



Универзитет у Београду
Математички факултет

ВЕРОВАТНОЋА И СТАТИСТИКА А (ЗР)

31. јануар 2024. године

- (10 поена)** Кутија садржи n куглица од којих је свака или бела или црна. Све претпоставке о броју белих куглица су једнако вероватне. Извлаче се две куглице, једна за другом, без враћања. Ако је прва извучена куглица бела, израчунати вероватноћу да ће друга извучена куглица бити бела.
- У осигуравајућем друштву је регистровано 400 осигураника. Сваки осигураник у неком одређеном временском интервалу упућује захтев за одштету са вероватноћом 0.01.
 - (4 поена)** Израчунати вероватноћу да је у посматраном временском интервалу тачно 5 осигураника упутило одштетни захтев.
 - (6 поена)** Одредити најмањи број k такав да вероватноћа да број осигураника који су упутили одштетни захтев не буде мањи од k износи највише 0.05.

- (10 поена)** Свака од независних случајних величина X и Y има експоненцијалну $\mathcal{E}(\lambda)$ расподелу. Ако је

$$Z = \frac{X}{X+Y} \quad \text{и} \quad W_n = \sum_{k=1}^n \frac{k}{n} I\{[nZ] = k\}, \quad n \in \mathbf{N}, n > 1,$$

израчунати коефицијент корелације случајних величина Z и W_n .

- За густину расподеле $f_{X,Y}(x,y)$ случајног вектора (X,Y) важи да је

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} \frac{3}{2} \max\{x,y\}, & 0 < x < 1, 0 < y < 1, \\ 0, & \text{иначе.} \end{cases}$$

- (2 поена)** Одредити маргиналну густину расподеле случајне величине X .
- (8 поена)** Одредити условну густину расподеле случајне величине Y при услову $X < \frac{1}{2}$.

Решења задатака

1. Уочимо да је са

$$H_i = \{ \text{у кутији је } i \text{ белих куглица} \}, i = 0, 1, \dots, n$$

дат потпун систем догађаја и да важи $P(H_i) = \frac{1}{n+1}$.

Ако је A : догађај да је прва извучена куглица беле боје и B : догађај да је друга извучена куглица беле боје, треба да одредимо условну вероватноћу $P(B|A)$. Јасно, важи $P(A|H_0) = 0$ и за свако $i = 1, 2, \dots, n$ важи $P(A|H_i) = \frac{i}{n}$. Даље, на основу формуле потпуне вероватноће имамо да је

$$\begin{aligned} P(B|A) &= \frac{P(AB)}{P(A)} = \frac{\sum_{i=0}^n P(H_i)P(AB|H_i)}{\sum_{i=0}^n P(H_i)P(A|H_i)} = \frac{\frac{1}{n+1} \sum_{i=2}^n \frac{i}{n} \frac{i-1}{n-1}}{\frac{1}{n+1} \sum_{i=1}^n \frac{i}{n}} \\ &= \frac{\frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=2}^n i^2 - \sum_{i=2}^n i \right)}{\sum_{i=1}^n i} = \frac{\frac{1}{n-1} \left[\frac{n(n+1)(2n+1)}{6} - 1 - \left(\frac{n(n+1)}{2} - 1 \right) \right]}{\frac{n(n+1)}{2}} \\ &= \frac{2n(n+1)(2n+1-3)}{6(n-1)n(n+1)} = \frac{2(n-1)}{3(n-1)} = \frac{2}{3}. \end{aligned}$$

где смо искористили да важи $P(AB|H_0) = P(AB|H_1) = 0$ и да за свако $i = 2, 3, \dots, n$ важи

$$P(AB|H_i) = \frac{i}{n} \frac{i-1}{n-1}.$$

2. Нека је X број осигураника који су у проматраном временском интервалу упутили захтев за одштету осигуравајућем друштву. Тада је $X \sim \mathcal{B}(400, 0.01)$. Како је $np = 400 \cdot 0.01 = 4 < 10$ и $n > 30$, користимо апроксимацију биномне расподеле Пуасоновом расподелом са параметром $\lambda = np = 4$.

