

Πολυ σημαντικό είναι το (μέτρο)

$$E[N(t)] := m(t) \quad \text{το οποίο καλείται}$$

Ανανεωτική Συνάρτηση.

= ο μέσος # ανανεώσεων μέχρι τη στιγμή t

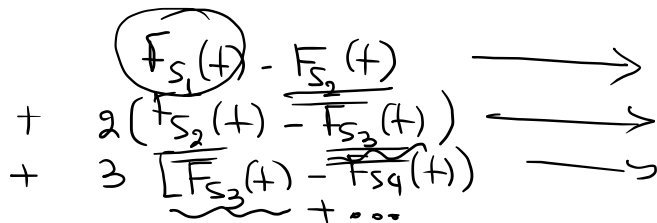
$$m(t) = E[N(t)] = \sum_{n=0}^{\infty} n P[N(t)=n] = \sum_{n=0}^{\infty} n [F_{S_n}(t) - F_{S_{n+1}}(t)]$$

$$= \underbrace{\sum_{n=1}^{\infty} F_{S_n}(t)} = \underbrace{\sum_{n=1}^{\infty} F_X^{*(n)}(t)}$$

[ένας άλλος

$$E[N(t)] = \sum_{n=1}^{\infty} P[N(t) \geq n] = \sum_{n=1}^{\infty} P[S_n \leq t]$$

$$m(t) = \sum_{n=1}^{\infty} F_X^{*(n)}(t)$$

$$\begin{aligned} & + \quad \underbrace{F_{S_1}(t) - F_{S_2}(t)} \\ & + \quad 2 \left(\underbrace{F_{S_2}(t) - F_{S_3}(t)} \right) \\ & + \quad 3 \left(\underbrace{F_{S_3}(t) - F_{S_4}(t)} \right) + \dots \end{aligned}$$


Άσκηση 1.4 Έστω ανανεωτική διαδικασία $\{N(t)\}$ με κατανομή ενδιάμεσων χρόνων $Uniform([0, 1])$, δηλαδή, με συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας

$$f_X(t) = 1, 0 \leq t \leq 1.$$

Να αποδειχθεί ότι για την ανανεωτική συνάρτηση $m(t)$ ισχύει

(α' τρόποσ)

$$m(t) = e^t - 1, 0 \leq t \leq 1.$$

$$F_X(t) = \begin{cases} 0 & t < 0 \\ t & 0 \leq t < 1 \\ 1 & t \geq 1 \end{cases}$$

διαφορετικά

$$\Rightarrow F_X(t) = \begin{cases} 0 & t < 0 \\ t & 0 \leq t < 1 \\ 1 & t \geq 1 \end{cases}$$

$$F_{S_n}(t) = F_X^{*n}(t)$$

$$n=2 \quad F_{S_2}(t) = F_X^{*2}(t) = \int_0^t F_X(t-u) dF_X(u) = \int_0^t (t-u) du = \frac{t^2}{2}$$

$n=3 \dots$

$$F_{S_3}(t) = \frac{t^3}{6}$$

Έστω $F_{S_n}(t) = \frac{t^n}{n!}$ $S_{n+1} = S_n + X_n$

$$F_{S_{n+1}}(t) = \int_0^t F_{S_n}(t-u) dF_X(u) = \int_0^t F_X(t-u) dF_{S_n}(u) = \int_0^t (t-u) \frac{u^{n-1}}{n!} du = \int_0^t \frac{t u^{n-1}}{(n-1)!} du - \int_0^t \frac{n u^n}{(n-1)!} du = \frac{t^{n+1}}{(n+1)!}$$

Άρα $F_{S_n}(t) = \frac{t^n}{n!} \quad \forall n \geq 1$

$$m(t) = \sum_{n=1}^{\infty} F_{S_n}(t) = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{t^n}{n!} = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{t^n}{n!} - 1 = e^t - 1$$

