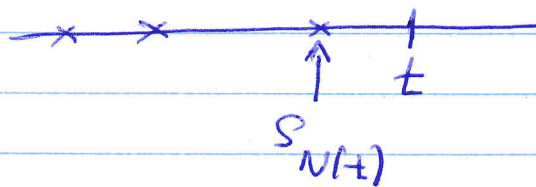


4-3-2021.

Εφαρμογή 1 - Θ. Campbell $\{N(t), t \geq 0\}$ PP(λ)

$$E[S_{N(t)}] = ;$$

χρόνος που
πέρν. γερ. πριν
τη στιγμή t .

Λόγος:

$$\begin{aligned} E[S_{N(t)}] &= E[E[S_{N(t)} | N(t) = n]] = \\ &= \sum_{n \geq 0} E[S_{N(t)} | N(t) = n] P(N(t) = n) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \tilde{u}_1, \dots, \tilde{u}_n \\ \text{διατ. ποιότητ.} \\ \text{στο } [0, t] \end{aligned} = \sum_{n=0}^{\infty} E[S_n | N(t) = n] e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^n}{n!}$$

$$\stackrel{\text{Θ. Campbell}}{=} \sum_{n \geq 0} E[\tilde{u}_n] e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^n}{n!}$$

$$\left(E \tilde{u}_{k = \frac{k \cdot t}{n+1}} \right) = \sum_{n \geq 0} \frac{n \cdot t}{n+1} e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^n}{n!}$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{-1}{\lambda^{n+1}} \left(1 - \frac{1}{n+1} \right) \frac{(\lambda t)^{n+1}}{n!} e^{-\lambda t} = \\
&= \frac{1}{\lambda} \left(\sum_{n \geq 0} e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^{n+1}}{n!} - \sum_{n \geq 0} e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^{n+1}}{(n+1)!} \right) \\
&= \frac{1}{\lambda} \left(\lambda t \underbrace{\sum_{n \geq 0} e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^n}{n!}}_1 - \underbrace{\sum_{n \geq 0} e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^{n+1}}{(n+1)!}}_{1 - e^{-\lambda t}} \right) \\
&= \frac{1}{\lambda} \left(\lambda t - (1 - e^{-\lambda t}) \right) \\
&= t - \frac{1}{\lambda} (1 - e^{-\lambda t})
\end{aligned}$$

Εφαρμογή 2 - O. Campbell

- Επιβάτες φθάνουν σε σταθμό λεωφορείου σύμφωνα με $PP(\lambda)$ $\{N(t), t \geq 0\}$
- Τα λεωφορεία φεύγουν ανά T χρονικές μονάδες και έχουν άπειρη χωρητικότητα.
- W_i : ο χρόνος αναμονής του i -επιβάτη.
- Έστω ότι το σύστημα το λεωφ. έχει μόλις αναχωρήσει.
- Ο αριθμός επιβατών που θα φτάσουν μέχρι να έρθει το επόμενο λεωφ. είναι $N(T)$.

• Ο πελάτης i φτάνει τη στιγμή S_i και περιμένει $T - S_i$

• Αν $\bar{W} = \frac{1}{N(T)} \sum_{i=1}^{N(T)} (T - S_i)$ Μέσος Χρόνος Αναμονής Πελάτη εως ότου φτάσει το λεωφορείο

Να βρεθεί $E[\bar{W} | N(T) = n] = ?$, $n = 1, 2, \dots$

Λύση:

$$E[\bar{W} | N(T) = n] = E\left[\frac{1}{N(T)} \sum_{i=1}^{N(T)} (T - S_i) \mid N(T) = n\right]$$

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

↳ λόγω του S_i δεν διαχωρίζω τη δέσμευση

$$= E\left[\frac{1}{n} \left(nT - \sum_{i=1}^n S_i\right) \mid N(T) = n\right]$$

$$= E\left[T - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \tilde{u}_i\right] \text{ όπου } (\tilde{u}_1, \tilde{u}_2, \dots, \tilde{u}_n)$$

• Ίδιο

Αποτέλεσμα $\rightarrow \sum_{i=1}^n u_i$

είναι οι διατεταγμένες των ανεξ. ποιοτή στο $[0, T]$.

