

ΕΞΕΤΑΣΕΙΣ ΣΤΗ ΘΕΩΡΙΑ ΠΙΘΑΝΟΤΗΤΩΝ Ι (13-2-2014)

Διδάσκοντες: Σ. Κουρούκλης, Ε.Σ. Μακρή

Θέμα 1ο. (1.5 μον.) (α) Αν τα ενδεχόμενα A_1, A_2, A_3 είναι (ολικά) ανεξάρτητα ναδειχθεί ότι τα A_1 και $A_2 \cup A_3$ είναι ανεξάρτητα.

(β) Ναδειχθεί ότι $\sum_{k=1}^n k \binom{n}{k} = n2^{n-1}$.

(γ) Από το σύνολο των υποσυνόλων του συνόλου $A = \{1, 2, \dots, n\}$ επιλέγεται τυχαία ένα υποσύνολο. Έστω X η τ.μ. που παριστάνει τον αριθμό των στοιχείων του επιλεγέντος υποσυνόλου. Για την X να βρεθούν η συνάρτηση πιθανότητας, η συνάρτηση κατανομής και η μέση τιμή της.

Θέμα 2ο. (2 μον.) (α) Η συνεχής τυχαία μεταβλητή (τ.μ.) X έχει συνάρτηση πυκνότητας

$$f(x) = \begin{cases} 3-x, & \text{αν } 2 \leq x < 3 \\ x-3, & \text{αν } 3 \leq x \leq 4 \\ 0, & \text{διαφορετικά} \end{cases}$$

(α) Να βρεθεί η συνάρτηση κατανομής της X .

(β) Να υπολογισθεί η πιθανότητα $P(|X-3| \leq 0.5 \mid X > 2.2)$.

(γ) Να υπολογισθεί η μέση τιμή της τ.μ. $|X-3|$.

Θέμα 3ο. (2 μον.) (α) Αν για μια τ.μ. X ισχύει ότι $E(X) = 5$ και $E(X^2) = 25$ να βρεθεί η κατανομή της.

(β) Αν $X \sim N(\mu, 1)$, $\mu > 0$, ναδειχθεί ότι $P(|X| < \mu) = \Phi(2\mu) - \frac{1}{2}$.

(γ) Αν η τ.μ. X έχει την κατανομή Γάμμα με παραμέτρους α και β , $\alpha, \beta > 0$, να υπολογισθεί η $E[X^2(X-1)]$.

(δ) Αν οι τ.μ. X και Y έχουν γεωμετρική κατανομή με παραμέτρους p και $\frac{q}{1+q}$, $q = 1-p$, αντίστοιχα, ναδειχθεί ότι $E(q^X) = P(Y=1)$.

Θέμα 4ο. (2 μον.) (α) Αν X και Y είναι δύο τ.μ. τέτοιες ώστε $2X+Y=1$, $X \sim N(-1, 4)$ να βρεθεί η κατανομή της τ.μ. Y .

(β) Η αντίσταση ενός οργάνου, υπό θερμοκρασία 15°C - 20°C , είναι τ.μ. με κανονική κατανομή με μέση τιμή 10000 Ohms και τυπική απόκλιση 2000 Ohms, ενώ υπό θερμοκρασία 20°C - 30°C είναι τ.μ. με κανονική κατανομή με μέση τιμή 9000 Ohms και τυπική απόκλιση 2000 Ohms. Η

θερμοκρασία μιας ημέρας στην περιοχή που θα λειτουργήσει το όργανο είναι τ.μ. με ομοιόμορφη κατανομή $U(15, 30)$.

(α) Ποια είναι η πιθανότητα μια τυχαία ημέρα η αντίσταση του οργάνου να κυμανθεί μεταξύ 8000 και 10000 Ohms;

(β) Με κατάλληλες υποθέσεις, τις οποίες να αναφέρετε, ποια είναι η πιθανότητα για τουλάχιστον τις μισές από τις ημέρες ενός μήνα (30 ημέρες) η αντίσταση να κυμανθεί μεταξύ 8000 και 10000 Ohms;

Δίνεται ότι: $\Phi(0.33) = 0.6293$, $\Phi(0.5) = 0.6915$, $\Phi(0.63) = 0.7357$, $\Phi(1) = 0.8413$, $\Phi(1.6) = 0.9474$, $\Phi(2) = 0.9773$.

Θέμα 5ο. (2.5 μον.) Μία μηχανή αποτελείται από n μονάδες οι οποίες λειτουργούν ανεξάρτητα η μία από την άλλη. Υποθέτουμε ότι ο χρόνος ζωής κάθε μονάδας είναι τ.μ. με εκθετική κατανομή με μέση διάρκεια ζωής μ ώρες. Μόλις παρέλθει χρονικό διάστημα t ωρών η λειτουργία της μηχανής διακόπτεται (εφ' όσον λειτουργεί) και ελέγχεται από έναν τεχνικό ο οποίος αντικαθιστά όσες μονάδες της μηχανής έχουν πάθει βλάβη.

