

Στοχαστικές Μέθοδοι στην Επιχειρησιακή Έρευνα I Τελική εξέταση 4ης Ιουλίου 2012 - Ακαδημαϊκό έτος 2011–2012

Θέμα 1ο: Θεωρούμε δυο ανεξάρτητες στοχαστικές διαδικασίες Poisson, $\{N_1(t)\}$ και $\{N_2(t)\}$ με ρυθμούς λ_1 και λ_2 αντίστοιχα. Έστω επίσης $\{N(t)\}$ η υπέρθεσή τους. Συμβολίζουμε, τέλος, με $S_1^{(1)}, S_2^{(1)}, S_3^{(1)}, \dots$ τους χρόνους των γεγονότων της $\{N_1(t)\}$, με $S_1^{(2)}, S_2^{(2)}, S_3^{(2)}, \dots$ τους χρόνους των γεγονότων της $\{N_2(t)\}$ και με S_1, S_2, S_3, \dots τους χρόνους των γεγονότων της $\{N(t)\}$. Έστω $t > 0$. Να υπολογιστούν τα παρακάτω:

- (1) $P(N_1(\frac{t}{2}) = k, N_2(\frac{t}{2}) = n - k | N(t) = n + 1), 0 \leq k \leq n,$
- (2) $Var[N_1(t) - N_2(\frac{t}{2})],$
- (3) $P(S_1^{(1)} < S_2^{(2)}),$
- (4) $E[N(\frac{t}{2}) | S_1 \leq t].$

Θέμα 2ο: Επιβάτες φθάνουν στην πλατφόρμα ενός σταθμού του μετρό σύμφωνα με μια στοχαστική διαδικασία Poisson με ρυθμό λ . Οι συρμοί του μετρό φθάνουν σύμφωνα με μια στοχαστική διαδικασία Poisson με ρυθμό μ , που είναι ανεξάρτητη από τη στοχαστική διαδικασία αφίξεων των επιβατών. Τη χρονική στιγμή 0 ο σταθμός είναι άδειος. Επιπλέον, ο σταθμός αδειάζει κάθε φορά που φθάνει ένας συρμός αφού όλοι οι πελάτες που βρίσκονται παρόντες στην πλατφόρμα επιβιβάζονται ακαριαία στο συρμό και ο συρμός αναχωρεί άμεσα. Να υπολογιστούν

- (1) Το μέσο πλήθος επιβατών που επιβιβάζονται σε κάθε επίσκεψη συρμού (συναρτήσει του λ και του μ).
- (2) Την πιθανότητα να μην επιβιβαστεί κανένας επιβάτης σε ένα συρμό (συναρτήσει του λ και του μ).
- (3) Το μέσο πλήθος πελατών που έχουν αναχωρήσει από το σταθμό μέχρι τη στιγμή t (συναρτήσει του λ , του μ και του t).

Θέμα 3ο: Έστω X_1, X_2, X_3, \dots ανεξάρτητες και ισόνομες μη-αρνητικές τυχαίες μεταβλητές με συνεχή κατανομή $G(x)$ και $E[X_1^k] = \mu_k < \infty, k \geq 1$. Έστω $S_n = \sum_{i=1}^n X_i, n = 1, 2, \dots$ ($S_0 = 0$) η αντίστοιχη ανανεωτική ακολουθία και $N(t) = \sup\{n \geq 0 : S_n \leq t\}, t \geq 0$ η ανανεωτική διαδικασία.

