

Θέμα 4. (3 βαθμοί) Οι τυχαίες μεταβλητές X_1, X_2, \dots είναι ανεξάρτητες και ισόνομες και ακολουθούν την εκθετική κατανομή με παράμετρο 2, δηλαδή έχουν συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας

$$f_{X_i}(x) = \begin{cases} 2e^{-2x} & \text{αν } x > 0 \\ 0 & \text{διαφορετικά.} \end{cases}$$

Η N είναι ανεξάρτητη των X_1, X_2, \dots και έχει τη γεωμετρική κατανομή με παράμετρο $\frac{1}{3}$ δηλαδή συνάρτηση πιθανότητας

$$p_N(n) = P(N = n) = \frac{1}{3} \left(\frac{2}{3}\right)^{n-1}, \quad n = 1, 2, \dots$$

(α) Να υπολογιστεί η ροπογεννήτρια της $X_i, i = 1, 2, \dots$

(β) Να υπολογιστεί η ροπογεννήτρια της $S_N = \sum_{i=1}^N X_i$ και να βρεθεί τι κατανομή ακολουθεί η S_N .

(γ) Έστω $S_{100} = \sum_{i=1}^{100} X_i$ Να υπολογιστεί προσεγγιστικά, με χρήση του κεντρικού οριακού θεωρήματος, η πιθανότητα $P(S_{100} \geq 50)$.

Λύση

$$a) M_{X_1}(t) = \begin{cases} \frac{2}{2-t} & \text{αν } t < 2 \\ \infty & \text{αν } t \geq 2 \end{cases}$$

β) Έστω $p = \frac{1}{3}$. Βρίσκουμε την πιθανογεννήτρια της N

$$\begin{aligned} P_N(t) &= E(t^N) = \sum_{k=1}^{\infty} t^k P(N=k) \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} t^k (1-p)^{k-1} p = t p \sum_{k=1}^{\infty} (t(1-p))^{k-1} \\ &= \frac{t p}{1 - t(1-p)} \quad \text{για } |t| < \frac{1}{1-p} \end{aligned}$$

$$\text{και } P_N(t) = \infty \quad \text{για } t \geq \frac{1}{1-p}$$

$\Gamma_1 \text{ u } t \in \mathbb{R}$

$$E(e^{t S_N}) = E(\underbrace{E(e^{t S_N} | N)}_{M(N)})$$

$$M(N) = E(e^{t S_N} | N=n) = E(e^{t S_n} | N=n)$$

$$= E(e^{t S_n}) = E(e^{t X_1} e^{t X_2} \dots e^{t X_n})$$

$$= E(e^{t X_1}) \dots E(e^{t X_n})$$

$$= (\prod_{X_1}(t))^n$$

Apru $\prod_{S_N}(t) = E((\prod_{X_1}(t))^N)$
 $= P_N(\prod_{X_1}(t))$

An $t \geq 2$, $\prod_{S_N}(t) = \infty$

An $t < 2$ μ_1 $\prod_{X_1}(t) < \frac{3}{2} \leq \frac{1}{1-p}$ $t \in T_E$

$$\prod_{S_N}(t) = \frac{p \prod_{X_1}(t)}{1 - (1-p) \prod_{X_1}(t)} = \frac{\frac{2p}{2-t}}{1 - \frac{2p(1-p)}{2-t}}$$

$$= \frac{2p}{2-t-2(1-p)} \stackrel{(*)}{=} \frac{2p}{2p-t}$$

$$\wedge \wedge_{X_1}(t) < \frac{1}{1-p} \Leftrightarrow \frac{2}{2-t} < \frac{1}{1-p}$$

$$2-2p < 2-t \quad \Leftrightarrow \quad t < 2p \dots$$

$$\text{Αρα} \quad \wedge \wedge_{S_N}(t) \stackrel{(*)}{=} \begin{cases} \frac{2p}{2p-t} & \text{αν } t < 2p \\ \omega & \text{αν } t \geq 2p \end{cases}$$