$X \sim \text{κατανομή}$



$$P(N(t) = n) \\ E(N(t)) = n\eta t$$

Θεώρημα 1.2 (Μετασχηματισμοί Laplace-Stieltjes βασικών ανανεωτικών ποσοτήτων) Οι μετασχηματισμοί Laplace-Stieltjes των $F_{S_k}(t)$, $p_k(t)$ και $m(t)$ δίνονται αντίστοιχα από τους τύπους

$$\tilde{F}_{S_k}(s) = \int_0^\infty e^{-st} dF_{S_k}(t) = (\tilde{F}_X(s))^k, \quad k \geq 1,$$

$$\tilde{p}_k(s) = \int_0^\infty e^{-st} dp_k(t) = (1 - \tilde{F}_X(s))(\tilde{F}_X(s))^k, \quad k \geq 0,$$

$$\tilde{m}(s) = \int_0^\infty e^{-st} dm(t) = \frac{\tilde{F}_X(s)}{1 - \tilde{F}_X(s)}.$$

$$F_{S_k}(t) = F_X^{*k}(t) \Rightarrow \tilde{F}_{S_k}(s) = \widetilde{F_X^{*k}(t)} = (\tilde{F}_X(s))^k, \quad k \geq 1$$

$$p_k(t) = P(N(t) = k) = F_X^{*k}(t) - F_X^{*(k+1)}(t) \Rightarrow \tilde{p}_k(s) = \widetilde{F_X^{*k}(t)} - \widetilde{F_X^{*(k+1)}(t)} = \\ = (\tilde{F}_X(s))^k - (\tilde{F}_X(s))^{k+1} = (\tilde{F}_X(s))^k (1 - \tilde{F}_X(s)) \quad k \geq 0$$

$$m(t) = \sum_{k=1}^{\infty} F_X^{*k}(s) \Rightarrow \tilde{m}(s) = \sum_{k=1}^{\infty} \widetilde{F_X^{*k}(s)} = \sum_{k=1}^{\infty} (\tilde{F}_X(s))^k = \frac{\tilde{F}_X(s)}{1 - \tilde{F}_X(s)}$$

ΘΕΩΡΗΜΑ (κυλκωσι.)

Η ανανεωτική συνάρτηση $\{m_x(t), t \geq 0\}$ χαρακτηρίζει πλήρως την ανανεωτική διαδικασία $\{N(t), t \geq 0\}$

$m_x(t)$ καθορίζει το $\tilde{m}_x(s)$

ομως $\tilde{m}_x(s) = \frac{\tilde{F}_x(s)}{1 - \tilde{F}_x(s)}$ ή $\tilde{F}_x(s) = \frac{\tilde{m}_x(s)}{1 + \tilde{m}_x(s)}$

$\tilde{m}_x(s)$ καθορίζει την $\tilde{F}_x(s)$

$\tilde{F}_x(s)$ καθορίζει την $F_x(t)$

$F_x(t)$ καθορίζει την $N(t)$

Παράδειγμα

Εστω $X_i \sim \exp(\lambda)$, $i=1,2,\dots$ X_i ανεξ.

$$F_X(x) = 1 - e^{-\lambda x} \quad x \geq 0$$

$$\Downarrow \tilde{F}_X(s) = \frac{\lambda}{\lambda + s}$$

$$\Downarrow \tilde{m}_X(s) = \frac{\tilde{F}_X(s)}{1 - \tilde{F}_X(s)} = \frac{\frac{\lambda}{\lambda + s}}{1 - \frac{\lambda}{\lambda + s}} = \frac{\lambda}{s}$$

$$\Downarrow m_X(t) = \lambda \cdot t$$

$N(t)$

S_n

$$P(N(t)=n) = P(S_n \leq t) - P(S_{n+1} \leq t)$$

$$S_n \sim \Gamma(n, \lambda)$$

$$F_{S_n}(t) = 1 - \sum_{k=0}^{n-1} \frac{e^{-\lambda t} (\lambda t)^k}{k!}$$

$$p_n(t) = P(N(t)=n) = \left[1 - \sum_{k=0}^{n-1} \frac{e^{-\lambda t} (\lambda t)^k}{k!} \right] - \left[1 - \sum_{k=0}^n \frac{e^{-\lambda t} (\lambda t)^k}{k!} \right] = e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^n}{n!}$$

Άσκηση.

Έστω $m_X(t) = \frac{t}{2}$, $t \geq 0$ να υπολογιστεί η $P(N(5)=0)$

$m(t)$

$P(N(t)=k)$

$$\tilde{m}_X(s) = \int_0^{\infty} e^{-st} dm_X(t) = \int_0^{\infty} e^{-st} \frac{1}{2} dt = \frac{1}{2s}$$

$$\tilde{F}_X(s) = \frac{\tilde{m}_X(s)}{1 + \tilde{m}_X(s)} = \frac{\frac{1}{2s}}{1 + \frac{1}{2s}} = \frac{1}{1 + 2s} = \frac{\frac{1}{2}}{\frac{1}{2} + s} \Rightarrow X \sim \text{exp}\left(\frac{1}{2}\right)$$

