

ΕΞΕΤΑΣΕΙΣ ΣΤΟ ΜΑΘΗΜΑ ΠΙΘΑΝΟΤΗΤΕΣ-ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ

ΜΕΡΟΣ Α (40%)

1. Έστω X, Y είναι τ.μ. με εκθετική σ.π. Τι συμπέρασμα εξαγεται για την τ.μ. $Z = \min\{X, Y\}$; (Θεωρείστε X, Y ανεξάρτητες) (10%)

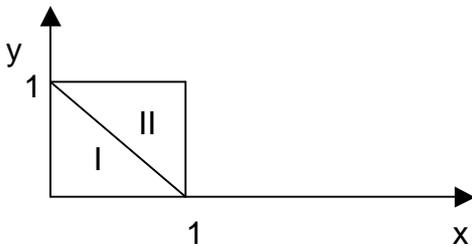
Λύση:

Έστω ότι η σ.π. της X είναι $f_X(x) = ke^{-kx}$ και της Y είναι $f_Y(y) = \lambda e^{-\lambda y}$.

Θεωρούμε σ.κ. $F_Z(z)$

$$\begin{aligned} F_Z(z) &= P(Z \leq z) = P(\min\{X, Y\} \leq z) = 1 - P(\min\{X, Y\} \geq z) = 1 - P(X \geq z, Y \geq z) = \\ &= 1 - P(X \geq z) * P(Y \geq z) = 1 - [1 - P(X \leq z)] * [1 - P(Y \leq z)] = 1 - [1 - F_X(z)] * [1 - F_Y(z)] = \\ &= 1 - e^{-kz} * e^{-\lambda z} = 1 - e^{-(k+\lambda)z} \Rightarrow F_Z(z) = 1 - e^{-(k+\lambda)z} \Rightarrow f_Z(z) = (k + \lambda)e^{-(k+\lambda)z} \end{aligned}$$

2. Έστω X, Y έχουν την από κοινού σ.π. $f(x,y) = \{3/2$ στην περιοχή I και $1/2$ στην περιοχή II}. Να βρεθεί η $f_X(x)$. (10%)



Λύση:

$$f_{Xx}(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \frac{3}{2} \int_0^{1-x} dy + \frac{1}{2} \int_{1-x}^1 dy = \frac{3}{2} [y]_0^{1-x} + \frac{1}{2} [y]_{1-x}^1 = \frac{3}{2} * (1-x) + \frac{1}{2} * (1-1+x) = \frac{3}{2} - x$$

$$\text{Άρα } f_X(x) = \frac{3}{2} - x$$

3. Έστω X, Y ανεξάρτητες με μέση τιμή 2 και διασπορά 1. Έστω $U = 3X + 2Y$ και $V = 2X - 3Y$. Να βρεθεί το $\text{Var}(U)$ και $\text{Cov}(U, V)$. (10%)

Λύση:

$$E(X) = 2 \quad \text{και} \quad \text{Var}(X) = 1$$

$$E(Y) = 2 \quad \text{και} \quad \text{Var}(Y) = 1$$

$$\text{Var}(U) = 3^2 * \text{Var}(X) + 2^2 * \text{Var}(Y) = 13$$

$$E(U) = 3 * 2 + 2 * 2 = 10$$

$$E(V) = 2 * 2 - 3 * 2 = -2$$

$$\text{Cov}(U, V) = E(UV) - E(U) * E(V) \quad (1)$$

$$U * V = (3X + 2Y) * (2X - 3Y) = 6X^2 - 9XY + 4XY - 6Y^2 = 6X^2 - 5XY - 6Y^2 \Rightarrow$$

$$\Rightarrow E(UV) = E(6X^2 - 5XY - 6Y^2) = E(6X^2) - E(5XY) - E(6Y^2) \Rightarrow$$

$$\Rightarrow E(UV) = 6E(X^2) - 5E(XY) - 6E(Y^2) \quad (2)$$

Αλλά $E(X^2) = \text{Var}(X) + [E(X)]^2 = 1 + 2^2 = 5$ και $E(Y^2) = \text{Var}(Y) + [E(Y)]^2 = 1 + 2^2 = 5$
 Και $E(XY) = E(X) * E(Y) = 2 * 2 = 4$ επειδή οι X, Y ανεξάρτητες

