

ΠΙΘΑΝΟΤΗΤΕΣ Ι. ΙΑΝΟΥΑΡΙΟΣ 2010

ΛΥΣΕΙΣ ΘΕΜΑΤΩΝ. ΟΜΑΔΑ Α

Θ1. Η ζητούμενη πιθανότητα ισούται με

$$\mathbf{P}(\text{όλα τα σφαιρίδια είναι κόκκινα}) + \mathbf{P}(\text{όλα τα σφαιρίδια είναι μπλέ}) = \frac{(6)_4}{(14)_4} + \frac{(8)_4}{(14)_4}.$$

Σχόλιο: Εδώ πήραμε ως δειγματικό χώρο, έστω Ω_1 , το σύνολο των διατεταγμένων τετράδων από το σύνολο S των σφαιριδίων, και αυτός είναι ο πραγματικός δειγματικός χώρος γιατί τα σφαιρίδια εξάγονται διαδοχικά, και εκ των πραγμάτων είναι διαφορετικά φυσικά αντικείμενα. Εναλλακτικά, θα μπορούσαμε να πάρουμε ως δειγματικό χώρο Ω_2 το σύνολο όλων των υποσυνόλων του S με τέσσερα στοιχεία. Και αυτό είναι αποδεκτό γιατί από τη φύση του πειράματος όλα τα στοιχεία του Ω_2 είναι ισοπίθανα. Με αυτή τη θεώρηση, στον υπολογισμό των πιθανοτήτων χρησιμοποιούμε συνδυασμούς αντί διατάξεων ή χρησιμοποιούμε την υπεργεωμετρική κατανομή.

Θ2. Θεωρούμε τα ενδεχόμενα

A_k : επιλέγουμε κίβδηλο νόμισμα,

A_a : επιλέγουμε αμερόληπτο νόμισμα,

και B το ενδεχόμενο το επιλεγμένο νόμισμα να δίνει στις τρεις ρίψεις “κεφαλή”. Η ζητούμενη πιθανότητα είναι

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(A_k | B) &= \frac{\mathbf{P}(B \cap A_k)}{\mathbf{P}(B)} = \frac{\mathbf{P}(B \cap A_k)}{\mathbf{P}(B \cap A_k) + \mathbf{P}(B \cap A_a)} = \frac{\mathbf{P}(B | A_k) \mathbf{P}(A_k)}{\mathbf{P}(B | A_k) \mathbf{P}(A_k) + \mathbf{P}(B | A_a) \mathbf{P}(A_a)} \\ &= \frac{\left(\frac{4}{5}\right)^3 \frac{1}{5}}{\left(\frac{4}{5}\right)^3 \frac{1}{5} + \left(\frac{1}{2}\right)^3 \frac{4}{5}} = \frac{\frac{64}{125}}{\frac{64}{125} + \frac{1}{2}} = \frac{128}{253}. \end{aligned}$$

Θ3. (i) Πρέπει το ολοκλήρωμα της f στο \mathbb{R} να ισούται με 1. Έχουμε

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = c \int_0^3 (3-x) dx = c \left(9 - \frac{9}{2}\right) = 9c/2.$$

Άρα $c = 2/9$.

(ii) Προφανώς $F(x) = 0$ για $x \leq 0$ και $F(x) = 1$ για $x \geq 3$, ενώ για $x \in (0, 3)$ έχουμε

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx = \frac{2}{9} \int_0^x (3-t) dt = \frac{2x}{3} - \frac{x^2}{9}.$$

(iii) Οι δύο πρώτες ροπές της X είναι

$$\begin{aligned} \mathbf{E}(X) &= \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = \frac{2}{9} \int_0^3 (3x - x^2) dx = \dots = 1, \\ \mathbf{E}(X^2) &= \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x) dx = \frac{2}{9} \int_0^3 (3x^2 - x^3) dx = \dots = 3/2. \end{aligned}$$

Άρα η μέση τιμή είναι 1 και η διασπορά

$$V(X) = \mathbf{E}(X^2) - (\mathbf{E}(X))^2 = 1/2.$$

(iv) Βρίσκουμε τη συνάρτηση κατανομής F_Y της Y .

$$F_Y(y) = \mathbf{P}(\log X \leq y) = \mathbf{P}(X \leq e^y) = F(e^y).$$

Απο τη μορφή της F έπεται ότι η F_Y είναι συνεχής παντού και παραγωγίσιμη με συνεχή παράγωγο στο συμπλήρωμα ενός πεπερασμένου συνόλου (στο $\mathbb{R} \setminus \{\log 3\}$), και άρα η Y είναι συνεχής τυχαία μεταβλητή με πυκνότητα

$$f_Y(y) := F'_Y(y) = \begin{cases} f(e^y)e^y = \frac{2}{9}(3 - e^y)e^y & \text{αν } y \in (-\infty, \log 3), \\ 0 & \text{αν } y \in (\log 3, +\infty). \end{cases}$$

Για την $f_Y(\log 3)$ μπορούμε να επιλέξουμε οποιαδήποτε τιμή στο $[0, \infty)$, π.χ., $f_Y(\log 3) = 0$.