$S_n \sim \Gamma(n, \frac{1}{2})$ από προηγ. άσκηση. $P(N(t)=k) = e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^k}{k!}$

$$P(N(5)=0) = \frac{e^{-\frac{1}{2} \cdot 5} \left(\frac{1}{2} \cdot 5\right)^0}{0!} = e^{-5/2}$$

Άσκηση 1.1 Έστω ανανεωτική διαδικασία $\{N(t)\}$ με κατανομή ενδιάμεσων χρόνων Erlang(r, λ), δηλαδή, με συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας

$$f_X(t) = \frac{\lambda^r}{(r-1)!} t^{r-1} e^{-\lambda t}, \quad t \geq 0,$$

και συνάρτηση κατανομής

$$F_X(t) = 1 - \underbrace{\sum_{j=0}^{r-1} e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^j}{j!}}_{}, \quad t \geq 0.$$

Να υπολογιστούν η συνάρτηση κατανομής του χρόνου του k -οστού γεγονότος, $F_{S_k}(t)$ και η συνάρτηση πιθανότητας του αριθμού των γεγονότων τη στιγμή t , $(p_k(t) : k \geq 0)$. Να αποδειχθεί ότι η ανανεωτική συνάρτηση δίνεται από τον τύπο

$$m(t) = \sum_{k=1}^{\infty} \left\{ 1 - \sum_{j=0}^{k-1} e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^j}{j!} \right\}, \quad t \geq 0.$$

Να υπολογιστούν, επίσης, οι αντίστοιχοι μετασχηματισμοί Laplace - Stieltjes $\tilde{F}_{S_k}(s)$, $(\tilde{p}_k(s) : k \geq 0)$ και $\tilde{m}(s)$.

Άσκηση 1.2 Έστω ανανεωτική διαδικασία $\{N(t)\}$ με κατανομή ενδιάμεσων χρόνων $\text{Hyperexp}(p, 1-p, \lambda, \mu)$, δηλαδή, μίξη δυο κατανομών $\text{Exp}(\lambda)$ και $\text{Exp}(\mu)$, με πιθανότητες p και $1-p$ αντίστοιχα. Η συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας των ενδιάμεσων χρόνων είναι, επομένως,

$$f_X(t) = p\lambda e^{-\lambda t} + (1-p)\mu e^{-\mu t}, \quad t \geq 0,$$

και η συνάρτηση κατανομής είναι

$$F_X(t) = p(1 - e^{-\lambda t}) + (1-p)(1 - e^{-\mu t}), \quad t \geq 0.$$

Να υπολογιστούν οι μετασχηματισμοί Laplace - Stieltjes $\tilde{F}_{S_k}(s)$, $(\tilde{p}_k(s) : k \geq 0)$ και $\tilde{m}(s)$, της συνάρτησης κατανομής του χρόνου του k -οστού γεγονότος, $F_{S_k}(t)$, της συνάρτησης πιθανότητας του αριθμού των γεγονότων τη στιγμή t , $(p_k(t) : k \geq 0)$ και της ανανεωτικής συνάρτησης $m(t)$, αντίστοιχα. Να αποδειχθεί ότι η ανανεωτική συνάρτηση είναι της μορφής

$$m(t) = A + Bt + Ce^{-(\lambda(1-p)+\mu p)t}, \quad t \geq 0,$$

και να υπολογιστούν οι σταθερές A , B και C .

ΒΙΒΛΙΟ

ΗΠΟΥΡΝΕΤΑ ΟΙΚΟΝΟΜΟΥ

H/W.

ΑΣΚΗΣΗ

Εστω $\{X_n, n \geq 1\}$ οι ευδιάμεσοι πρόνοι μιας αναγεννητικής διαδικασίας $\{N(t), t \geq 0\}$
με κοινή κατανομή $f_X(x) = \begin{cases} e^{-(x-1)} & x > 1 \\ 0 & x \leq 1 \end{cases}$

Βρείτε την $\tilde{m}(s)$, $m(t) = E(N(t))$

H/W

ΘΕΩΡΗΜΑ (Κατανομή συνολικού πλήθους αναεύσεων)

Έστω $N(\infty) = \lim_{t \rightarrow \infty} N(t)$ και $F_X(\infty) = P(X_\eta < \infty)$,

