

A6K1 Ανατρεψτε στο ριζόδωμα $\{K_t\}_{t \in T}$ όπου $T = [0, m]$

κ' $K_t = \inf \left\{ n : \sum_{i=1}^n u_i > t \right\}$ με $u_i \stackrel{iid}{\sim} \mathcal{U}(0, m)$. Αναγράψτε ότι

$$\mathbb{E}[K_t] = e^{t/m}$$

A6K2: Ανατρεψτε στο τυχαιό περιπτώσεων $\{Z_n\}_{n \geq 0}$ με

$$Z_n = Z_{n-1} + X_i \text{ όπου } X_i \stackrel{iid}{\sim} \begin{pmatrix} -1 & 0 & 1 \\ 0 & r & p \end{pmatrix}, p+r+q=1.$$

Να δεχθεί ότι (i). $n \leq 8$ $\{Z_n\}$ έχει την Μαρκοβιανή εξόμιτρη κ' είναι χρονικός αφογετούς (ii) να βρεθούν οι πληροφορίες μεταβολές $\mathbb{P}(y|x)$, $j=1, 2, 3$ (iii) Τοτε η Z_n είναι martingale?

A6K3 Ο αριθμός των γειγών περιστροφών, στο διαστημα $[0, t]$ μοντελοποιήστε με διαδικασία Poisson.

$N_t \sim PP(\lambda)$. Εάν έχει περιορίδες όπου η πληροφορία

γειγου' με μέγεθος στο $(0, 4]$ είναι p , στο $(4, 7]$

είναι q κ' στο $(7, \infty)$ είναι r , με $p+q+r=1$, να

δεχθεί ότι οι διαδικασίες $\{X_t\}_{t \geq 0}$, $\{Y_t\}_{t \geq 0}$, κ'

$\{Z_t\}$ του μετρούν αντιστοίχως τις 3 κατηγορίες γειγών

είναι: $X_t \sim PP(\lambda p)$, $Y_t \sim PP(\lambda q)$ κ' $Z_t \sim PP(\lambda r)$.

Άσκηση 4

Σειρας $N_t \sim \text{PP}(1)$ και η κυρτότητας

Poisson $N_t^j \sim \text{PP}(\lambda p_j)$ είναι όπου $N_t = \sum_{j=1}^n N_t^j$, $\sum_{j=1}^n p_j = 1$

Εάν T είναι η τ. που δινεται τον απαιτούμενο χρόνο για να περασθεί έτοιμη των τύπων αριθμών και

N η τ. για τον αντίστοιχο απαιτούμενο αριθμό αριθμών να βρεθούν $E[T]$ και $E[N]$. Κανε εφαρμογή για $n=2$

$$[T = \max_{1 \leq j \leq n} T_1^j \quad \text{όπου} \quad T_1^j = \inf\{t : N_t^j = 1\} \quad \kappa' \lambda = 1.]$$

$$P\{T \leq t\} = ? \quad \text{ακόμη} \quad \text{έχουμε ότι} \quad T = \sum_{i=1}^N T_i \quad]$$

Άσκηση 5 Εάν ταξιδιώτες φτάνουν σε σταθμό τραίνου σύμφωνα με την $N_t \sim \text{PP}(1)$ και το τρένο ανεχθεί σε χρόνο t , να υπολογιστεί η μέση τιμή του χρόνου ανεκφονίσ ολων των ταξιδιωτών.

$$[E\left[\sum_{i=1}^{N_t} (t - Y_i) \right] = ? \quad \text{όπου} \quad Y_i = \sum_{j=1}^i T_j, \quad T_j \stackrel{iid}{\sim} \text{Exp}(\lambda)]$$

Άσκηση 6: Έστω ότι φτώσεις αριθμών $N_t \sim \text{PP}(1)$ χαρακτηρίζεται σε πολλού-Ι με πιθανότητα $\phi(s)$ ($0 \leq \phi(s) \leq 1$, $s > 0$) εάν ευθύβετη χρονική σταχτή s και πολλού-ΙΙ με πιθανότητα $1 - \phi(s)$. Αποδείξτε ότι $N_t = N_t^I + N_t^{II}$ με $N_t^I \perp N_t^{II}$, $N_t^I \sim \text{PP}(\lambda p)$, $N_t^{II} \sim \text{PP}(\lambda(1-p))$ και $p = \frac{1}{t} \int_0^t \phi(s) ds$.

$$\begin{aligned} \text{[ear]} \quad S^I &= [T_1 | N_t = 1] \Rightarrow p = \mathbb{E}[\phi(S^I)], \quad S^I \sim U(0, t) \\ \text{K'} \quad N_t^I \perp N_t^{II} &\Leftrightarrow P\{N_t^I = n, N_t^{II} = m\} = \underbrace{P_0(n) \lambda p t}_{P\{N_t^I = n\}} \cdot \underbrace{P_0(m) \lambda (1-p)t}_{P\{N_t^{II} = m\}} \end{aligned}$$

A6K7 Εάν $\{w_t\}_{t \geq 0}$ είναι η διαδικασία Wiener, οπιζουμε
την διαδικασία $\{X_t\}_{t \in T}, T = [0, 1], X_t = w_t - tW_1$.
Δείξτε ότι: $X_t \sim N(0, t(1-t))$ [Χρησιμοποιήστε ότι:
 $w_s | w_t \stackrel{s < t}{\sim} N\left(\frac{s}{t}y, \frac{s}{t}(t-s)\right)$]

A6K8 (i) Δείξτε ότι λεχει: (the law of total covariance)
 $\text{Cov}(x, y) = \mathbb{E}[\text{Cov}(x, y | z)] + \text{Cov}(\mathbb{E}(x | z), \mathbb{E}(y | z))$.

(ii) Εάν $\{Z_t\}_{t \geq 0}$ είναι η σύνθετη διαδικασία
Poisson $Z_t = \sum_{i=1}^{N_t} X_i$ οπου, $X_i \stackrel{iid}{\sim} x \sim f(\cdot)$,
βρείτε το $\text{Cov}(z_s, z_t)$.

[Το (i) αποδεικνύεται ότις κ' η ειδική περιπτωση για $x = y$
 $\text{Var}(x) = \mathbb{E}[\text{Var}(x | z)] + \text{Var}[\mathbb{E}(x | z)]$.

Το (ii) χρησιμοποιώντας για $s < t$ $\text{Cov}(z_s, z_t) = \mathbb{E}[\text{Cov}(z_s, z_t | N_t)] +$
+ $\text{Cov}(\mathbb{E}(z_s | N_t), \mathbb{E}(z_t | N_t))$, οπου δο πρέπει να λεφουμε υπόγειαν ότι
οπιζει $N_s | N_t = n \sim \text{Bin}(n, s/t)$. Τότε $\text{Cov}(z_s, z_t) \stackrel{s < t}{=} \lambda s t \mathbb{E}[x^2]$
Ενώ για αναρριχήστε s, t : $\text{Cov}(z_s, z_t) = \lambda \cdot s t \cdot \mathbb{E}[x^2]$.]