Θ4. Έστω X_A, X_B οι αριθμοί των εξαρτημάτων τύπου A και B αντίστοιχα που λειτουργούν. Απο τα δεδομένα του προβλήματος έπεται ότι η X_A ακολουθεί τη διωνυμική κατανομή με παραμέτρους n_1, p_1 , ενώ η X_B ακολουθεί τη διωνυμική κατανομή με παραμέτρους n_2, p_2 . Η ζητούμενη πιθανότητα είναι

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(X_A \geq 2 \text{ και } X_B \geq 4) &= \mathbf{P}(X_A \geq 2) \mathbf{P}(X_B \geq 4) \\ &= \left(\sum_{k=2}^{n_1} \binom{n_1}{k} p_1^k (1-p_1)^{n_1-k} \right) \left(\sum_{k=4}^{n_2} \binom{n_2}{k} p_2^k (1-p_2)^{n_2-k} \right). \end{aligned}$$

Χρησιμοποιήσαμε την ανεξαρτησία των X_A, X_B .

Θ5. [Όπως και στο Θέμα 2, έχουμε ένα πείραμα που γίνεται σε δύο βήματα, και η έκβαση του πρώτου επηρεάζει αυτήν του δεύτερου. Επομένως, πρέπει να διακρίνουμε περιπτώσεις για το τι συμβαίνει στο πρώτο βήμα.]

Προφανώς η N παίρνει τιμές στο $\mathbb{N} \setminus \{0\}$, και για k σε αυτό το σύνολο, $\mathbf{P}(N = k) = (1 - p_1)^{k-1} p_1$. Δηλαδή η N ακολουθεί τη μετατοπισμένη γεωμετρική με παράμετρο p_1 .

Μετά την πραγματοποίηση του πρώτου πειράματος, το N έχει πάρει μια τιμή, έστω k . Δεδομένου αυτού, η X ακολουθεί τη διωνυμική κατανομή με παραμέτρους k, p_2 . Άρα

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(X = 1) &= \sum_{k=1}^{+\infty} \mathbf{P}(X = 1 \text{ και } N = k) = \sum_{k=1}^{+\infty} \mathbf{P}(X = 1 | N = k) \mathbf{P}(N = k) \\ &= \sum_{k=1}^{+\infty} \binom{k}{1} p_2 (1-p_2)^{k-1} (1-p_1)^{k-1} p_1 = p_1 p_2 \sum_{k=0}^{+\infty} k ((1-p_1)(1-p_2))^k. \end{aligned}$$

Όμως για $x \in (-1, 1)$ ισχύει

$$\sum_{k=0}^{+\infty} k x^k = \left(\frac{1}{1-x} \right)' = \frac{1}{(1-x)^2}.$$

Άρα

$$\mathbf{P}(X = 1) = \frac{p_1 p_2}{(p_1 + p_2 - p_1 p_2)^2}.$$

Θ6. (α) Έχουμε

$$\begin{aligned} \rho(X+Y, X-Y) &:= \frac{\text{Cov}(X+Y, X-Y)}{\sqrt{V(X+Y)V(X-Y)}} = \frac{\text{Cov}(X, X) - \text{Cov}(X, Y) + \text{Cov}(Y, X) - \text{Cov}(Y, Y)}{\sqrt{(V(X) + V(Y))(V(X) + V(-Y))}} \\ &= \frac{V(X) - V(Y)}{V(X) + V(Y)}. \end{aligned}$$

Στη δεύτερη ισότητα χρησιμοποιήσαμε τη διγραμμικότητα της Cov και την ανεξαρτησία των X, Y , ενώ στην τρίτη το ότι $\text{Cov}(X, Y) = 0$ (επειδή οι X, Y είναι ανεξάρτητες), $\text{Cov}(X, X) = V(X)$, $\text{Cov}(Y, Y) = V(Y)$, $V(-Y) = V(Y)$.

(β) Η X έχει διασπορά $V(X) = \mathbf{E}(X^2) - (\mathbf{E}(X))^2 = 1$, και όμοια, $V(Y) = 1$. Αν οι X, Y ήταν ανεξάρτητες, τότε $\text{Cov}(X, Y) = 0$ και $V(X + Y) = V(X) + V(Y) + 2\text{Cov}(X, Y) = 1 + 1 + 0 = 2$, ενώ μας έχει δοθεί ότι $V(X + Y) = 3$. Άρα δεν είναι ανεξάρτητες.