(i) εστ. $F_X(\infty) = 1$ τότε $P(N(\infty) = \infty) = 1$

(ii) εστ. $F_X(\infty) < 1$ τότε $P(N(\infty) = \infty) = 0$ και $P(N(\infty) = k) = (1 - F_X(\infty))(F_X(\infty))^k, k \geq 0$

$N(\infty)$ πλήθος αναεύσεων της $\{N(t), t \geq 0\}$ στο $(0, \infty)$

(i) $P(N(\infty) < \infty) = P(X_\eta = \infty \text{ για κάποιο } \eta) = P\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} \{X_\eta = \infty\}\right)$

$$\leq \sum_{n=1}^{\infty} P(X_\eta = \infty) = 0$$

$$P(X_\eta < \infty) = 1 \Rightarrow P(X_\eta = \infty) = 0$$

(ii) $F_X(\infty) < 1 \Rightarrow$ μπορεί η X_η να είναι άπειρη με θετική πιθανότητα $1 - F_X(\infty)$
 $N(\infty) = k < \infty \iff \{X_\eta < \infty \ 1 \leq \eta \leq k, X_{k+1} = \infty\}$
 $P(N(\infty) = k) \stackrel{\text{ξεωμ.}}{=} (F_X(\infty))^k \cdot (1 - F_X(\infty))$

$$P(N(\infty) = \infty) = 1 - P(N(\infty) < \infty) = 1 - \sum_{k=0}^{\infty} (F_X(\infty))^k (1 - F_X(\infty)) = 0$$

ΘΕΩΡΗΜΑ .

Έστω $m(t)$ η αναμενόμενη συνάρτηση μιας αναμενόμενης διαδικασίας με $\mu = E(X_1) > 0$. Τότε $m(t) < \infty$ $0 \leq t < \infty$

X A

$$m(t) = E[N(t)]$$

$$P(N(t) < \infty) = 1 \quad \Rightarrow \quad m(t) = E(N(t)) < \infty$$

Να σχολιάσουμε ότι η απόδειξη δε προκύπτει από το γεγονός ότι (Ross)

$$P(N(t) < \infty) = 1$$

Ας δούμε το εξής παράδειγμα

Έστω Y τιμή $Y = 2^n$ με πιθανότητα $(\frac{1}{2})^n$ $n \geq 1$

$$P(Y < \infty) = \sum_{n=1}^{\infty} P(Y = 2^n) = \sum_{n=1}^{\infty} (\frac{1}{2})^n = 1$$

αλλά

$$E(Y) = \sum_{n=1}^{\infty} 2^n P(Y = 2^n) = \sum_{n=1}^{\infty} 1 = \infty$$

Έτσι παρόλο που η Y είναι πεπερασμένη, $E(Y) = \infty$

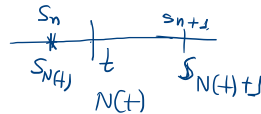
Βασικά Οριακά Θεωρήματα από Χονευτική Θεωρία

ΘΕΩΡΗΜΑ 1.

Έστω αναγεννητική διαδικασία $\{N(t), t \geq 0\}$ με ευδιάμεσους χρόνους $X_n, n \geq 1$
 $E(X_n) = \mu, \text{Var}(X_n) = \sigma^2, n \geq 1$ και αναγεννητική συνάρτηση $m(t)$. Τότε

$$\frac{N(t)}{t} \xrightarrow[t \rightarrow \infty]{\sigma.β.} \frac{1}{\mu} \quad (\text{I.N.M.A})$$

$$N(t) = \sum_{n \geq 0} \mathbb{1}_{\{S_n \leq t\}}$$



(Απόδειξη)

Για $t > 0$ $S_{N(t)} \leq t < S_{N(t)+1}$

$$\frac{S_{N(t)}}{N(t)} = \frac{t}{N(t)} < \frac{S_{N(t)+1}}{N(t)+1} = \frac{N(t)+1}{N(t)}$$