- (1) Έστω $A(t) = t - S_{N(t)}$ ο παρελθών ή αναδρομικός χρόνος ανανέωσης (ηλικία της ανανεωτικής διαδικασίας) τη στιγμή t . Να βρεθεί το όριο

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{E \left[\int_0^t A(u)^2 du \right]}{t}.$$

- (2) Διατυπώστε μια ανανεωτική εξίσωση για την $H(t) = E[C(t)^3]$, όπου $C(t) = S_{N(t)+1} - S_{N(t)}$ είναι ο t -εξαρτώμενος χρόνος (δηλαδή $C(t)$ είναι ο ενδιαμέσος χρόνος ανανέωσης που περιέχει τη στιγμή t ή ισοδύναμα ο χρόνος από το προηγούμενο γεγονός έως το επόμενο γεγονός τη στιγμή t). Βρείτε το $\lim_{t \rightarrow \infty} E[C(t)^3]$ (το όριο να δοθεί ως έκφραση κάποιων ροπών από τις μ_1, μ_2, \dots).

Στατιστική Μέθοδοι στην Επιχειρησιακή Έρευνα I

Τελική Εξέταση 4^ης Ιουλίου 2012

Λόγους των Θ. φιάτων

Θέμα 1^ο:

(1) $P(N_1(\frac{t}{2})=k, N_2(\frac{t}{2})=n-k | N(t)=n+1)$

= $\frac{P(N_1(\frac{t}{2})=k, N_2(\frac{t}{2})=n-k, N(t)=n+1)}{P(N(t)=n+1)}$ (από τον ορισμό της διαίρεσης)

= $\frac{P(N_1(\frac{t}{2})=k, N_2(\frac{t}{2})=n-k, N(t)-N(\frac{t}{2})=1)}{P(N(t)=n+1)}$

= $\frac{P(N_1(\frac{t}{2})=k)P(N_2(\frac{t}{2})=n-k)P(N(t)-N(\frac{t}{2})=1)}{P(N(t)=n+1)}$ (ανεξαρ. $\{N_1(t)\}, \{N_2(t)\}$)

= $\frac{e^{-\lambda_1 t/2} \frac{(\lambda_1 t/2)^k}{k!} e^{-\lambda_2 t/2} \frac{(\lambda_2 t/2)^{n-k}}{(n-k)!} e^{-(\lambda_1+\lambda_2) \frac{t}{2}} \frac{[(\lambda_1+\lambda_2)t/2]^1}{1!}}{e^{-(\lambda_1+\lambda_2)t} \frac{[(\lambda_1+\lambda_2)t]^{n+1}}{(n+1)!}}$ (ανεξ. παραγών, ομογ. προς $\{N(t)\}$ Poisson)

= $\frac{(n+1)! \lambda_1^k \lambda_2^{n-k}}{k! (n-k)! 2^{n+1} (\lambda_1+\lambda_2)^n}$

(2) $N_1(t)$ και $N_2(\frac{t}{2})$ είναι ανεξάρτητες, άρα

$Var[N_1(t) - N_2(\frac{t}{2})] = Var[N_1(t)] + Var[N_2(\frac{t}{2})]$

= $\lambda_1 t + \lambda_2 t/2$

αφού για τυχαίες μεταβλητές $X \sim Poisson(\lambda)$ ισχύει

$E[X] = Var[X] = \lambda$

(3) $S_1^{(1)}$ και $S_2^{(2)}$ είναι ανεξάρτητες με κατανομές $Exp(\lambda_1)$ και $Gamma(2, \lambda_2)$ αντίστοιχα.

Άρα

$P(S_1^{(1)} < S_2^{(2)}) = \int_0^{\infty} P(S_1^{(1)} = t) f_{S_2^{(2)}}(t) dt$

= $\int_0^{\infty} (1 - e^{-\lambda_1 t}) \frac{\lambda_2^2}{(2-1)!} t^{2-1} e^{-\lambda_2 t} dt$