(α) Έστω ότι οι μονάδες της μηχανής είναι αριθμημένες, $1, 2, \dots, n$, $n \geq 5$, και ελέγχονται κατ' αυτή τη σειρά. Ποιά είναι η πιθανότητα ο τεχνικός

(i) να αντικαταστήσει δύο μονάδες μεταξύ των πέντε πρώτων,

(ii) η δεύτερη που θα αντικαταστήσει να είναι η πέμπτη μονάδα,

(iii) να αντικαταστήσει μόνο τις δύο πρώτες από τις πέντε πρώτες μονάδες.

(β) Ο τεχνικός αμοιβεται με α Ευρώ για κάθε μονάδα που αντικαθιστά και με β Ευρώ αν δεν βρεθεί καμία μονάδα εκτός λειτουργίας. Να υπολογισθεί η μέση αμοιβή του τεχνικού.

Θέμα 1.

α. Αρκεί ν.δ.ο. $P(A_1 \cap (A_2 \cup A_3)) = P(A_1)P(A_2 \cup A_3)$ (1)

1^ο μέλος της (1) $= P((A_1 \cap A_2) \cup (A_1 \cap A_3)) = P(A_1 \cap A_2) + P(A_1 \cap A_3) - P(A_1 \cap A_2 \cap A_3)$
 $\stackrel{\text{ανεξ.}}{=} P(A_1)P(A_2) + P(A_1)P(A_3) - P(A_1)P(A_2)P(A_3)$

2^ο μέλος της (1) $= P(A_1) \{P(A_2) + P(A_3) - P(A_2 \cap A_3)\} = P(A_1)P(A_2) + P(A_1)P(A_3) - P(A_1)P(A_2 \cap A_3)$
 $\stackrel{\text{ανεξ.}}{=} P(A_1)P(A_2) + P(A_1)P(A_3) - P(A_1)P(A_2)P(A_3)$

β. $\sum_{k=1}^n k \binom{n}{k} = \sum_{k=1}^n k \frac{n!}{k!(n-k)!} = \sum_{k=1}^n \frac{n!}{(k-1)!(n-k)!} = n \sum_{k=1}^n \frac{(n-1)!}{(k-1)!(n-k)!}$

$\stackrel{k-1=m}{=} n \sum_{m=0}^{n-1} \binom{n-1}{m} = n 2^{n-1}$, από τη σχέση $2^{n-1} = (1+1)^{n-1} = \sum_{m=0}^{n-1} \binom{n-1}{m}$.

γ. Η τ.μ. X είναι διακριτή με (δυνατές/πιθανές) τιμές: $0, 1, \dots, n$

Για $x \in \{0, 1, \dots, n\}$, $P(X=x) = P(\text{επιλογή υποσυνόλου } x \text{ στοιχείων})$
 $= \frac{\text{ευνοϊκές περιπτώσεις}}{\text{δυνατές περιπτώσεις}} = \frac{\binom{n}{x}}{2^n}$, γιατί υπάρχουν 2^n το πλήθος υπο-
 σύνολα του A και, εξ αυτών, τα $\binom{n}{x}$ περιέχουν (ακριβώς) x στοιχεία.

Η συνάρτηση κατανομής δίνεται από τη σχέση: $F(y) = P(X \leq y)$, $y \in \mathbb{R}$.

Επομένως, $F(y) = 0$ για $y < 0$, $F(y) = P(X=0)$ για $0 \leq y < 1$, $F(y) = P(X=0) + P(X=1)$ για $1 \leq y < 2$, ..., $F(y) = P(X=0) + \dots + P(X=k)$ για $k \leq y < k+1$,
 (με $k = 0, 1, \dots, n-1$)
 ..., $F(y) = 1$ για $y \geq n$.

Η μέση τιμή της X είναι $E(X) = \sum_{x=0}^n x P(X=x) = \sum_{x=1}^n x P(X=x) =$
 $\sum_{x=1}^n x \frac{\binom{n}{x}}{2^n} = \frac{1}{2^n} \sum_{x=1}^n x \binom{n}{x} = \frac{1}{2^n} n 2^{n-1} = \frac{n}{2}$
 από το (β)

Θέμα 2.

α. $F(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt$. Επομένως, $F(x) = 0$ για $x < 2$,
 $F(x) = \int_2^x (3-t) dt = \dots$ για $2 \leq x < 3$, $F(x) = \int_2^3 (3-t) dt + \int_3^x (t-3) dt = \dots$
 για $3 \leq x < 4$ και $F(x) = 1$ για $x \geq 4$.