Έστω δείξει $\left. \begin{array}{l} \frac{S_n}{n} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\sigma.β.} \mu = E(X_1) \\ N(t) \xrightarrow[t \rightarrow \infty]{\sigma.β.} \infty \\ P(N(\infty) = \infty) = 1 \end{array} \right\} \text{I.N.M.A} \quad S_n = X_1 + \dots + X_n$

$$\frac{S_{N(t)}}{N(t)} \xrightarrow[t \rightarrow \infty]{\sigma.β.} \mu$$

$$\frac{S_{N(t)}}{N(t)} \xrightarrow[t \rightarrow \infty]{(N(t) \rightarrow \infty)} \left(\frac{S_n}{n} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \right)$$

$$\frac{S_{N(t)+1}}{N(t)+1} \xrightarrow[t \rightarrow \infty]{\sigma.β.} \mu$$

$$\left. \begin{array}{l} \limsup_{t \rightarrow \infty} \frac{t}{N(t)} \leq \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{S_{N(t)+1}}{N(t)+1} = \mu \\ \liminf_{t \rightarrow \infty} \frac{t}{N(t)} \geq \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{S_{N(t)}}{N(t)} = \mu \end{array} \right\} \Rightarrow \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{t}{N(t)} = \mu \quad \mu \in \pi \cup \perp$$

$$\Rightarrow \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{N(t)}{t} = \frac{1}{\mu} \quad \mu \in \pi \cup \perp$$

Παράδειγμα

Η Μαρία έχει ένα ραδιοφωνάκι που δουλεύει με μια μπαταρία. Όταν η μπαταρία αδειάζει, η Μαρία βάζει νέα μπαταρία στο ραδιοφωνο. Εάν γνωρίζουμε ότι η κατανομή του χρόνου ζωής (σε ώρες) της μπαταρίας είναι ομοιόμορφη στο διάστημα $(40, 60)$, ποιος είναι ο μακροπρόθεσμος ρυθμός αλλαγής μπαταρίας;

Λύση

$N(t) = \#$ μπαταρίες που αντικαθίστανται στο $(0, t]$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{N(t)}{t} = \frac{1}{\mu}$$

$$\begin{aligned} \mu &= E(X) \quad X \sim U(40, 60) \\ \mu &= \frac{40+60}{2} = 50 \end{aligned}$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{N(t)}{t} = \frac{1}{50}$$

Μακροπρόθεσμα: η Μαρία θα πρέπει να αλλάξει μπαταρίες 1 μπαταρία κάθε 50 ώρες

ΘΕΩΡΗΜΑ

Έστω αναγεννητική διαδικασία $\{N(t), t \geq 0\}$ με ενδιαμέσους χρόνους $X_n, n \geq 1$
 $E(X_n) = \mu, \text{Var}(X_n) = \sigma^2, n \geq 1$ και αναγεννητική συνάρτηση $m(t)$. Τότε

Για $\mu < \infty, \sigma^2 \in (0, \infty)$ έχουμε

$$\lim_{t \rightarrow \infty} P\left(\frac{N(t) - \frac{t}{\mu}}{\sqrt{\frac{\sigma^2 t}{\mu^3}}} \leq x\right) = \Phi(x), \quad x \in \mathbb{R} \quad (\text{ΚΟΘ})$$

($\Phi(x)$ σ.κ της $N(0,1)$)

$$\frac{N(t) - \frac{t}{\mu}}{\sqrt{\frac{\sigma^2 t}{\mu^3}}} \xrightarrow[t \rightarrow \infty]{d} N(0,1)$$

2 ΤΟΙΧΕΙΩΔΕΣ ΑΝΑΝΕΩΣΤΙΚΟ ΘΕΩΡΗΜΑ

| ΣΑΘ

Εστω αυνανεωτική διαδικασία $\{N(t), t \geq 0\}$ με ειδικόμεσους χρόνους $X_n, n \geq 1$,
 $E(X_n) = \mu, \text{Var}(X_n) = \sigma^2, n \geq 1$ και αυνανεωτική βάρωση $m(t)$. Τότε

$$\frac{m(t)}{t} \xrightarrow{t \rightarrow \infty} \frac{1}{\mu}$$

$$\left(\frac{E(N(t))}{t} \xrightarrow{t \rightarrow \infty} \frac{1}{\mu} \right)$$

$$\left(\frac{N(t)}{t} \xrightarrow[t \rightarrow \infty]{\text{σ.β.}} \frac{1}{\mu} \right)$$

↑

(ΠΡΟΣΟΧΗ! το θεώρημα δε προκύπτει ως συνέπεια του $\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{N(t)}{t} = \frac{1}{\mu}$ με ηθδ.)
Δείτε το εξής πχ : Εστω $U \sim U(0, 1)$ και έστω
 $Y_n = \begin{cases} 0 & U \geq 1/n \\ n & U \leq 1/n \end{cases}$ τότε $P(\lim_{n \rightarrow \infty} Y_n = 0) = 1$
 $E(Y_n) = n \cdot P(U \leq \frac{1}{n}) = n \cdot \frac{1}{n} = 1$