$$\exp(\lambda x) \rightarrow \frac{\lambda}{\lambda-t} \mathbb{1}_{t < \lambda} + \omega \mathbb{1}_{t \geq \lambda}$$

$$S_N \sim \exp(2p)$$

$$\textcircled{2} \text{ Αν } t \geq 2p, \text{ τότε } \wedge \wedge_{X_1}(t) \geq \frac{1}{1-p}$$

$$\text{Αρα } P_N(\wedge \wedge_{X_1}(t)) = \omega$$

όπου ω είναι το μέτρο

$$\gamma) X_i \sim \exp(2)$$

$$E X_i = \frac{1}{2} \quad \text{Var}(X_i) = \frac{1}{4}$$

$$P(S_{100} \geq 60)$$

Η κανονικοποίηση της S_n είναι η

$$\frac{S_n - n/2}{\sqrt{n/4}} = \frac{S_n - \frac{n}{2}}{\frac{1}{2} \sqrt{n}}$$

$$P(S_{100} \geq 60) = P(S_{100} - 50 \geq 10)$$

$$= P\left(\frac{S_{100} - 50}{5} \geq 2\right) \approx P(Z \geq 2)$$

$$= 1 - \Phi(2) \quad Z \sim N(0, 1)$$

$$P(S_{100} \geq 50) = P(S_{100} - 50 \geq 0)$$

$$\approx P(Z \geq 0) = \frac{1}{2}$$



1. (20 Βαθμοί) Τοποθετούμε στην τύχη m (διακεκριμένα) σφαιρίδια σε n κουτιά K_1, K_2, \dots, K_n . Κάθε κουτί έχει απεριόριστη χωρητικότητα. Να υπολογιστούν:

(α) Η πιθανότητα το κουτί K_1 να παραμείνει άδειο.

(β) Η μέση τιμή A_n του πλήθους των κουτιών που μένουν άδεια. Αν θέλουμε

$$C_1 < \liminf_{n \rightarrow \infty} A_n \leq \overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} A_n < C_2$$

για κάποιες πεπερασμένες και θετικές σταθερές C_1, C_2 , ποια από τις εξής επιλογές για το m είναι κατάλληλη;

(i) $m = n$, (ii) $m = n[\log n]$, (iii) $m = n^2$.

(γ) Η πιθανότητα να υπάρξει μόνο ένα άδειο κουτί όταν $m = n$.

α)
$$p = \frac{(n-1)^m}{n^m}$$

$\underbrace{\quad}_1 \quad \underbrace{\quad}_2 \quad \underbrace{\quad}_n$

β)
$$X_n = 1_{E_1} + \dots + 1_{E_n}$$

$$E_i = \{ \text{το } i \text{ κουτί άδειο} \}$$

$$\begin{aligned}
 A_n &= E(X_n) = E(1_{E_1}) + \dots + E(1_{E_n}) \\
 &= P(E_1) + \dots + P(E_n) = n P(E_1) \\
 &= n \frac{(n-1)^m}{n^m}
 \end{aligned}$$

$$A_n = n \frac{(n-1)^m}{n^m} = n \left(1 - \frac{1}{n}\right)^m \stackrel{*}{\approx} n e^{-\frac{m}{n}}$$

$$1 - \frac{1}{n} \approx e^{-\frac{1}{n}}$$

ii) $m = n$ τότε

$$A_n = n \left(1 - \frac{1}{n}\right)^n \rightarrow \omega \cdot \frac{1}{e} = \omega$$

ii, iii) $\log A_n = \log n + m \log \left(1 - \frac{1}{n}\right)$
 $= \log n + m \left(-\frac{1}{n} - \frac{a(n)}{n^2}\right)$ με αμ δευτέρου
 υπολοίθια *

$$\left[\begin{array}{l} \log(1+x) = x + \frac{x^2}{2} \left(-\frac{1}{(1+\xi)^2}\right), \quad \text{Για } |x| < 1 \text{ και} \\ \log(1-x) = -x - \frac{x^2}{2} \frac{1}{(1-\xi)^2} \quad \text{για } x \in (0,1), \\ \text{Ο Taylor} \quad \text{το } \xi: 0 < \xi < x \end{array} \right.$$