β. $P(|X-3| \leq 0.5 | X > 2.2) = \frac{P(2.5 \leq X \leq 3.5)}{P(X > 2.2)} = \frac{F(3.5) - F(2.5)}{1 - F(2.2)}$

γ. $E(|X-3|) = \int_{-\infty}^{+\infty} |x-3| f(x) dx = \int_2^3 (3-x)(3-x) dx + \int_3^4 (x-3)(x-3) dx = \frac{2}{3}$.

(2)

Θέμα 3.

α. $\text{Var}(X) = E(X^2) - (E(X))^2 = 25 - 25 = 0$. Άρα η τ.μ. X είναι σταθερά, με πιθανότητα 1, δηλ. $P(X=a)=1$, $a \in \mathbb{R}$ (σταθερά). Τότε όμως $EX = a \cdot 1 = a$, αλλά $EX=5$ οπότε $a=5$. Επομένως η X είναι η σταθερά 5 με πιθανότητα 1.

β. $P(|X| < \mu) = P(-\mu < X < \mu) = P(-2\mu < X - \mu < 0) = P(-2\mu < Z < 0)$
 $= \Phi(0) - \Phi(-2\mu) = \frac{1}{2} - (1 - \Phi(2\mu)) = \Phi(2\mu) - \frac{1}{2} \quad \hookrightarrow Z = X - \mu \sim N(0,1)$

γ. $E[X^2(X-1)] = E(X^3) - E(X^2)$

$$E(X^3) = \int_0^{\infty} x^3 \frac{1}{\Gamma(\alpha)\beta^\alpha} x^{\alpha-1} e^{-x/\beta} dx = \frac{1}{\Gamma(\alpha)\beta^\alpha} \int_0^{\infty} x^{\alpha+3-1} e^{-x/\beta} dx =$$

$$= \frac{1}{\Gamma(\alpha)\beta^\alpha} \Gamma(\alpha+3) \beta^{\alpha+3} = \alpha(\alpha+1)(\alpha+2)\beta^3, \text{ χρησιμοποιώντας τις σχέσεις}$$

$$\int_0^{\infty} x^{m-1} e^{-x/\beta} dx = \Gamma(m) \beta^m \text{ και } \Gamma(m+1) = m \Gamma(m).$$

Ανάλογα (ή από τον τύπο της διασποράς της X) έχουμε $E(X^2) = \alpha(\alpha+1)\beta^2$.

δ. $Y \sim \text{Geo}\left(\frac{9}{1+9}\right) \Rightarrow P(Y=1) = \frac{9}{1+9}$

$$X \sim \text{Geo}(p) \Rightarrow E(q^X) = \sum_{x=1}^{\infty} q^x p q^{x-1} = \frac{p}{q} \sum_{x=1}^{\infty} q^{2x} = \frac{p}{q} \cdot \frac{q^2}{1-q^2} = \frac{pq}{(1-q)(1+q)}$$

$$= \frac{pq}{p(1+q)} = \frac{q}{1+q} = P(Y=1).$$

Θέμα 4.

α. $Y = 1 - 2X$, γραμμικός μετασχηματισμός κανονικής τ.μ., άρα $Y \sim N(\nu, \tau^2)$ όπου $\nu = E(Y) = E(1 - 2X) = 1 - 2E(X) = 1 - 2(-1) = 3$ και $\tau^2 = \text{Var}(Y) = \text{Var}(1 - 2X) = 4\text{Var}(X) = 4 \cdot 4 = 16$. Επομένως $Y \sim N(3, 16)$.

β. Ορίσουμε $X_1 =$ αντίσταση ^{σε χιλιάδες ώρες} υπό θερμοκρασία $15^\circ - 20^\circ$, $X_1 \sim N(10, 4)$
 $X_2 =$ αντίσταση ^{σε χιλιάδες ώρες} υπό θερμοκρασία $20^\circ - 30^\circ$, $X_2 \sim N(9, 4)$

~~Η~~ Η θερμοκρασία, U , μιας ημέρας είναι τ.μ., $U(15, 30)$.

βι. Ορίσουμε τα ενδεχόμενα $A =$ η αντίσταση να κυμανθεί μεταξύ 8 και 10 χιλιάδες ώρες, $B_1 =$ η θερμοκρασία, U , είναι μεταξύ $15^\circ - 20^\circ$, $B_2 =$ η θερμοκρασία, U , είναι μεταξύ $20^\circ - 30^\circ$. Από το Θεώρημα ολικής πιθανότητας $P(A) = P(A|B_1)P(B_1) + P(A|B_2)P(B_2) =$
 $= P(8 < X_1 < 10)P(B_1) + P(8 < X_2 < 10)P(B_2).$

$$P(B_1) = \frac{20-15}{30-15} = \frac{1}{3}, \quad P(B_2) = \frac{30-20}{30-15} = \frac{2}{3} \quad (\text{πιθανότητες ομοιόμορφης κατανομής})$$