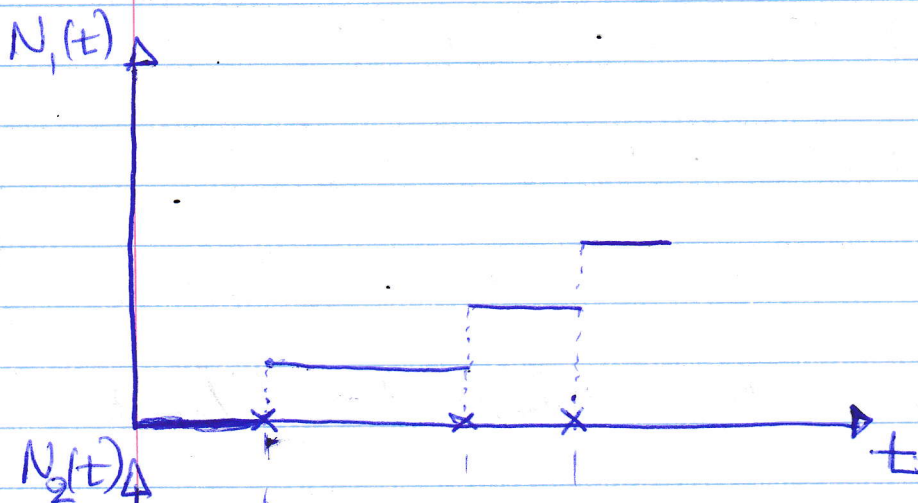
$$= E\left[T - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n u_i\right] = T - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E u_i = T - \frac{1}{n} \cdot n \cdot \frac{T}{2}$$

$$= T - \frac{T}{2} = \frac{T}{2} \quad \begin{array}{l} \text{Μέσος Χρόνος} \\ \text{Αναμονής} \end{array}$$

⚠ Χρησιμ. το Θ. Campbell κ' $\sum_i \tilde{u}_i = \sum_i u_i$
 συν απόδειξη.

1.4 Σύνθεση - Εξαρτητικού Poisson

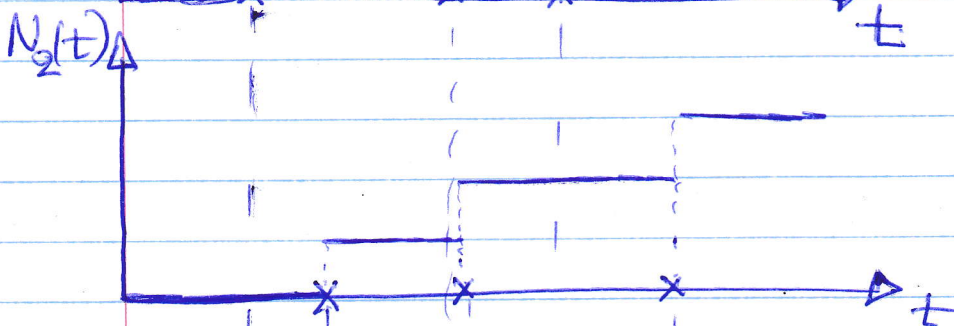
$$\{N_1(t), t \geq 0\} \text{ PP}(\lambda_1)$$



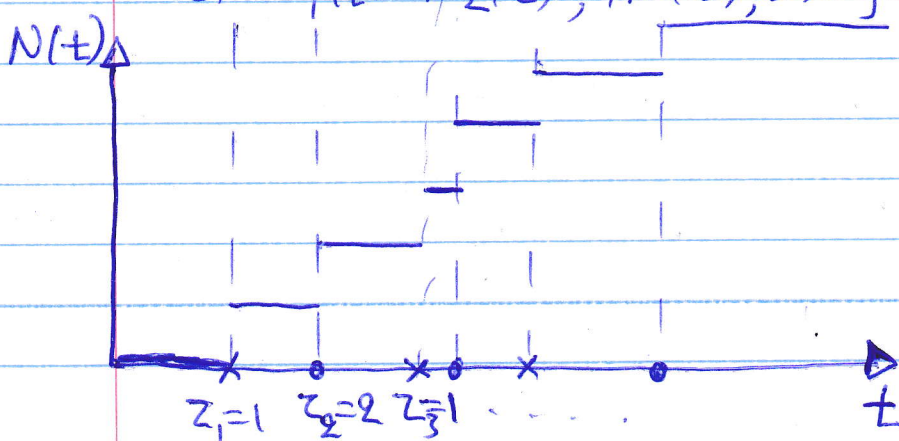
$$\{N_1(t), t \geq 0\}$$

$$\{N_2(t), t \geq 0\}$$

αυξή.