(а) Сада је

$$P\{X = 5\} \approx F_\lambda(5) - F_\lambda(4) = 0.78513 - 0.62884 = 0.15629.$$

(б) Треба наћи број k такав да је

$$P\{X \geq k\} \leq 0.05.$$

Како је $P\{X \geq k\} = 1 - P\{X < k\} \leq 0.05$, следи

$$P\{X < k\} \geq 0.95,$$

односно

$$P\{X \leq k-1\} \geq 0.95.$$

Сада, из $F(k-1) \geq 0.95$, за $n = 400$ на основу апроксимације Пуасоновом $\mathcal{P}(4)$ расподелом, следи $k-1 = 8$, па је $k = 9$.

3. Функција расподеле случајне величине Z је дата са

$$\begin{aligned} P\left\{ \frac{X}{X+Y} \leq u \right\} &= P\left\{ X \leq \frac{u}{1-u} Y \right\} = \int_0^\infty \left(\int_0^{uy/(1-u)} \lambda^2 e^{-\lambda x} e^{-\lambda y} dx \right) dy \\ &= \int_0^\infty \lambda e^{-\lambda y} \left(1 - e^{-\lambda uy/(1-u)} \right) dy = \int_0^\infty \lambda e^{-\lambda y} dy - \int_0^\infty \lambda e^{-\lambda y/(1-u)} dy \\ &= 1 - (1-u) = u, \quad u \in (0, 1) \end{aligned}$$

одакле следи да случајна величина Z има униформну $\mathcal{U}(0, 1)$ расподелу, па је $EZ = \frac{1}{2}$ и $DZ = \frac{1}{12}$. Даље,

$$\begin{aligned} EW_n &= E\left(\sum_{k=1}^n \frac{k}{n} I\{[nZ] = k\}\right) = \sum_{k=1}^n \frac{k}{n} P\{[nZ] = k\} \\ &= \sum_{k=1}^n \frac{k}{n} P\{k \leq nZ < k+1\} = \sum_{k=1}^n \frac{k}{n} \int_{\frac{k}{n}}^{\frac{k+1}{n}} dz = \\ &= \sum_{k=1}^n \frac{k}{n} \frac{1}{n} = \frac{1}{n^2} \frac{n(n+1)}{2} = \frac{n+1}{2n}, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} EW_n^2 &= E\left(\sum_{k=1}^n \frac{k}{n} I\{[nZ] = k\}\right)^2 = E\left(\sum_{k=1}^n \frac{k}{n} I\{[nZ] = k\} \sum_{j=1}^n \frac{j}{n} I\{[nZ] = j\}\right) \\ &= E\left(\sum_{k=1}^n \frac{k^2}{n^2} I\{[nZ] = k\}\right) = \sum_{k=1}^n \frac{k^2}{n^2} P\{[nZ] = k\} \\ &= \sum_{k=1}^n \frac{k^2}{n^2} \frac{1}{n} = \frac{1}{n^3} \sum_{k=1}^n k^2 = \frac{1}{n^3} \frac{n(n+1)(2n+1)}{6} = \frac{(n+1)(2n+1)}{6n^2}, \end{aligned}$$

па је

$$DW_n = EW_n^2 - (EW_n)^2 = \frac{(n+1)(2n+1)}{6n^2} - \frac{(n+1)^2}{4n^2} = \frac{n^2 - 1}{12n^2}.$$

Да бисмо израчунали коефицијент корелације, треба још да израчунамо EZW_n . Имамо да је

$$\begin{aligned} EZW_n &= E\left(Z \sum_{k=1}^n \frac{k}{n} I\{[nZ] = k\}\right) = \sum_{k=1}^n \frac{k}{n} E(Z I\{[nZ] = k\}) \\ &= \sum_{k=1}^n \frac{k}{n} \int_0^1 z I\left\{\frac{k}{n} \leq Z < \frac{k+1}{n}\right\} dz = \sum_{k=1}^n \frac{k}{n} \int_{\frac{k}{n}}^{\frac{k+1}{n}} z dz \\ &= \sum_{k=1}^n \frac{k}{n} \frac{1}{2} \left(\frac{(k+1)^2}{n^2} - \frac{k^2}{n^2}\right) = \frac{1}{2n^3} \sum_{k=1}^n k(2k+1) \\ &= \frac{1}{2n^3} \frac{n(n+1)(4n+5)}{6} = \frac{(n+1)(4n+5)}{12n^2} \end{aligned}$$

