

Μαθημα 7° 8/3/2017.

Διαδικασία Poisson, Γενικεύσεις - Αξιώματα

1) Μη ομογενής Διαδικασία Poisson

Ορισμός (Ζωτικός)

Μια αναρρυθμική β.δ.  $\{N(t)\}$  ( $N(t)$  ως προς  $t, N(t) \in \{0, 1, 2, \dots\}$ )  
πρέπει β.δ. Poisson μη-ομογενής με συνάρτηση πυθμίου  $\lambda(t)$  αν

i) έχει ανεξ. προσομοιώσεις:  $t_1 < t_2 < \dots < t_n \rightarrow$

$N(t_1), N(t_2) - N(t_1), \dots, N(t_n) - N(t_{n-1})$  ανεξ.

ii)  $P(N(t+h) = n+j | N(t) = j) = \begin{cases} 1 - \lambda(t)h + o(h) & n=0 \\ \lambda(t)h + o(h) & n=1 \\ o(h) & n \geq 2 \end{cases}$  οπότε  $\frac{o(h)}{h} \rightarrow 0$   
καθώς  $h \rightarrow 0^+$

Ορισμός (Οζιτικός)

Μια αναρρυθμική β.δ.  $\{N(t)\}$  πρέπει μη ομογενής β.δ. Poisson  
με συνάρτηση πυθμίου  $\lambda(t)$  αν

i) έχει ανεξ. προσομοιώσεις

ii)  $N(t+s) - N(t) \sim \text{Poisson} \left( \int_t^{t+s} \lambda(u) du \right) \rightarrow \begin{cases} P(N(t+s) - N(t) = n) = \\ = e^{-\int_t^{t+s} \lambda(u) du} \frac{\left( \int_t^{t+s} \lambda(u) du \right)^n}{n!} \end{cases}$

Οι ορισμοί είναι ισοδύναμοι και οι ανισότητες είναι αντιστρέψιμες  
με ως ομογενής β.δ. Poisson.

2) Σύνθετη β.δ. Poisson

Αν  $\{N(t)\}$  β.δ. Poisson πυθμίου  $\lambda$  και  $Y_1, Y_2, \dots$  ανεξ. ισοβάθεις  
ε.μ.  $\sim F(x)$  και  $Y(t) = \sum_{i=1}^{N(t)} Y_i, t \geq 0$  τότε η  $\{Y(t)\}$  πρέπει  
σύνθετη Διαδικασία Poisson πυθμίου  $\lambda$  και β.μ. με  $F(x)$   
αξιάτων (ή ομάδων)  $F(x)$



### 3) Μη ομογενής Διασπαση ε.δ. Poisson.

#### Θεώρημα

Έστω  $\{N(t)\}$  ε.δ. Poisson ρυθμού  $\lambda$  και κάθε γεγονός της  $\{N(t)\}$  που συμβαίνει τα χρονία  $t$  καταγράφεται ως είναι  $i$  με πιθανότητα  $P_i(t)$ ,  $i=1,2,\dots,n$ . Έστω  $N_i(t) = \#$  γεγονότων τύπου  $i$  στο  $(0,t]$ . Τότε  $\{N_i(t)\}$  είναι μη ομογενής ε.δ. Poisson με ρυθμό  $\lambda_i(t) = \lambda p_i$ ,  $i=1,2,\dots$ .

#### Απόδειξη.

$\{N(t)\}$  ε.δ. Poisson ρυθμού  $\lambda \Rightarrow$

i) ανεξ. πιθανότητες

$$ii) P(N(t+h) = n+j | N(t) = j) = \begin{cases} 1 - \lambda h + o(h) & n=0 \\ \lambda h + o(h) & n=1 \\ o(h) & n \geq 2 \end{cases} \text{ οπου } \frac{o(h)}{h} \rightarrow 0 \text{ καθώς } h^+ \rightarrow 0.$$

Κάθε γεγονός καταγράφεται με πιθανότητες  $P_i(t)$  ανεξ. από τα άλλα.