Av $m = n^2$, $\log A_n = \log n - n - a(n)$

Av $A_n \rightarrow 0 \rightarrow -\omega$

Av $m = n \lceil \log n \rceil$

$$\log A_n = \log n + n \lceil \log n \rceil \left(-\frac{1}{n} - \frac{a(n)}{n^2}\right)$$

$$= \log n - \lceil \log n \rceil - \frac{a(n) \lceil \log n \rceil}{n^2}$$

$-1 < \lceil \log n \rceil < 1$

* Για $n \geq 2 \exists \xi_n \in (0, \frac{1}{n})$: $\frac{1}{e} < A_n < e \rightarrow \xi_n < \frac{1}{2}$

$$\log\left(1 - \frac{1}{n}\right) = -\frac{1}{n} - \frac{1}{2n^2} \frac{1}{(1-\xi_n)^2}$$

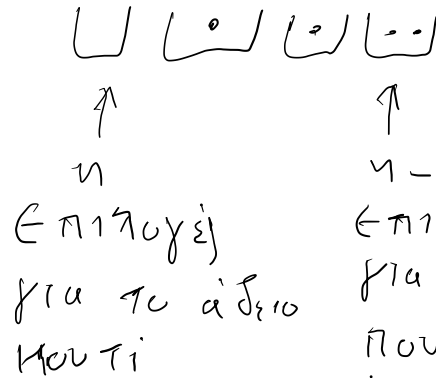
Θέτουμε $a(n) = \frac{1}{2(1-\xi_n)^2} \leq \frac{1}{2 \cdot \frac{1}{4}} = 2$
 επίσης $a(n) > 0$.

8)

$$\frac{n(n-1) \binom{n}{2} (n-2)!}{n^n}$$

n κουτιά
n δαμρ

Επιλογές
για τα δύο
δαμρδρα που
πανε στο ίδιο
κουτι



Επιλογές
για το αδειο
κουτι

Επιλογές
για το κουτι
που θα περι-
έχει 2 δαμρδρα

(ΘΕΜΑ 3) Έστω (απολύτως) συνεχής τ.μ. X με συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας

$$f_X(x) = ke^{-x} 1_{(c, \infty)}(x) \quad \mu\epsilon \ c > 0$$

(α) Να υπολογιστεί η σταθερά k , (β) Να βρεθούν η $E[X]$ και η $Var[X]$, (γ) Να βρεθεί η συνάρτηση κατανομής $F_X(x)$, (δ) Να βρεθεί η ροπογεννήτρια $M_X(t)$. Για ποιες τιμές του t αυτή παίρνει πραγματικές τιμές;

$$f(x) = \begin{cases} ke^{-x} & x > c \\ 0 & x \leq c \end{cases}$$

$$1 = \int f(x) dx = k \int_c^{\infty} e^{-x} dx = ke^{-c}$$
$$\Rightarrow k = e^c$$

$$(β) \quad E[X] = \int_{\mathbb{R}} x f(x) dx = \int_c^{\infty} x e^c e^{-x} dx$$

$$\stackrel{\gamma = x - c}{=} \int_0^{\infty} (\gamma + c) e^{-\gamma} d\gamma = \int_0^{\infty} \gamma e^{-\gamma} d\gamma + c \int_0^{\infty} e^{-\gamma} d\gamma$$
$$= 1 + c$$

