

FAKULTETA ZA MATEMATIKO IN FIZIKO

ODDELEK ZA MATEMATIKO

VERJETNOST

PISNI IZPIT

14. JUNIJ 2024

NAVODILA

Pazljivo preberite besedilo naloge, preden se lotite reševanja. Nalog je 6, 5 rešenih nalog pa je že 100%. Na razpolago imate 165 minut.

Naloga	a.	b.	c.	d.	Skupaj
1.			•	•	
2.			•	•	
3.			•	•	
4.			•	•	
5.			•	•	
6.			•	•	
Skupaj	•	•	•	•	

1. (20) Štirim igralcem razdelimo vsakemu po 13 kart z dobro premešanega kupa 52 standardnih kart. Med 52 kartami so štirje asi.

a. (10) Kolikšna je verjetnost, da bo vsaj en igralec imel vsaj dva asa?

Rešitev: nasprotni dogodek je, da ima vsak igralec natanko enega asa. Njegovo verjetnost lahko izračunamo tako, da za izide vzamemo vse možne razporeditve asov v kupu, pri čemer vrhnjim 13 kart dobi prvi igralec, nadaljnjih 13 drugi in tako naprej. Iskana verjetnost je enaka

$$1 - \frac{13^4}{\binom{52}{4}} \doteq 0,895.$$

b. (10) Recimo, da ima res vsaj en igralec vsaj dva asa. Kolikšna je pogojna verjetnost, da ima prvi igralec natanko enega asa?

Rešitev: označimo z V dogodek, da ima vsaj en igralec vsaj enega asa, z A_1 pa dogodek, da ima prvi igralec natanko enega asa. Velja

$$P(A_1 | V) = \frac{P(A_1 \cap V)}{P(V)} = \frac{P(A_1) P(V | A_1)}{P(V)}.$$

Pogojno verjetnost dogodka V glede na A_1 dobimo na enak način kot brezpogojno, le da gledamo razporeditve preostalih treh asov med 39 kart, ki jih dobijo preostali igralci. Torej je

$$P(V | A_1) = 1 - \frac{13^3}{\binom{39}{3}}$$

in končno

$$P(A_1 | V) = \frac{\frac{13 \cdot \binom{39}{3}}{\binom{52}{4}} \left(1 - \frac{13^3}{\binom{39}{3}}\right)}{1 - \frac{13^4}{\binom{52}{4}}} = \frac{13 \cdot \binom{39}{3} - 13^4}{\binom{52}{4} - 13^4} \doteq 0,373.$$

2. (20) Standardni kup 52 kart, v katerem so štirje asi, dobro premešamo in štirim igralcem razdelimo po 13 kart. Za $i = 1, 2, 3, 4$ naj bo X_i število asov, ki jih ima i -ti igralec.

a. (10) Poiščite porazdelitev vektorja (X_1, X_2, X_3, X_4) .

Rešitev: možni nabori vrednosti slučajnega vektorja so četverice (k_1, k_2, k_3, k_4) s $k_i \geq 0$ in $\sum_{i=1}^4 k_i = 4$. Takim četvericam bomo rekli legitimne. Če za izide vzamemo vse možne razporeditve štirih asov v kupu, pri čemer vrhnjih 13 kart dobi prvi igralec, nadaljnjih 13 drugi in tako naprej, za vsako legitimno četverico (k_1, k_2, k_3, k_4) dobimo

$$P(X_1 = k_1, X_2 = k_2, X_3 = k_3, X_4 = k_4) = \frac{\binom{13}{k_1} \binom{13}{k_2} \binom{13}{k_3} \binom{13}{k_4}}{\binom{52}{4}}.$$

b. (10) Za $i \neq j$ izračunajte $\text{cov}(X_i, X_j)$.

Rešitev:

Prvi način.