$N(t) = N_1(t) + N_2(t), \{N(t), t \geq 0\}$ Σύνθεση των $\{N_1(t), t \geq 0\}$ and $\{N_2(t), t \geq 0\}$



$z_1=1 \quad z_2=2 \quad z_3=1 \quad \dots$

$$\{Z_n: n \in \mathbb{N}^*\}$$

$$Z_n = \begin{cases} 1, & \text{αν το } n\text{-γερ. της } \{N(t): t \geq 0\} \\ & \text{'προϊν' δε' and των } \{N_i(t): t \geq 0\} \\ 2, & \text{αλλιως} \end{cases}$$

Παράδειγμα:

$$\{N_i(t), t \geq 0\} \text{ PP}(\lambda_i), i=1, 2, \dots, r$$

$$\{N_i(t), t \geq 0\}, i=1, \dots, r \text{ ανεξ.}$$

$$\{N(t), t \geq 0\} \text{ η συνθεση των } \{N_i(t), t \geq 0\}$$

$$\text{δηλ. } N(t) = N_1(t) + N_2(t) + \dots + N_r(t)$$

Τότε

$$\{N(t): t \geq 0\} \text{ PP}(\lambda) \text{ με } \lambda = \lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_r$$

Για το $N(t) \sim \text{Poisson}(\lambda t)$ με

$N_i(t) \sim \text{Poisson}(\lambda_i t)$ χρησιμ. πιθανογεν.

(Αναμένεται η απόδειξη)

Θεώρημα

$\{N_i(t): t \geq 0\}$ PP(λ_i), $i=1, \dots, r$
 $\{N_i(t): t \geq 0\}$ $i=1, \dots, r$ ανεξ.
 $\{N(t), t \geq 0\}$ η συνθεση τους
 $Z_n = \omega_{np}$ n -γεγονος
ως $\{N(t): t \geq 0\}$

$\{Z_n: n \geq 1\}$ ακολουθια ανεξ. και ισοδυναμ
ε.μ.

$$P(Z_n = i) = \frac{\lambda_i}{\sum_{i=1}^r \lambda_i} = \frac{\lambda_i}{\lambda}, \quad i=1, 2, \dots, r$$

πιθ. n -γεγ.
να είναι
ωπου i

Περα σε μια χρ. μοναδα. απο την

N_1	γινονται	λ_1 -γεγ.
N_2	"	λ_2 -γεγ.
\vdots		\vdots
N_r	"	λ_r -γεγ.

απο αυτα γεγ. ωπου i είναι π.π. $\frac{\lambda_i}{\sum \lambda_i}$

Απόδειξη:

Για την Z_1 : Έστω $X_n^{(i)}$ χρόνος
μεταβ. $(n-1)$ -οσού και n -οσού γεφ. ου

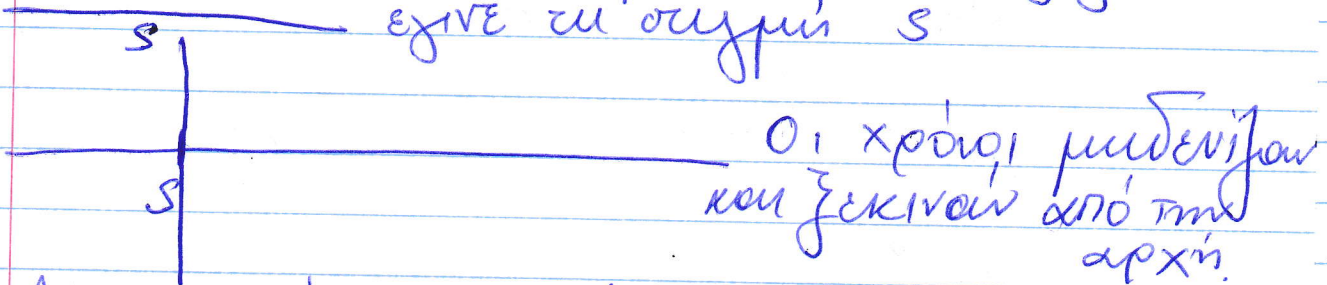
διαδικασία $\{N_i(t): t \geq 0\}$

$X_1^{(i)}$: χρόνος $1^{\text{ου}}$ γεφ. στην $\{N_i(t): t \geq 0\}$

$$\begin{aligned} P(Z_1 = i) &= P(X_1^{(i)} = \min\{X_1^{(1)}, X_1^{(2)}, \dots, X_1^{(n)}\}) \\ &= \frac{\lambda_i}{\lambda} \end{aligned}$$

$$X_i \sim \text{Exp}(\lambda_i)$$

Για την Z_2 : Υποθέτουμε ότι το $1^{\text{ο}}$ γεγονός
έγινε τη στιγμή s



Λόγω αμνήμων ιδιότητας θεωρούμε ότι
οι διαδικασίες ξεκινούν από την αρχή τη
στιγμή s .

$$\begin{aligned} P(Z_2 = i) &= P(X_1^{(i)} = \min(X_1^{(1)}, X_2^{(i)}, \dots, X_r^{(i)})) = \\ &= \frac{\lambda_i}{\lambda} \end{aligned}$$

Τελικά, $P(Z_n=i) = \frac{\lambda_i}{\lambda}$, $n=1, 2, \dots$

παράδειγμα:

Σε μία τράπεζα φθάνουν 3 τώνοι πελάτων

Τύπος 1: μόνο κατάθεση
φθάνουν με $PP(20)$
η εξυπηρέτησή τους διαρκεί 3'

Τύπος 2: δέδωσαν μόνο ανάληψη
φθάνουν με $PP(15)$
η εξυπ. διαρκεί 4'

Τύπος 3: δέδωσαν κατάθεση + ανάληψη
φθάνουν με $PP(10)$
η εξυπ. διαρκεί 6'

Μέσος Χρόνος Εξυπηρέτησης = $E(X)$

Λύση (Μέσος Χρ. εξυπ. εφορτ. από τον τώνο των πελάτων)
 $E(X)$

Έστω Z ο τώνος του πελάτη

$$P(Z=1) = \frac{20}{20+15+10} = \frac{20}{45}$$

$$P(Z=2) = \frac{15}{45} \quad P(Z=3) = \frac{10}{45}$$

$$\begin{aligned}
 E[X] &= E[E[X|Z]] = \sum_{i=1}^3 E(X|Z=i)P(Z=i) \\
 &= E(X|Z=1)P(Z=1) + E(X|Z=2)P(Z=2) \\
 &\quad + E(X|Z=3)P(Z=3) \\
 &= 3 \cdot \frac{20}{45} + 4 \cdot \frac{15}{45} + 6 \cdot \frac{10}{45} = 4
 \end{aligned}$$

Εκθέτωνοι - Διακριτός Διαδ. Poisson

Μηχανισμός Διακριτού Bernoulli

Έστω $\{N(t), t \geq 0\}$ Διαδ. Poisson και κάθε γεγονός της χαρακτηρίζεται ως τύπου i , $i=1, 2, \dots, r$ μ.π. p_i ($\sum_{i=1}^r p_i = 1$), ανεξ. από τα υπόλοιπα γεγονόσα

Αν $N_i(t) = \#$ γεγονότων τύπου i στο $(0, t]$

λέμε ότι η αρχική διαδ. $\{N(t), t \geq 0\}$ διαχωρίζεται ως $\{N_i(t) : t \geq 0\}$.

Επίσης κάθε μία από τις $\{N_i(t) : t \geq 0\}$ αποτελεί μια εκθέτωνοι της αρχικής.