Према томе,

$$\rho_{Z, W_n} = \frac{EZW_n - EZEW_n}{\sqrt{DZDW_n}} = \frac{\frac{(n+1)(4n+5)}{12n^2} - \frac{1}{2} \frac{n+1}{2n}}{\sqrt{\frac{1}{12} \frac{n^2-1}{12n^2}}} = \frac{(n+1)(n+5)}{n\sqrt{n^2-1}}.$$

4. (а) Маргинална расподела случајне величине X је дата са

$$f_X(x) = \int_0^1 f(x, y) dy = \int_0^x \frac{3}{2} x dy + \int_x^1 \frac{3}{2} y dy = \frac{3}{2} \left(x^2 + \frac{y^2}{2} \Big|_x^1\right) = \frac{3}{4}(x^2 + 1),$$

тј.

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{3}{4}(x^2 + 1), & x \in (0, 1) \\ 0, & \text{иначе.} \end{cases}$$

(б) Одредимо условну функцију расподеле случајне величине Y при услову $X < \frac{1}{2}$. Важи да је

$$P\{Y \leq y | X < \frac{1}{2}\} = \frac{P\{Y \leq y, X < \frac{1}{2}\}}{P\{X < \frac{1}{2}\}}.$$

Имамо да је

$$P\{X < \frac{1}{2}\} = \int_0^{\frac{1}{2}} f_X(x) dx = \int_0^1 \frac{3}{4}(x^2 + 1) dx = \left(\frac{x^3}{4} + \frac{3}{4}x \right) \Big|_0^{\frac{1}{2}} = \frac{13}{32}.$$

Сада разликујемо два случаја.

- за $y \in (\frac{1}{2}, 1)$ имамо да је

$$\begin{aligned} P\{Y \leq y, X < \frac{1}{2}\} &= \int_0^{\frac{1}{2}} dx \int_0^x \frac{3}{2} x dv + \int_0^{\frac{1}{2}} dx \int_x^y \frac{3}{2} v dv = \frac{3}{2} \int_0^{\frac{1}{2}} x^2 dx + \frac{3}{2} \int_0^{\frac{1}{2}} \frac{v^2}{2} \Big|_x^y dx \\ &= \frac{1}{2} x^3 \Big|_0^{\frac{1}{2}} + \frac{3}{4} \int_0^{\frac{1}{2}} (y^2 - x^2) dx = \frac{1}{16} + \frac{3}{4} \left(y^2 x - \frac{x^3}{3} \right) \Big|_0^{\frac{1}{2}} \\ &= \frac{3}{8} y^2 + \frac{1}{32}, \end{aligned}$$

- за $y \in (0, \frac{1}{2})$ имамо да је

$$\begin{aligned} P\{Y \leq y, X < \frac{1}{2}\} &= \int_0^y dv \int_0^v \frac{3}{2} v dx + \int_0^y dv \int_v^{\frac{1}{2}} \frac{3}{2} x dx = \int_0^y \frac{3}{2} v^2 dv + \int_0^y \frac{3}{4} \left(\frac{1}{4} - v^2 \right) dv \\ &= \frac{1}{2} y^3 + \frac{3}{16} y - \frac{1}{4} y^3 = \frac{y^3}{4} + \frac{3y}{16}. \end{aligned}$$

Одавде следи да је

$$P\{Y \leq y | X < \frac{1}{2}\} = \begin{cases} \frac{8y^3+6y}{13}, & y \in (0, \frac{1}{2}) \\ \frac{12y^2+1}{13}, & y \in (\frac{1}{2}, 1). \end{cases}$$

Коначно, за условну густину расподеле случајне величине Y при услову $X < \frac{1}{2}$ важи да је

$$f_{Y|X < \frac{1}{2}}(y) = \begin{cases} \frac{24y^2+6}{13}, & y \in (0, \frac{1}{2}) \\ \frac{24y}{13}, & y \in (\frac{1}{2}, 1) \\ 0, & \text{иначе.} \end{cases}$$