$\Rightarrow$  i) έχει ανεξ. πιθανότητες

$$ii) P(N_i(t+h) = n+j | N_i(t) = j) = \begin{cases} (1 - \lambda p_i(t)h + o(h))(1 - P_i(t)) & n=0 \\ \lambda p_i(t)h + o(h) & n=1 \\ o(h) & n \geq 2 \end{cases}$$

### 4) Άσκηση 1

Γεννήσεις συμβαίνουν σε μετακίνητο σύστημα με ε.δ. Poisson ρυθμού  $\lambda = 24$  γων/ώρα. Ζήτηση είναι 8 καρτιάς.

i)  $P(10$  γεννήσεις στην ώρα) =  $j$

ii)  $P(10$  γεννήσεις αέρα / 30 γων. στην ώρα) =  $j$

iii) Αναμενόμενη ώρα γεννήσεων 3<sup>ου</sup> παιδιού δεδομένου ότι στην ώρα είχαμε 11 γεννήσεις.

iv)  $P(100$  γεννήσεις από 8-11 Μαρτίου / Αερο θα έχωμε 30 γων) =  $j$

v)  $P(15$  γεννήσεις στην ώρα: 9 αγόρια, 6 κορίτσια) =  $j$

vi)  $P(10$  γεννήσεις στην ώρα: AAAAAAKKKK) =  $j$

vii)  $P($ γεννήσεις αγοριών στην ώρα / 30 γων. στην ώρα αέρα) =  $j$



Λίαν

$\{N(t)\}$  γ.δ. Poisson των γεννήσεων (4 σε λίπες)

$\{N_1(t)\}$  " " " των αγοριών.

$\{N_2(t)\}$  " " " των κοριτσιών

$S_1, S_2, \dots$  οι χρόνοι γεννήσεων ξεκινώντας από την αρχή ως  $\gamma^{\text{ως}}$  Markov (μ+δανονικά).

i)  $P(N(1)=10) = e^{-24 \cdot 1} \frac{(24 \cdot 1)^{10}}{10!}$

ii)  $P(10 \text{ γενν. αγρ } | 30 \text{ γενν. συνολ}) = P(N(2) - N(1) = 10 | N(1) = 30)$   
 $\stackrel{\text{απεξ.}}{\text{προς.}} P(N(2) - N(1) = 10) \stackrel{\text{απ.}}{\text{προς.}} P(N(1) = 10)$  (το βριμάει στο (i))

iii)  $E[S_3 | N(1) = 11] = E[U_{3:11}] = \frac{3 \cdot 1}{12} = \frac{1}{4}$  λίπες (από την  $t/n+1$ )  
3<sup>η</sup> δαμά από 11 απεξ. λογ.  $\sim U([0, 1])$

⇒ αναμένουμε ώρα γενν. του 3<sup>ου</sup> παιδιού / 11 γεννήσεων είναι 6 το πρώι.

iv)  $P(N(4) = 100 | N(2) - N(1) = 30) = P(N(4) - N(2) + N(1) = 70 | N(2) - N(1) = 30)$

$\stackrel{\text{απεξ.}}{\text{προς.}} P(N(4) - N(2) + N(1) = 70)$  απ.  $N(1) \sim \text{Poisson}(24 \cdot 1)$  απεξ.  $\left. \begin{array}{l} \text{προς. } N(4) - N(2) \sim \text{Poisson}(24 \cdot 2) \end{array} \right\} \Rightarrow$

⇒  $N(4) - N(2) + N(1) \sim \text{Poisson}(24 + 48) = 72$

άρα  $P(N(4) - N(2) + N(1) = 70) = e^{-72} \frac{(72)^{70}}{70!}$

v)  $P(15 \text{ γενν. συνολ: } 9 \text{ αγόρια, } 6 \text{ κορίτσια}) =$

$= P(N(1) = 15, N_1(1) = 9, N_2(1) = 6) = P(N_1(1) = 9, N_2(1) = 6)$

$\stackrel{\text{απεξ. προς.}}{\{N_1(t)\}, \{N_2(t)\}} P(N_1(1) = 9) \cdot P(N_2(1) = 6) = e^{-24 \cdot \frac{1}{2} \cdot 1} \frac{(24 \cdot \frac{1}{2} \cdot 1)^9}{9!} e^{-24 \cdot \frac{1}{2} \cdot 1} \frac{(24 \cdot \frac{1}{2} \cdot 1)^6}{6!}$

$= e^{-24} \frac{12^5}{9!6!}$



11/10/10

April 8

vi)  $P(10 \text{ jwv. } \lambda=10 \text{ gnifra: } AAAAAAKAKK) = \dots$   
 $= P(N(\lambda)=10, Z_1=A, Z_2=A, \dots, Z_{10}=K) =$   
 $= e^{-24} \frac{24^{10}}{10!} \left(\frac{1}{2}\right)^{10} = e^{-24} \frac{12^{10}}{10!}$

vii)  $P(5 \text{ jwv. } \lambda=5 \text{ gnifra} / 30 \text{ jwv. } \lambda=30 \text{ gnifra } \text{is' } \text{awp}) =$   
 $= P(N_1(\lambda)=5 | N(\lambda)=30) = \frac{P(N_1(\lambda)=5, N(\lambda)=30)}{P(N(\lambda)=30)} =$   
 $= \frac{\sum_{k=5}^{30} P(N_1(\lambda)=5, N(\lambda)=k, N(2)=30)}{P(N(\lambda)=30)} =$

$= \frac{\sum_{k=5}^{30} P(N_1(\lambda)=5, N_2(\lambda)=k-5, N(2)-N(1)=30-k)}{P(N(\lambda)=30)}$

Делит.  
Свойствам,  
авт. нрорав.