Definirajmo

$$I_m = \begin{cases} 1 & \text{če je } m\text{-ti as pri igralcu } i; \\ 0 & \text{sicer} \end{cases}$$

in

$$J_n = \begin{cases} 1 & \text{če je } n\text{-ti as pri igralcu } j; \\ 0 & \text{sicer.} \end{cases}$$

Tako je $X_i = \sum_{m=1}^4 I_m$ in $X_j = \sum_{n=1}^4 J_n$. Zaradi simetrije je

$$P(I_n = 1) = P(J_n = 1) = E(I_n) = E(J_n) = \frac{1}{4}$$

in po linearnosti pričakovane vrednosti je $E(X_i) = E(X_j) = 1$. Prav tako po linearnosti je

$$E(X_i X_j) = \sum_{m=1}^4 \sum_{n=1}^4 E(I_m J_n) = \sum_{m=1}^4 \sum_{n=1}^4 P(I_m = 1, J_n = 1).$$

Očitno je $I_n J_n = 0$, za $m \neq n$ pa velja

$$P(I_m = 1, J_n = 1) = \frac{13^2}{52 \cdot 51}.$$

Seštejemo in dobimo

$$E(X_i X_j) = 12 \cdot \frac{13^2}{52 \cdot 51} = \frac{13}{17}.$$

Končno je

$$\text{cov}(X_i, X_j) = E(X_i X_j) - E(X_i) E(X_j) = -\frac{4}{17}.$$

Drugi način.

Začnemo tako kot pri prvem načinu – naj bodo I_m in J_n kot prej. Ker je $I_n J_n = 0$, je

$$\text{cov}(I_n, J_n) = -\frac{1}{16},$$

za $n \neq m$ pa je

$$\text{cov}(I_m, J_n) = \frac{13^2}{52 \cdot 51} - \frac{1}{16} = \frac{52}{816} - \frac{51}{816} = \frac{1}{816}.$$

Sledi

$$\begin{aligned} \text{cov}(X_i, X_j) &= \text{cov}\left(\sum_{m=1}^4 I_m, \sum_{n=1}^4 J_n\right) \\ &= 4 \text{cov}(I_1, J_1) + 12 \text{cov}(I_1, J_2) \\ &= -\frac{1}{4} + \frac{1}{68} \\ &= -\frac{4}{17}. \end{aligned}$$

Tretji način.

Karte i tega in j -tega igralca so naključni vzorec 26 kart izmed vseh kart, zato je $X_i + X_j \sim \text{HiperGeom}(26, 4, 52)$. Sledi

$$\text{var}(X_1 + X_2) = 26 \cdot \frac{4}{52} \cdot \frac{48}{52} \cdot \frac{52 - 26}{52 - 1}.$$

Podobno je $X_i \sim \text{HiperGeom}(13, 4, 52)$, kar pomeni

$$\text{var}(X_i) = 13 \cdot \frac{4}{52} \cdot \frac{48}{52} \cdot \frac{52 - 13}{52 - 1}.$$

Velja

$$\begin{aligned} \text{cov}(X_i, X_j) &= \frac{1}{2} (\text{var}(X_i + X_j) - \text{var}(X_i) - \text{var}(X_j)) \\ &= \frac{1}{2} \left(\frac{16}{17} - \frac{24}{17} \right) \\ &= -\frac{4}{17}. \end{aligned}$$

Četrty način.

Ker je $X_1 + X_2 + X_3 + X_4 = 4$, je

$$\text{cov}(X_1, X_1 + X_2 + X_3 + X_4) = 0.$$

Zaradi simetrije so vse kovariance enake, z uporabo bilinearosti pa sledi

$$\text{cov}(X_i, X_j) = -\text{var}(X_1).$$

Vemo, da je $X_1 \sim \text{HiperGeom}(13, 4, 52)$, torej je

$$\text{cov}(X_i, X_j) = -13 \cdot \frac{4}{52} \cdot \frac{48}{52} \cdot \frac{52 - 13}{52 - 1} = -\frac{4}{17}.$$

3. (20) Naj bosta X in Y neodvisni z $X \sim \Gamma(a+b, \lambda)$ in $Y \sim \text{Beta}(a, b)$. Definirajte

$$Z = XY \quad \text{in} \quad W = X(1 - Y).$$

a. (10) Najdite gostoto slučajne spremenljivke Z .

Rešitev:

Prvi način.

Poiščimo najprej gostoto vektorja (X, Z) . Preslikava

$$\Phi(x, y) = (x, xy)$$

preslika $(0, \infty) \times (0, 1)$ bijektivno na območje $\{(x, z): x > 0, 0 < z < x\}$. Njen inverz

$$\Phi^{-1}(x, z) = \left(x, \frac{z}{x}\right)$$

je parcialno zvezno odvedljiv in velja $J_{\Phi^{-1}}(x, z) = 1/x$. Za $x > 0$ in $0 < y < x$ dobimo

$$f_{X,Z}(x, z) = \frac{\lambda^{a+b}}{\Gamma(a+b)} x^{a+b-1} e^{-\lambda x} \cdot \frac{1}{\text{B}(a, b)} (z/x)^{a-1} (1 - z/x)^{b-1} \cdot \frac{1}{x},$$

drugje pa lahko postavimo $f_{X,Z}(x, z) = 0$.

