

Θεωρία Πιθανοτήτων II - Ασκήσεις VI (Λύσεις)

Οι #6, #7, #1, #2 έχουν λυθεί στην τάξη.

#3. Η από κοινού πυκνότητα των X_1, X_2 είναι $f(x_1, x_2) = \frac{1}{c(2\pi)} e^{-\frac{1}{2 \cdot 4} x_1^2 - \frac{1}{2 \cdot 9} (x_2 - 1)^2}$, $x_i \in \mathbb{R}, i=1,2$. Συγκρίνοντας με τον γενικό τύπο της (από κοινού) πυκνότητας δι-διάστατης κανονικής προκύπτει ότι η από κοινού κατανομή των X_1, X_2 είναι η διδιάστατη κανονική $N_2(\underline{\mu}, \Sigma)$ με $\underline{\mu} = \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix}$ και $\Sigma = \begin{pmatrix} 4 & 0 \\ 0 & 9 \end{pmatrix}$. Επομένως, και η από κοινού κατανομή των Y_1, Y_2 είναι $N_2(\underline{\nu}, \Sigma_0)$ με $\underline{\nu} = \begin{pmatrix} EY_1 \\ EY_2 \end{pmatrix}$ και $\Sigma_0 = \begin{pmatrix} \text{Var} Y_1 & \text{Cov}(Y_1, Y_2) \\ \text{Cov}(Y_1, Y_2) & \text{Var} Y_2 \end{pmatrix}$. $EY_1 = E(2X_1 + X_2 + 1) = 2$, $EY_2 = E(X_1 - X_2) = -1$, $\text{Var} Y_1 = 25$, $\text{Var} Y_2 = 13$,

$\text{Cov}(Y_1, Y_2) = 2 \text{Var} X_1 - \text{Var} X_2 = -1$. Οι περιθώριες είναι κανονικές, $Y_1 \sim N(2, 25)$, $Y_2 \sim N(-1, 13)$. Η δεσμευμένη κατανομή $Y_2 | Y_1 = 0$ είναι κανονική $N(\nu_0, \sigma_0^2)$ όπου $\nu_0 = EY_2 + \rho \frac{\sqrt{\text{Var} Y_2}}{\sqrt{\text{Var} Y_1}} (y_1 - EY_1) = -1 + \frac{\text{Cov}(Y_1, Y_2)}{\text{Var} Y_1} (0 - 2) = -1 + \frac{2}{25} = -\frac{23}{25}$, και $\sigma_0^2 = (1 - \rho^2) \text{Var} Y_2 = (1 - \frac{1}{25 \cdot 13}) 13 = 13 - \frac{13}{25}$.

#4. (α) Χρησιμοποιώντας τον συμβολισμό της λύσης της #2, Ασκήσις V, $E X_1 = 100 \cdot 0.40 = 40$, $\text{Var} X_1 = 100 \cdot 0.40 \cdot 0.60 = 24$, επειδή $X_1 \sim B(n, p)$, $n=100, p=0.40$. (β) $P(X_1 > 30) = 1 - P(X_1 \leq 30) = 1 - \sum_{x=0}^{30} \binom{100}{x} (0.40)^x \cdot (0.60)^{100-x}$. Προσέγγιση μέσω ΚΟΘ: Η X_1 ως διωνυμική είναι άθροισμα $n=100$ ανεξαρτητών και ισονόμων Βερνούλλι $B(1, p)$. Άρα $X_1 \approx N(n\bar{p}, n\bar{p}q)$, και επομένως $P(X_1 > 30) = 1 - P(X_1 \leq 30) \approx 1 - P\left(\frac{X_1 - n\bar{p}}{\sqrt{n\bar{p}q}} \leq \frac{30 - 40}{\sqrt{24}}\right) \approx 1 - \Phi\left(\frac{-10}{\sqrt{24}}\right) = \Phi\left(\frac{10}{\sqrt{24}}\right) = \Phi(2.041) = 0.979$.

#5. Θέτουμε $X =$ ποσότητα ραδιενέργειας που δέχεται εργαζόμενος κατά τη διάρκεια μιας ημέρας, $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, $\mu=0.1$ και $\sigma=0.01$. Επίσης θέτουμε X_i την ποσότητα ραδιενέργειας την i ημέρα, $i=1, \dots, 100$. Τότε $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$ είναι η συνολική ποσότητα που δέχεται στις $n=100$ ημέρες.
 (α) $P(S_n > 10.02) = 1 - P(S_n \leq 10.02) = 1 - P\left(\frac{S_n - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \leq \frac{10.02 - n\mu}{\sqrt{n}\sigma}\right)$
 ΚΟΘ $\approx 1 - P\left(Z \leq \frac{10.02 - 10}{10 \cdot 0.01}\right) = 1 - P(Z \leq 0.2) = 1 - \Phi(0.2) \approx 1 - 0.5793 = 0.4207$.
 (β) Δίνεται ότι $X \sim E(\lambda)$, όπου $\lambda = \frac{1}{EX} = \frac{1}{0.1} = 10$. Θεωρούμε ως "Επιτυχία" το ενδεχόμενο ο εργαζόμενος να δεχτεί ραδιενέργεια περιβάλλον από τη μέση τιμή. Τότε $p = P(E) = P(X > 0.1) = \int_{0.1}^{\infty} \lambda e^{-\lambda x} dx = e^{-\lambda \cdot 0.1} = e^{-1} \approx 0.368$. Ορίζουμε $Y_i = \begin{cases} 1, & \text{αν την } i \text{ ημέρα η } \rho\alpha\delta\iota\epsilon\nu\epsilon\rho\gamma\epsilon\iota\alpha > \text{ μέση τιμή } = 0.1 \\ 0, & \text{διαφορετικά} \end{cases}$. Τότε $Y = \sum_{i=1}^{600} Y_i$ είναι ο αριθμός των ημερών (μεταξύ των 600) $i=1, \dots, 600$ με ραδιενέργεια > 0.1 , δηλ. $Y \sim B(n=600, p=e^{-1})$. Η κατανομή της Y προσεγγίζεται μέσω ΚΟΘ από $N(\mu, \sigma^2)$ με $\mu = n p$, $\sigma^2 = n p q$. Άρα $P(Y > 252) = 1 - P(Y \leq 252) = 1 - P\left(\frac{Y - \mu}{\sigma} \leq \frac{252 - \mu}{\sigma}\right) \approx 1 - \Phi\left(\frac{252 - 600 \cdot 0.368}{\sqrt{600 \cdot 0.368 \cdot 0.632}}\right) = 1 - \Phi(2.56) \approx 1 - 0.9946 = 0.0054$.