$= \frac{\sum_{k=5}^{30} P(N_1(\lambda)=5) \cdot P(N_2(\lambda)=k-5) P(N(2)-N(1)=30-k)}{P(N(\lambda)=30)}$

$= \frac{\sum_{k=5}^{30} e^{-12} \frac{12^5}{5!} e^{-12} \frac{12^{k-5}}{(k-5)!} e^{-24} \frac{24^{30-k}}{(30-k)!}}{e^{-48} \frac{48^{30}}{30!}}$

$= \frac{30!}{25!5!} \frac{12^5}{48^{30}} \sum_{k=5}^{30} \frac{25! 12^{k-5} 24^{30-k}}{(k-5)!(30-k)!} =$

$= \binom{30}{5} \frac{12^5}{48^{30}} \sum_{k=5}^{30} \binom{25}{k-5} 12^{k-5} 24^{30-k-k+5} =$

$= \binom{30}{5} \frac{12^5}{48^{30}} \sum_{j=0}^{25} \binom{25}{j} 12^j 24^{25-j} =$

$= \binom{30}{5} \frac{12^5 \cdot 36^{25}}{48^{30}}$

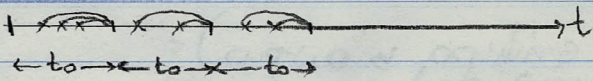


8° Μάθημα

10/3/17

Ασκήσια Poisson, Ακρίβεια - Εφαρμογή

1) Πρόβλημα



Συνολικός μεταφορμωμένος μέσα οι επιπτώσεις φθάνουν σύμφωνα με β.δ. Poisson πυκνότητας  $\lambda$ . Τα μεταφ. μέσα φθάνουν κάθε  $t_0$  χρον. μονάδα.

Μακροπρόθεσμος πυκνός χαφίτων πριν αυθόνοια

$$= \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{E[\text{Συνολικός χρόνος αναμ. στο } [0, t]]}{t} =$$

$$= \frac{E[\text{Συνολικός χρόνος αναμ. στο } [0, t_0]]}{t_0} *$$

Έχουμε  $\{N(t)\}$  β.δ. Poisson πυκνότητας  $\lambda$ , αφίξτων επιπτώσεων και  $S_1, S_2, \dots$  οι χρόνοι αφίξτων επιπτώσεων.

$$* = \frac{E\left[\sum_{i=1}^{N(t_0)} (t_0 - S_i)\right]}{t_0}$$

Θα υπολογισουμε αρχικά τον αριθμητή.

$$E\left[\sum_{i=1}^{N(t_0)} (t_0 - S_i)\right] = E\left[t_0 N(t_0) - t \sum_{i=1}^{N(t_0)} S_i\right] =$$

$$= t_0 E[N(t_0)] - \sum_{n=0}^{\infty} P(N(t_0)=n) \cdot E\left[\sum_{i=1}^{N(t_0)} S_i \mid N(t_0)=n\right]$$

απόδειξη με αρ. υποδεικνύει π.φ. Σελ. 10 ως προς τον αριθμό των π.φ.

Όπως  $E\left[\sum_{i=1}^{N(t_0)} S_i \mid N(t_0)=n\right] = \sum_{i=1}^n E[S_i \mid N(t_0)=n] = \sum_{i=1}^n \frac{t_0}{n+1} = \frac{t_0}{n+1} \frac{n(n+1)}{2}$

