:n}, \dots, U_{n:n}) \in A)$

$$E[f(s_1, \dots, s_n) | N(t)=n] = E[f(U_{1:n}, \dots, U_{n:n})]$$

Επίσης οF αριθμός
αριθμικών τερματισμών

7) Παρατήρηση $i \leq n$, $E[S_i | N(t) = n] = E[U_i | n] = \frac{it}{n+1}$

$i \geq n+1$, $E[S_i | N(t) = n] = t + \frac{i-n}{\lambda}$