= $\underbrace{\int_0^{\infty} \frac{\lambda_2^2}{(2-1)!} t^{2-1} e^{-\lambda_2 t} dt}_1 - \lambda_2^2 \underbrace{\int_0^{\infty} t e^{-(\lambda_1+\lambda_2)t} dt}_{\frac{1}{(\lambda_1+\lambda_2)^2}} = 1 - \left(\frac{\lambda_2}{\lambda_1+\lambda_2}\right)^2$

$$\begin{aligned}
(4) \quad E\left[N\left(\frac{t}{2}\right) \mid S_1 \leq t\right] &= E\left[N\left(\frac{t}{2}\right) \mid N(t) \geq 1\right] \quad \left(\text{Iσοδυναμία } \{S_n \leq t\} = \{N(t) \geq n\}\right) \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} k P\left(N\left(\frac{t}{2}\right) = k \mid N(t) \geq 1\right) \quad (\text{Ορισμός}) \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} k \frac{P\left(N\left(\frac{t}{2}\right) = k, N(t) \geq 1\right)}{P(N(t) \geq 1)} \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} k \frac{P\left(N\left(\frac{t}{2}\right) = k, N(t) - N\left(\frac{t}{2}\right) \geq 1 - k\right)}{P(N(t) \geq 1)} \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} k \frac{P\left(N\left(\frac{t}{2}\right) = k\right) P\left(N(t) - N\left(\frac{t}{2}\right) \geq 1 - k\right)}{P(N(t) \geq 1)} \quad \left(\text{Ανεξ. διαδικασίες}\right) \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} k \frac{P\left(N\left(\frac{t}{2}\right) = k\right) P\left(N\left(\frac{t}{2}\right) \geq 1 - k\right)}{P(N(t) \geq 1)} \quad \left(\text{Ομοιογεν. διαδικασίες}\right) \\
&= \sum_{k=1}^{\infty} k \frac{P\left(N\left(\frac{t}{2}\right) = k\right) P\left(N\left(\frac{t}{2}\right) \geq 1 - k\right)}{P(N(t) \geq 1)} \\
&= \sum_{k=1}^{\infty} k \frac{P\left(N\left(\frac{t}{2}\right) = k\right)}{P(N(t) \geq 1)} \quad \left(P\left(N\left(\frac{t}{2}\right) \geq 1 - k\right) = 1 \text{ για } k \geq 1\right) \\
&= \frac{E\left[N\left(\frac{t}{2}\right)\right]}{P(N(t) \geq 1)} \\
&= \frac{(\lambda_1 + \lambda_2) \frac{t}{2}}{1 - e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)t}}.
\end{aligned}$$

Θέμα 2:

Έστω $\{N(t)\}$ η διαδικασία αφίξεων των πελάτων και $\{M(t)\}$ η διαδικασία αφίξεων των υπηρετών με πόρους αφίξεων τυφλών S_1, S_2, \dots

$$\begin{aligned}
(1) \quad E[\Lambda(S_1)] &= \int_0^{\infty} E[\Lambda(t)] f_{S_1}(t) dt \\
&= \int_0^{\infty} \lambda t \mu e^{-\mu t} dt \\
&= \lambda \underbrace{\int_0^{\infty} t \mu e^{-\mu t} dt}_{\text{Μέση τιμή Exp}(\mu)} = \frac{\lambda}{\mu}.
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (2) \quad P(\Lambda(S_1)=0) &= \int_0^{\infty} P(\Lambda(t)=0) f_{S_1}(t) dt \\
 &= \int_0^{\infty} e^{-\lambda t} \mu e^{-\mu t} dt \\
 &= \frac{\mu}{\lambda + \mu}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (3) \quad E \left[\underbrace{\sum_{i=1}^{M(t)} (\Lambda(S_i) - \Lambda(S_{i-1}))}_{\text{Παιδος επι βεβαιων}} \right] &= E[\Lambda(S_{M(t)})] \\
 &\text{που αναχωρησαν με} \\
 &\text{ω ουραιο 1} \\
 &= E[E[\Lambda(S_{M(t)}) | S_{M(t)}]]
 \end{aligned}$$