Θ. Campbell.  
 $E[U_{i:n}] = \frac{t_0}{n+1}$

$$= \frac{n t_0}{2}$$

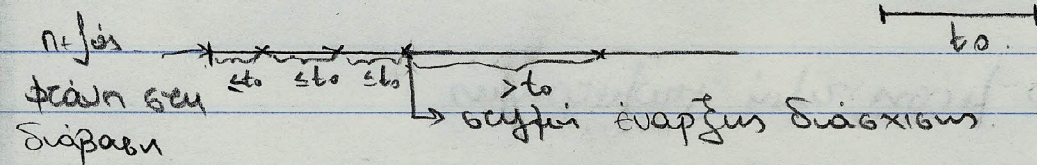
Άρα μακροπ. πυκνός χαφίτων πριν αυθόνοια

$$= \frac{\lambda t_0^2 - \frac{t_0}{2} \sum_{n=0}^{\infty} P(N(t_0)=n) \cdot n}{t_0} = \frac{\lambda t_0^2}{2 t_0} = \frac{\lambda t_0}{2}$$



## 2) Πρόβλημα 2

Περίος θέλει να διαβρίχσει διάβραση. Έστω  $t_0$  ο χρόνος διάβρασης.  
 Τα αυθαίρετα περνούν τη διάβραση σύμφωνα με σ.δ. Poisson ράβδωτ.  
 Ο περίος αρχίζει τη διάβραση αν ο χρόνος διάβρασης των μήλων  
 αυθαίρετων είναι μεγαλύτερος του  $t_0$ . Έστω  $X$  = χρόνος για έναρξη διάβρασης  
 $E(X) = ?$



$\{N(t)\}$  σ.δ. Poisson με χρόνος γεγονότων  $S_1, S_2, \dots$ , Έστω  $X_1, X_2, \dots$   
 οι ενδιάμεσοι χρόνοι γεγονότων, με  $X_i \sim \text{Exp}(\lambda)$  ανεξ.

Τότε  $X = \sum_{i=1}^N X_i$ ,  $N = \#$  αυθων που θα περάσουν πριν αρχίσει τη διάβραση.

Έχουμε:  $P(N=0) = P(X_1 > t_0) = e^{-\lambda t_0}$

$P(N=1) = P(X_1 \leq t_0, X_2 > t_0) = P(X_1 \leq t_0) \cdot P(X_2 > t_0) = (1 - e^{-\lambda t_0}) e^{-\lambda t_0}$

$P(N=n) = P(X_1 \leq t_0, \dots, X_n \leq t_0, X_{n+1} > t_0) = (1 - e^{-\lambda t_0})^n \cdot e^{-\lambda t_0}$

Έχουμε:  $E(X) = E\left[\sum_{i=1}^N X_i\right] = \sum_{n=0}^{\infty} P(N=n) E\left[\sum_{i=1}^n X_i \mid N=n\right]$

αυθ  $E\left[\sum_{i=1}^n X_i \mid N=n\right] = \sum_{i=1}^n E[X_i \mid N=n] =$

$= \sum_{i=1}^n E[X_i \mid X_1 \leq t_0, \dots, X_n \leq t_0, X_{n+1} > t_0] =$

$= \sum_{i=1}^n E[X_i \mid X_i \leq t_0] \stackrel{X_i \text{ i.i.d.}}{=} n E[X_1 \mid X_1 \leq t_0] \stackrel{f_{X_1}(x)}{=} \int_0^{\infty} x \cdot \mathbb{1}_{\{x \leq t_0\}} \lambda e^{-\lambda x} dx$

Έστω  $E[X_1 \mid X_1 \leq t_0] = \frac{E[X_1 \cdot \mathbb{1}_{\{X_1 \leq t_0\}}]}{P(X_1 \leq t_0)} = \frac{\int_0^{\infty} x \cdot \mathbb{1}_{\{x \leq t_0\}} \lambda e^{-\lambda x} dx}{P(X_1 \leq t_0)} =$

$= \frac{\int_0^{t_0} x \lambda e^{-\lambda x} dx}{P(X_1 \leq t_0)} = \frac{\frac{1}{\lambda} \int_0^{t_0} \lambda^2 x e^{-\lambda x} dx}{P(X_1 \leq t_0)} = \frac{\frac{1}{\lambda} P(S_2 \leq t_0)}{P(X_1 \leq t_0)}$

ερώτημα (2, α)