$$\text{Οπότε } (2) \Rightarrow E(UV) = 6[\text{Var}(X) + [E(X)]^2] - 5 E(X) * E(Y) - 6 E(Y^2) = \text{Var}(Y) + [E(Y)]^2 \Rightarrow$$

$$\Rightarrow E(UV) = 6 * 5 - 5 * 2 * 2 - 6 * 5 = -20 \quad (3)$$

Η (1) λόγω των (2) και (3) γίνεται:

$$\text{Cov}(U, V) = -20 - 10(-2) = 0$$

4. Έστω $V = k \frac{1}{n} R^{2/3} S^{1/2}$ (τύπος Manning) όπου n, R, S είναι τ.μ. Να βρεθεί ένα διάστημα εμπιστοσύνης για τη V , αν έχουμε R_1, R_2, \dots, R_n μετρήσεις για την R , S_1, S_2, \dots, S_k μετρήσεις για την S και n_1, n_2, \dots, n_j μετρήσεις για την n . ($k = \text{σταθερά}$) (10%)

Λύση:

$$\bar{R} = \frac{R_1 + R_2 + \dots + R_n}{n} \quad \text{και} \quad \bar{s}_R^2 = \frac{(R_1 - \bar{R})^2 + (R_2 - \bar{R})^2 + \dots + (R_n - \bar{R})^2}{n - 1}$$

$$\bar{S} = \frac{S_1 + S_2 + \dots + S_k}{k} \quad \text{και} \quad \bar{s}_S^2 = \frac{(S_1 - \bar{S})^2 + (S_2 - \bar{S})^2 + \dots + (S_k - \bar{S})^2}{k - 1}$$

$$\bar{n} = \frac{n_1 + n_2 + \dots + n_j}{j} \quad \text{και} \quad \bar{s}_n^2 = \frac{(n_1 - \bar{n})^2 + (n_2 - \bar{n})^2 + \dots + (n_j - \bar{n})^2}{j - 1}$$

$$\text{Var}(V) = \left(\frac{\partial V}{\partial \bar{R}} \right)_{(\bar{R}, \bar{S}, \bar{n})}^2 * \bar{s}_R^2 + \left(\frac{\partial V}{\partial \bar{S}} \right)_{(\bar{R}, \bar{S}, \bar{n})}^2 * \bar{s}_S^2 + \left(\frac{\partial V}{\partial \bar{n}} \right)_{(\bar{R}, \bar{S}, \bar{n})}^2 * \bar{s}_n^2 =$$

$$= \left[\frac{2k}{3\bar{n}} \bar{R}^{-1/3} \bar{S}^{1/2} \right]^2 * \bar{s}_R^2 + \left[\frac{1}{2} \frac{k}{\bar{n}} \bar{R}^{2/3} \bar{S}^{-1/2} \right]^2 * \bar{s}_S^2 + \left[-\frac{k}{\bar{n}^2} \bar{R}^{2/3} \bar{S}^{1/2} \right]^2 * \bar{s}_n^2$$

Έστω 99% το επίπεδο εμπιστοσύνης για τη μέση τιμή της V .
 Τότε $1 - \alpha = 0.99 \Rightarrow \alpha = 0.01 \Rightarrow \alpha/2 = 0.005 \Rightarrow 1 - \alpha/2 = 0.995 \Rightarrow \Phi^{-1}(1 - \alpha/2) = \Phi^{-1}(0.995) \Rightarrow$
 $K_{\alpha/2} = 2.575$

$$\text{Τότε: } \mu_{\bar{V}} \in \left[\bar{V} - k_{\alpha/2} * \sigma_V, \bar{V} + k_{\alpha/2} * \sigma_V \right]$$

ΜΕΡΟΣ Β (60%)

1. Έστω X, Y, Z τ.μ. που παριστάνουν την αντοχή τριών δοκών με την ίδια σ.π. $N(300, 10)$.

α) Να βρεθεί η πιθανότητα η μέγιστη αντοχή να είναι μικρότερη από 290 kp/cm^2 .

β) Να βρεθεί η πιθανότητα η ελάχιστη αντοχή να είναι μεγαλύτερη από 290 και ταυτόχρονα η μέγιστη κάτω από 305 .