Οπως

$$E[\Lambda(S_{M(t)}) | S_{M(t)} = x] = E[\Lambda(x)] = \lambda x$$

οπότε

$$E[\Lambda(S_{M(t)}) | S_{M(t)}] = \lambda S_{M(t)}$$

Αρα

$$\begin{aligned}
 E \left[\sum_{i=1}^{M(t)} (\Lambda(S_i) - \Lambda(S_{i-1})) \right] &= \lambda E[S_{M(t)}] \\
 &= \lambda E[E[S_{M(t)} | M(t)]]
 \end{aligned}$$

Οπως

$$E[S_{M(t)} | M(t) = n] = E[S_n | M(t) = n]$$

$$= E[U_{n:n}] = \frac{nt}{n+1}$$

↑

Ιδιότητα διαμεριστικων χρονων γεγονότων

$U_{n:n}$ είναι η μέγιστη από η ανεξάρτητες

ομοιομορφες σε $[0, t]$.

Αρα το ζητούμενο είναι

$$\begin{aligned}
 & 1 - \sum_{n=0}^{\infty} E[S_{M(t)} | M(t) = n] P[M(t) = n] \\
 &= 1 - \sum_{n=0}^{\infty} \frac{n!}{n+1} e^{-kt} \frac{(kt)^n}{n!} \\
 &= 1 - \sum_{n=0}^{\infty} e^{-kt} \frac{(kt)^n}{n!} + \sum_{n=0}^{\infty} e^{-kt} \frac{(kt)^n}{(n+1)!} \\
 &= 1 - \frac{1}{kt} e^{-kt} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(kt)^{n+1}}{(n+1)!} \\
 &= 1 - \frac{1}{k} e^{-kt} (e^{kt} - 1) \\
 &= 1 - \frac{1}{k} (1 - e^{-kt}).
 \end{aligned}$$

Θέμα 3:

(1) Ανά $\Sigma A \Theta$ μ_2 από τις

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{E[\int_0^t A(u)^2 du]}{t} = \frac{E[\int_0^{S_1} A(u)^2 du]}{E[S_1]}$$

Αλλά στο $[0, S_1]$ είναι $A(u) = u$ οπότε

$$E[\int_0^{S_1} A(u)^2 du] = E[\int_0^{S_1} u^2 du] = E\left[\frac{u^3}{3}\right]_0^{S_1} = \frac{1}{3} E[S_1^3] = \frac{\mu_3}{3}$$

ενώ $E[S_1] = E[X_1] = \mu_1$

Αρα

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{E[\int_0^t A(u)^2 du]}{t} = \frac{\mu_3}{3\mu_1}$$

(2) $H(t) = E[C(t)^3] = \int_0^{\infty} E[C(t)^3 | S_1 = x] dG(x)$

Οπώς

$$E[C(t)^3 | S_1 = x] = \begin{cases} x^3 & \text{αν } t \geq x \\ E[C(t-x)^3] & \text{αν } x < t \end{cases}$$

$H(t-x)$

οπότε

$$H(t) = \underbrace{\int_t^{\infty} x^3 dG(x)}_{D(t)} + \int_0^t H(t-x) dG(x) \quad \text{είναι η αναμενόμενη επίλυση.}$$

H $D(t)$ είναι km-αρμυκή, φθίνουσα και

$$\begin{aligned}\int_0^{\infty} |D(t)| dt &= \int_0^{\infty} D(t) dt = \int_0^{\infty} \int_t^{\infty} x^3 dG(x) dt \\ &= \int_0^{\infty} x^3 \int_0^x dt dG(x) = \int_0^{\infty} x^4 dG(x) = \mu_4.\end{aligned}$$

Το $BA\Theta$ είναι ερρηκτικό και έχουμε

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E[C(t)^3] = \lim_{t \rightarrow \infty} \dot{H}(t) = \frac{\int_0^{\infty} D(t) dt}{E[X_1]} = \frac{\mu_4}{\mu_1}.$$