$= \frac{\frac{1}{\lambda} P(N(t_0) \geq 2)}{P(X_1 \leq t_0)} = \frac{\frac{1}{\lambda} (1 - e^{-\lambda t_0} - \lambda t_0 e^{-\lambda t_0})}{1 - e^{-\lambda t_0}}$



$$\begin{aligned} \text{Αρα } E(X) &= \sum_{n=0}^{\infty} (1-e^{-\lambda t_0})^n e^{-\lambda t_0} \cdot n \cdot \frac{1}{\lambda} \frac{1-e^{-\lambda t_0} - \lambda t_0 e^{-\lambda t_0}}{(1-e^{-\lambda t_0})^2} = \\ &= \frac{1-e^{-\lambda t_0} - \lambda t_0 e^{-\lambda t_0}}{\lambda} \sum_{n=1}^{\infty} (1-e^{-\lambda t_0})^{n-1} e^{-\lambda t_0} n = \frac{1-e^{-\lambda t_0} - \lambda t_0 e^{-\lambda t_0}}{\lambda} \frac{1}{e^{-\lambda t_0}} = \\ &= \frac{e^{-\lambda t_0} - 1}{\lambda} - t_0 \end{aligned}$$

Αν δαν θεωρήσουμε ως μέση τιμή γεωμετρικής :

$$\begin{aligned} \sum_{n=0}^{\infty} x^n &= \frac{1}{1-x}, \quad |x| < 1 \\ \Rightarrow \frac{d}{dx} \sum_{n=1}^{\infty} n x^{n-1} &= \frac{1}{(1-x)^2}, \quad |x| < 1 \\ \Rightarrow \sum_{n=1}^{\infty} n x^{n-1} (1-x) &= \frac{1}{1-x} \Rightarrow \sum_{n=1}^{\infty} n (1-e^{-\lambda t_0})^{n-1} e^{-\lambda t_0} = \frac{1}{e^{-\lambda t_0}} \end{aligned}$$

Β' τρόπος (αναμεταστροφή συστημάτων)

Έστω  $Y$  ο χρόνος διάρκειας του 1<sup>ου</sup> αυτοκινήτου από τη διαβάση

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

$$E[X] = E[E[X|Y]] = \int_0^{\infty} E[X|Y=y] \lambda e^{-\lambda y} dy$$

$$\text{Όπως } E[X|Y=y] = \begin{cases} 0 & y > t_0 \\ y + E[X] & y \leq t_0 \end{cases}$$

$$\Rightarrow E[X] = \int_0^{t_0} (y + E[X]) \lambda e^{-\lambda y} dy \Rightarrow E[X] = \int_0^{t_0} \lambda y e^{-\lambda y} dy + E[X] \int_0^{t_0} \lambda e^{-\lambda y} dy$$

$$\Rightarrow E[X] = \frac{(1-e^{-\lambda t_0} - \lambda t_0 e^{-\lambda t_0})}{\lambda} + E[X] (1-e^{-\lambda t_0})$$

$$\Rightarrow E[X] = \frac{1-e^{-\lambda t_0} - \lambda t_0 e^{-\lambda t_0}}{\lambda e^{-\lambda t_0}}$$



### 3) Άσκηση 1

$\{N(t)\}$  G.S. Poisson ποσότητα  $\lambda$  και  $S_1, S_2, \dots$  χρόνοι εξόδου

$$E[S_i | N(t) \geq 1] = j$$

α' τρόπος

$$E[S_i | N(t) \geq 1] = \sum_{n=1}^{\infty} E[S_i | N(t)=n, N(t) \geq 1] P(N(t)=n | N(t) \geq 1)$$

$$= \frac{\sum_{n=1}^{\infty} E[S_i | N(t)=n] P(N(t)=n)}{P(N(t) \geq 1)} = \frac{\sum_{n=1}^{\infty} \frac{t}{n+1} e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^n}{n!} e^{-\lambda t}}{1 - e^{-\lambda t}}$$

$$= \frac{\frac{1}{\lambda} e^{-\lambda t} \sum_{n=1}^{\infty} \frac{(\lambda t)^{n+1}}{(n+1)!}}{1 - e^{-\lambda t}} = \frac{\frac{1}{\lambda} e^{-\lambda t} (e^{-\lambda t} - \lambda t - 1)}{1 - e^{-\lambda t}}$$

β' τρόπος

$$E[S_i] = P(N(t) \geq 1) E[S_i | N(t) \geq 1] + P(N(t)=0) E[S_i | N(t)=0]$$

$$\Rightarrow \frac{1}{\lambda} - e^{-\lambda t} \left(t + \frac{1}{\lambda}\right) = (1 - e^{-\lambda t}) E[S_i | N(t) \geq 1]$$

$$\Rightarrow E[S_i | N(t) \geq 1] = \frac{\frac{1}{\lambda} - t e^{-\lambda t} + \frac{1}{\lambda} e^{-\lambda t}}{1 - e^{-\lambda t}} = \frac{\frac{1}{\lambda} e^{-\lambda t} (e^{-\lambda t} - \lambda t - 1)}{1 - e^{-\lambda t}}$$