$$E[X^2] = \dots$$

$$Var(X) = 1$$

$$\delta) F_X(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt$$

$$\text{A } \forall x \leq c, F_X(x) = 0$$

$$\text{A } \forall x > c$$

$$F_X(x) = \int_c^x e^c e^{-t} dt = e^c (e^{-c} - e^{-x})$$

$$= 1 - e^{c-x}$$

$$\delta) M_X(t) = \int_c^{\infty} e^{tx} e^{-c} e^{-x} dx =$$

$$= e^{-c} \int_c^{\infty} e^{-(1-t)x} dx$$

$$\text{A } \forall 1-t < 0, \lim_{x \rightarrow \infty} e^{-(1-t)x} = \infty \dots$$

$$= 0, \int_c^{\infty} 1 dx = \infty$$

$$\text{A } \forall 1-t > 0, M_X(t) = e^{-c} \frac{e^{-(1-t)c}}{1-t}$$

$$= \frac{e^{ct}}{1-t} \frac{e^{-(1-t)x}}{-(1-t)}$$

$$H \quad Y = X - c \sim \text{exp}(1)$$

$$\text{A } \text{pa } X = c + Y \quad X \quad g(x)$$

$$P(\underbrace{X - c}_{Y} \leq x) = P(X \leq c + x)$$

$$f_Y(y) = f_X(c+x) = e^c e^{-(x+c)} \mathbb{1}_{c+x > c}$$

$$= e^{-y} \mathbb{1}_{x > 0}$$

Θέμα 4. (α) Έστω X συνεχής τυχαία μεταβλητή με πυκνότητα πιθανότητας

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{2x}, & e^{-1} < x < e, \\ 0, & \text{διαφορετικά.} \end{cases}$$

Να βρεθεί η πυκνότητα πιθανότητας της $Y = \ln X$.

(β) Έστω X_1, X_2, \dots ακολουθία ανεξαρτήτων και ισονόμων τυχαίων μεταβλητών, καθεμία με πυκνότητα πιθανότητας την f_X του Ερωτήματος (α). Αν $W_n = \prod_{i=1}^n X_i$, να δείξετε ότι

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\frac{\ln W_n}{\sqrt{n}} \leq x\right) = \Phi(x\sqrt{3}), \quad x \in \mathbb{R},$$

όπου Φ η συνάρτηση κατανομής της τυποποιημένης κανονικής.

$$\begin{aligned} \text{(α)} \quad f_{Y|Y} &= P(Y \leq y) = P(X \leq e^y) = F_X(e^y) \\ &= \begin{cases} \frac{1}{2} & -1 < Y < 1 \\ 0 & \text{αλλιώς} \end{cases} \\ f_Y(y) &= f_X(e^y) e^y = \begin{cases} \frac{1}{2e^y} e^y, & e^{-1} < e^y < e \\ 0 & \text{αλλιώς} \end{cases} \\ &= \begin{cases} \frac{1}{2} & -1 < y < 1 \\ 0 & \text{αλλιώς} \end{cases} \end{aligned}$$

Άρα $Y \sim U(-1, 1)$

$$b) \lim_{n \rightarrow \infty} P \left(\frac{\log W_n}{\sqrt{n}} \leq x \right)$$

$$W_n = X_1 X_2 \dots X_n$$

$$S_n = \log W_n = \log X_1 + \dots + \log X_n$$

$$E Y_1 = 0$$

$$\text{Var}(Y_1) = \frac{41}{12} = \frac{1}{3}$$

$$\frac{\alpha}{(\beta - \alpha)^2} = \frac{1}{12}$$

$$P \left(\frac{S_n - n \cdot 0}{\sqrt{n \cdot \frac{1}{3}}} \leq \sqrt{3} x \right)$$

$$\xrightarrow{n \rightarrow \infty} P(Z \leq x\sqrt{3}) = \Phi(x\sqrt{3})$$

$$\Phi(-z) \qquad \Phi(z)$$

$$\Phi(x) + \Phi(-x) = 1$$

Εκτός ύλης

Ασθενής + ισχυρός νέμος μεγ. αρθρομίων

Συνάρτησιν πολυδιαστοτή τ.μ. (Ross § 6.7)