Θ7. (i) Πρέπει $\int_{\mathbb{R}^2} f(x, y) dx dy = 1$. Το ολοκλήρωμα ισούται με

$$\int_0^1 \int_{x^3}^x c dy dx = c \int_0^1 (x - x^3) dx = c/4.$$

Άρα $c = 4$.

(ii) Η συνάρτηση πυκνότητας-πιθανότητας της X είναι

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \mathbf{1}_{x \in (0,1)} \int_{x^3}^x 4 dy = 4(x - x^3) \mathbf{1}_{x \in (0,1)}.$$

Για τη συνάρτηση πυκνότητας-πιθανότητας της Y παρατηρούμε ότι για $y \in (0, 1)$ σταθερό, $f(x, y) \neq 0$ ακριβώς όταν $y < x < y^{1/3}$, και μάλιστα τότε η f ισούται με 4. Οπότε

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \mathbf{1}_{y \in (0,1)} \int_y^{y^{1/3}} 4 dx = 4(y^{1/3} - y) \mathbf{1}_{y \in (0,1)}.$$

Θ8. (α) Έστω X μια τυχαία μεταβλητή με κατανομή Poisson με παράμετρο λ . Για $t \in \mathbb{R}$ έχουμε

$$\Phi_X(t) = \mathbf{E}(t^X) = \sum_{k=0}^{+\infty} \mathbf{P}(X = k) t^k = \sum_{k=0}^{+\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} t^k = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{(\lambda t)^k}{k!} = e^{\lambda(t-1)}.$$

(β) Η πιθανογεννήτρια μιας κατανομής με τιμές στο \mathbb{N} είναι πάντοτε πεπερασμένη στο $[-1, 1]$ και χαρακτηρίζει την κατανομή. Το άθροισμα $X_1 + \dots + X_\nu$ έχει για κάθε $t \in \mathbb{R}$ πιθανογεννήτρια

$$\Phi_{X_1 + \dots + X_\nu}(t) := \mathbf{E}(t^{X_1} \dots t^{X_\nu}) = \Phi_{X_1}(t) \dots \Phi_{X_\nu}(t) = e^{(\lambda_1 + \dots + \lambda_\nu)(t-1)}, \quad (1)$$

όπου στη δεύτερη ισότητα χρησιμοποιήσαμε την ανεξαρτησία των X_1, \dots, X_ν , και στην τρίτη το ερώτημα (α). Όμως, πάλι απο το (α), η $(\cdot; \cdot)$ είναι η πιθανογεννήτρια της κατανομής Poisson με παράμετρο $\lambda_1 + \dots + \lambda_\nu$. Έπεται ότι η $X_1 + \dots + X_\nu$ ακολουθεί την κατανομή Poisson με παράμετρο $\lambda_1 + \dots + \lambda_\nu$.

Θ9. Έστω $(X_i)_{i \geq 1}$ μια ακολουθία ανεξάρτητων ισόνομων τυχαίων μεταβλητών με κατανομή ομοιόμορφη στο $\{1, 2, 3, 4\}$, και $S_n := X_1 + \dots + X_n$ για κάθε $n \geq 1$. Οι δύο πρώτες ροπές της X_1 είναι

$$\begin{aligned} \mathbf{E}(X_1) &= \frac{1}{4}(1 + 2 + 3 + 4) = \frac{5}{2}, \\ \mathbf{E}(X_1^2) &= \frac{1}{4}(1^2 + 2^2 + 3^2 + 4^2) = \frac{15}{2}. \end{aligned}$$

Άρα η X_1 έχει μέση τιμή $5/2$ και πεπερασμένη διασπορά $\sigma^2 = \mathbf{E}(X_1^2) - (\mathbf{E}(X_1))^2 = 5/4$. Το κεντρικό οριακό θεώρημα λέει ότι η ακολουθία των τυχαίων μεταβλητών

$$\left(\frac{S_n - 5n/2}{\sqrt{5/4} \sqrt{n}} \right)_{n \geq 1}$$

συγκλίνει κατα κατανομή στην τυπική κανονική κατανομή, $N(0, 1)$.

Για $n = 80$, έχουμε $5n/2 = 200$ και $\sqrt{(5/4)n} = 10$, οπότε

$$\mathbf{P}(190 \leq S_{80} \leq 220) = \mathbf{P}\left(-1 \leq \frac{S_{80} - 200}{10} \leq 2\right) \approx \Phi(2) - \Phi(-1).$$

Η προσέγγιση προκύπτει από το κεντρικό οριακό θεώρημα. Τέλος, επειδή η $N(0, 1)$ είναι συνεχής τυχαία μεταβλητή με πυκνότητα άρτια συνάρτηση, έχουμε $\Phi(-1) + \Phi(1) = 1$. Άρα η ζητούμενη προσέγγιση είναι $\Phi(2) + \Phi(1) - 1 \approx 0.8186$.