Λύση:

α)

$$\begin{aligned} P(\max\{X, Y, Z\} \leq 290) &= P(X \leq 290, Y \leq 290, Z \leq 290) = P(X \leq 290) * P(Y \leq 290) * P(Z \leq 290) = \\ &= \Phi\left(\frac{290 - 300}{10}\right) * \Phi\left(\frac{290 - 300}{10}\right) * \Phi\left(\frac{290 - 300}{10}\right) = [\Phi(-1)]^3 = [1 - \Phi(1)]^3 = [1 - 0,8413]^3 \cong 0,004 \end{aligned}$$

β)

$$\begin{aligned} P[\min\{X, Y, Z\} \geq 290 \text{ και } \max\{X, Y, Z\} \leq 305] &= \\ &= P[X \geq 290, Y \geq 290, Z \geq 290 \text{ και } X \leq 305, Y \leq 305, Z \leq 305] = \\ &= P[(290 \leq X \leq 305), (290 \leq Y \leq 305), (290 \leq Z \leq 305)] = \\ &= P(290 \leq X \leq 305) * P(290 \leq Y \leq 305) * P(290 \leq Z \leq 305) = \\ &= \left[\Phi\left(\frac{305 - 300}{10}\right) - \Phi\left(\frac{290 - 300}{10}\right) \right] * \left[\Phi\left(\frac{305 - 300}{10}\right) - \Phi\left(\frac{290 - 300}{10}\right) \right] * \left[\Phi\left(\frac{305 - 300}{10}\right) - \Phi\left(\frac{290 - 300}{10}\right) \right] = \\ &= \left[\Phi\left(\frac{305 - 300}{10}\right) - \Phi\left(\frac{290 - 300}{10}\right) \right]^3 = [\Phi(0,5) - \Phi(-1)]^3 = [\Phi(0,5) - 1 + \Phi(1)]^3 = \\ &= [0,6915 - 1 + 0,9333]^3 = [0,624]^3 \cong 0,244 \end{aligned}$$

2. 1000 άτομα φτάνουν ανεξάρτητα και τυχαία σε μια αφετηρία από 12:00 και 17:00. Να βρεθεί η πιθανότητα ότι τουλάχιστο 175 άτομα θα φτάσουν την πρώτη ώρα. (20%)

Λύση 1(Poisson):

Έστω X_1 ο αριθμός των αφίξεων την πρώτη ώρα

$$P(X_T \leq x) = \frac{(vt)^x}{x} e^{-vt}$$

$$P(X_1 \geq 175) = 1 - [P(X = 0) + P(X = 1) + \dots + P(X = 174)]$$

$$v = \frac{1000}{5} = 200 \text{ αφίξη / ώρα ο μέσος όρος των αφίξεων}$$

Θεωρούμε $X_5 \sim N(\mu, \sigma)$ με $\mu = vt = 200 * 1 = 200$ και

$$\sigma = \sqrt{vt} = \sqrt{200 * 1} = \sqrt{200} = 14,14$$

Σύμφωνα με το κεντρικό οριακό θεώρημα η παραπάνω εκθετική προσεγγιστικά μπορεί να θεωρηθεί κανονική κατανομή.

Έτσι

$$P(X_1 \geq 175) = 1 - P(X_1 \leq 175) = 1 - \Phi\left(\frac{175 - 200}{\sqrt{200}}\right) = 1 - \Phi(-1,77) = 1 - 1 + \Phi(1,77) = 0,9616$$

Λύση 2(Κατανομή Bernoulli):

Έστω X ο αριθμός των ατόμων που φτάνουν την πρώτη ώρα

Για ένα οποιοδήποτε άτομο η πιθανότητα να φτάσει την πρώτη ώρα είναι 1/5 (ένα άτομο σε 5 ώρες).

Το πείραμα αυτό είναι ένα πείραμα Bernoulli με $n=1000$ και $p=1/5$

Τότε η X είναι διωνυμική κατανομή με $\mu = n \cdot p = 1000 \cdot 1/5 = 200$ και

$$\sigma^2 = n \cdot p \cdot q = 1000 \cdot (1/5) \cdot (4/5) = 160$$

Σύμφωνα με το κεντρικό οριακό θεώρημα η παραπάνω εκθετική προσεγγιστικά μπορεί να θεωρηθεί κανονική κατανομή.

$$P(X_1 \geq 175) = 1 - P(X_1 \leq 175) = 1 - \Phi\left(\frac{175 - 200}{\sqrt{160}}\right) = 1 - \Phi(-1,976) = 1 - 1 + \Phi(1,976) = 0,9761$$

3. Έστω X_1, X_2, \dots, X_n ένα δείγμα της τ.μ. X με σ.π. $f(x, \vartheta) = \frac{x e^{-\frac{x}{\vartheta}}}{\vartheta^2}$ με $x > 0, \vartheta > 0$. Δίνεται $E(X) = 2\vartheta$ και $\text{Var}(X) = 2\vartheta^2$.