(3)

$$P(8 < X_1 < 10) \stackrel{\text{τυποποίηση}}{=} P\left(\frac{8-10}{2} < \frac{X_1-10}{2} < \frac{10-10}{2}\right) = P(-1 < Z < 0) = \Phi(0) - \Phi(-1) \\ = \frac{1}{2} - (1 - \Phi(1)) = \Phi(1) - \frac{1}{2} = 0.8413 - \frac{1}{2} = 0.3413.$$

$$P(8 < X_2 < 10) = P\left(\frac{8-9}{2} < \frac{X_2-9}{2} < \frac{10-9}{2}\right) = P\left(-\frac{1}{2} < Z < \frac{1}{2}\right) = \\ = \Phi\left(\frac{1}{2}\right) - \Phi\left(-\frac{1}{2}\right) = \Phi\left(\frac{1}{2}\right) - (1 - \Phi\left(\frac{1}{2}\right)) = 2\Phi\left(\frac{1}{2}\right) - 1 = 2 \cdot 0.6915 - 1 = \\ = 0.383.$$

Αντικαθιστώντας έχουμε $P(A) = 0.3413 \cdot \frac{1}{3} + 0.383 \cdot \frac{2}{3} = 0.3691$

β2. Ορίζουμε Y = ο αριθμός ημερών ενός μήνα κατά τις οποίες η ~~α~~ αντίσταση κυμαίνεται μεταξύ 8000 και 10000 Ω. Τότε $Y \sim B(n=30, p=0.3691)$ (υπό την υπόθεση ανεξαρτησίας)

$$P(Y \geq 15) = \sum_{k=15}^{30} P(Y=k) = \sum_{k=15}^{30} \binom{30}{k} p^k (1-p)^{30-k}.$$

Θέμα 5.

α. Ορίζουμε X = ο χρόνος ζωής μιας μονάδας, $X \sim E(1/\mu)$, δηλ. η πυκνότητα της X είναι $f(x) = \frac{1}{\mu} e^{-x/\mu}$, $x > 0$.

Μια μονάδα θα αντικατασταθεί $\Leftrightarrow X < t$, άρα $p = P(\text{αντικατάστασης μιας μονάδας}) = P(X < t) = \int_0^t \frac{1}{\mu} e^{-x/\mu} dx = 1 - e^{-t/\mu}$.

(i) Y = ο αριθμός των μονάδων που θα αντικατασταθούν ο τεχνικός, μεταξύ των 5 πρώτων. $Y \sim B(n=5, p=1 - e^{-t/\mu})$ ("έπιτυχία" = αντικατάσταση)

$$P(Y=2) = \binom{5}{2} p^2 (1-p)^3.$$

(ii) $P(\text{η 2η που θα αντικατασταθεί να είναι η 5η μονάδα}) = P(\text{η 2η "έπιτυχία" να συμβεί στην 5η "δοκιμή"}) = P(W=2) = \binom{4}{1} p^2 (1-p)^3 = 4p^2 (1-p)^3$

$\hookrightarrow$ Pascal, $W \sim \text{Pascal}(r=2, p)$

(iii) $P(\text{μόνον οι 2 πρώτες να αντικατασταθούν}) = P(E \bar{E} \bar{A} \bar{A} \bar{A} \bar{A}) =$

$$= P(E)P(\bar{E})P(\bar{A})P(\bar{A})P(\bar{A})P(\bar{A}) = p^2 (1-p)^4$$

$\hookrightarrow E = \text{"έπιτυχία"} = \text{αντικατάσταση}$

$\hookrightarrow$ ανεξαρτησία

$A = \text{"αποτυχία"} = \text{μη αντι-}$

β. Z = ο αριθμός των μονάδων που αντικαθίστανται μεταξύ των n . κατάσταση
Έχουμε $Z \sim B(n, p)$ (Διωνυμική) και $E(Z) = np$. Η αμοιβή του τεχνικού είναι $V = \beta$, αν $Z=0$ ή $V = \alpha + \beta Z$ αν $Z=1, \dots, n$.

$$\text{Επομένως η μέση αμοιβή είναι } E(V) = \beta \cdot P(Z=0) + \alpha \cdot P(Z=1) + \dots + \alpha \cdot n \cdot P(Z=n) = \beta (1-p)^n + \alpha \cdot 0 \cdot P(Z=0) + \alpha \cdot 1 \cdot P(Z=1) + \dots + \alpha \cdot n \cdot P(Z=n) \\ = \beta (1-p)^n + \alpha \{ 0 \cdot P(Z=0) + 1 \cdot P(Z=1) + \dots + n \cdot P(Z=n) \} = \\ = \beta (1-p)^n + \alpha E(Z) = \beta (1-p)^n + n\alpha p.$$