Προφανώς, $N(t) = N_1(t) + \dots + N_r(t), t \geq 0$



Κάθε μία παίρνει χαρακτηρισμό ανεξ.
από τις άλλες με δική της πιθανότητα
να χαρακτηριστεί έτσι

Θεώρημα (για Διαχωρισμό Bernoulli)

$\{N(t), t \geq 0\}$ PP(λ)

$\{N_i(t), t \geq 0\}, i=1, \dots, r$ οι διαδ. που προκύ-
πτουν με διαχωρισμό Bernoulli

μ.π. $[p_1, \dots, p_r]$

$\Rightarrow \{N_i(t), t \geq 0\}$ είναι PP(λp_i), $i=1, \dots, r$
 $\{N_i(t), t \geq 0\}$ ανεξ. $i=1, \dots, r$

Απόδειξη :

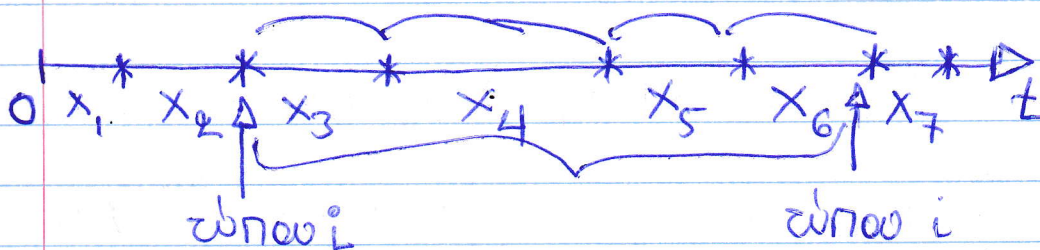
Θδο η $\{N_i(t), t \geq 0\}$ είναι PP(λp_i)
αρκεί νδο οι ενδιαμέσοι χρόνοι γεγονότων
είναι εκθετικοί $\text{Exp}(\lambda p_i)$ και ανεξ.

Έστω $\{X_n | n \geq 1\}$ η ακολουθία ενδιάμεσων

χρόνων της $\{N(t) | t \geq 0\}$ δηλ. $X_n \sim \text{Exp}(\lambda)$

Έστω $\{Y_n, n \geq 1\}$ η ακολουθία ενδιάμεσων

χρόνων της $\{N; (t), t \geq 0\}$



$$Y_n = \sum_{i=1}^R X_i$$

$$P(R=1) = P_i$$

$$P(R=2) = (1-P_i) P_i$$

$$P(R=3) = (1-P_i)^2 P_i$$

$$\Rightarrow R \sim \text{Geom}(P_i)$$

$Y_n \sim \text{Exp}(\lambda P_i)$ (αθρ. τωχάων εκθετικών
πληθώνων \sim Geom)

Άρα, $\{Y_n, n \geq 1\}$ ακολουθία ανεξ. εκθετικών
τ.μ. με παράμετρο

$$\Rightarrow \{N; (t), t \geq 0\} \text{ PP}(\lambda P_i)$$

Τώρα δώο $\{N_i(t) : t \geq 0\}$, $i=1, \dots, r$ ανεξ.

Το δείχνω για $r=2$

(επειδή είναι απογ. + ανεξ. Poisson)

αρκεί νδω $P(N_1(t)=i, N_2(t)=j) = P(N_1(t)=i)P(N_2(t)=j)$

$$P(N_1(t)=i, N_2(t)=j) = P(N_1(t)=i, N_2(t)=j, N(t)=i+j)$$

$$\stackrel{\textcircled{*}}{=} P(N_1(t)=i, N_2(t)=j | N(t)=i+j) P(N(t)=i+j)$$

$(N_1(t) | N(t)=i+j)$
 $\text{Bin}(i+j, p_1)$

$$= \binom{i+j}{i} p_1^i p_2^j e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^{i+j}}{(i+j)!}$$

$$= \frac{(i+j)!}{i! j!} p_1^i p_2^j e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^{i+j}}{(i+j)!}$$

$$= e^{-\lambda t} \frac{(\lambda p_1 t)^i}{i!} \frac{(\lambda p_2 t)^j}{j!}$$

$$= e^{-\lambda p_1 t} \frac{(\lambda p_1 t)^i}{i!} e^{-\lambda p_2 t} \frac{(\lambda p_2 t)^j}{j!}$$

$$= P(N_1(t)=i) P(N_2(t)=j)$$

* ένα γηγ. το χαρακ. ρίζω i μ.π. p_1 και ένα, άλλο χαρακ. ως j με τη συμπληρωματική πιδ.