α) Να εκτιμηθεί ο ϑ με τη μέθοδο της μέγιστης πιθανοεπιφάνειας.

β) Να βρεθεί (λαμβάνοντας υπόψη την προηγούμενη ερώτηση) εκτιμητής για το $\text{Var}(X)$.

Να αποδειχθεί ότι ο εκτιμητής αυτός δεν είναι αμερόληπτος.

γ) Να βρεθεί αμερόληπτος εκτιμητής για το $\text{Var}(X)$. (20%)

Λύση:

α) Έστω $f(x, \vartheta) = \frac{x e^{-\frac{x}{\vartheta}}}{\vartheta^2}$

$$L(x, \vartheta) = \prod_{i=1}^n \left(\frac{x_i e^{-\frac{x_i}{\vartheta}}}{\vartheta^2} \right) = \left(\frac{x_1 e^{-\frac{x_1}{\vartheta}}}{\vartheta^2} \right) * \left(\frac{x_2 e^{-\frac{x_2}{\vartheta}}}{\vartheta^2} \right) * \dots * \left(\frac{x_n e^{-\frac{x_n}{\vartheta}}}{\vartheta^2} \right)$$

$$\ln L = \ln \prod_{i=1}^n \left(\frac{x_i e^{-\frac{x_i}{\vartheta}}}{\vartheta^2} \right) = \ln \frac{1}{\vartheta^{2n}} + \ln \sum_{i=1}^n x_i - \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{\vartheta} = -2n \ln \vartheta + \ln \sum_{i=1}^n x_i - \frac{1}{\vartheta} \sum_{i=1}^n x_i$$

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \vartheta} = -\frac{2n}{\vartheta} + \frac{1}{\vartheta^2} \sum_{i=1}^n x_i$$

Για $\frac{\partial \ln L}{\partial \theta} = 0$ βρίσκουμε τον εκτιμητή θ

$$-\frac{2n}{\theta} + \frac{1}{\theta^2} \sum_{i=1}^n x_i = 0 \Rightarrow \theta = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{2n}$$

αλλά $\bar{X} = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_N}{n}$, οπότε $\theta = \frac{\bar{X}}{2}$

$$E(\hat{\theta}) = E\left(\frac{\bar{X}}{2}\right) = \frac{1}{2} E(\bar{X}) = \frac{1}{2} 2\theta = \theta \text{ άρα } \theta \text{ αμερόληπτος εκτιμητής}$$

$$\beta) \text{Var}(X) = 2\theta^2. \text{ Έστω ότι } \hat{\text{Var}}(X) = 2\left(\frac{\bar{X}}{2}\right)^2 = \frac{\bar{X}^2}{2}$$

Για να είναι ο παραπάνω αμερόληπτος εκτιμητής της διασποράς θα πρέπει $E(\hat{\text{Var}}(X)) = \text{Var}(X)$

$$\begin{aligned} E[\hat{\text{Var}}(X)] &= E\left(\frac{\bar{X}^2}{2}\right) = \frac{1}{2} E(\bar{X}^2) = \frac{1}{2} [\text{Var}(\bar{X}) + (E(\bar{X}))^2] = \frac{1}{2} \left[\frac{\text{Var}(X)}{n} + (E(X))^2 \right] = \\ &= \frac{1}{2} \left[\frac{2\theta^2}{n} + (2\theta)^2 \right] = \frac{1}{2} 2\theta^2 \left[\frac{1}{n} + 2 \right] = 2\theta^2 \left[\frac{1+2n}{2n} \right] \end{aligned}$$

$$\text{Άρα ο αμερόληπτος εκτιμητής θα είναι } \hat{\text{Var}}(X) = \frac{2n}{1+2n} * \frac{\bar{X}^2}{2} = \frac{n\bar{X}^2}{1+2n}$$