Gostota Z je robna gostota $f_{X,Z}(x, z)$. Za $z > 0$ izračunamo

$$\begin{aligned} f_Z(z) &= \frac{\lambda^{a+b}}{\Gamma(a+b) \text{B}(a, b)} z^{a-1} \int_z^\infty (x-z)^{b-1} e^{-\lambda x} dx \\ &= \frac{\lambda^{a+b}}{\Gamma(a+b) \text{B}(a, b)} z^{a-1} \int_0^\infty u^{b-1} e^{-\lambda(z+u)} du \\ &= \frac{\lambda^{a+b}}{\Gamma(a+b) \text{B}(a, b)} z^{a-1} e^{-\lambda z} \int_0^\infty u^{b-1} e^{-\lambda u} du, \end{aligned}$$

drugje pa lahko postavimo $f_Z(z) = 0$. Opazimo, da je gostota sorazmerna z $z^{a-1} e^{-\lambda z}$, torej gre za porazdelitev $\Gamma(a, \lambda)$. Vse konstante se zmnožijo v $\lambda^a / \Gamma(a)$.

Drugi način.

Poiščimo najprej gostoto vektorja (Z, W) . Preslikava

$$\Phi(x, y) = (xy, x(1-y)).$$

preslika območje $(0, \infty) \times (0, 1)$ bijektivno na $(0, \infty)^2$ in njen inverz

$$\Phi^{-1}(z, w) = \left(z + w, \frac{z}{z + w}\right)$$

je parcialno zvezno odvedljiv. Velja

$$J_{\Phi^{-1}}(y, w) = -\frac{1}{z+w}.$$

Transformacijska formula nam za $z, w > 0$ da

$$\begin{aligned} f_{Z,W}(z, w) &= f_X(z+w) f_Y\left(\frac{z}{z+w}\right) \cdot \frac{1}{z+w} \\ &= \frac{\lambda^{a+b}}{\Gamma(a+b)} (z+w)^{a+b-1} e^{-\lambda(z+w)} \\ &\quad \times \frac{1}{B(a,b)} \left(\frac{z}{z+w}\right)^{a-1} \left(1 - \frac{z}{z+w}\right)^{b-1} \frac{1}{z+w} \\ &= \frac{\lambda^{a+b}}{\Gamma(a+b) B(a,b)} z^{a-1} e^{-\lambda z} w^{b-1} e^{-\lambda w}, \end{aligned}$$

drugje pa lahko postavimo $f_{Z,W}(z, w) = 0$. Dobljena gostota je produkt funkcije samo spremenljivke z in funkcije samo spremenljivke w . Ta dva faktorja sta do multiplikativne konstante natančno gostoti slučajnih spremenljivk Z in W . Od tod razberemo, da je $Z \sim \Gamma(a, \lambda)$, poleg tega pa še, da je $W \sim \Gamma(b, \lambda)$, da sta Z in W neodvisni in končno še znana zveza $B(a, b) = \frac{\Gamma(a)\Gamma(b)}{\Gamma(a+b)}$.

- b. (10) Sta slučajni spremenljivki Z in W neodvisni?

Rešitev: da sta neodvisni, smo dokazali v drugem načinu rešitve prejšnje točke.

4. (20) Naj bo Π slučajna permutacija n elementov. Za dano permutacijo π je torej $P(\Pi = \pi) = \frac{1}{n!}$. Par (i, j) z $1 \leq i < j \leq n$ imenujemo inverzijo permutacije π , če velja $\pi(i) > \pi(j)$. Naj bo S_n število vseh inverzij slučajne permutacije Π .

a. (10) Za $2 \leq j \leq n$ definirajte slučajne spremenljivke

$$X_j = \sum_{i=1}^{j-1} I_{ij},$$

kjer so indikatorji I_{ij} definirani kot

$$I_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{če je } \Pi(i) > \Pi(j) \\ 0 & \text{sicer.} \end{cases}$$

Pokažite, da so spremenljivke X_2, \dots, X_n med sabo neodvisne, in najdite njihove porazdelitve. Pokažite, da je $S_n = X_2 + \dots + X_n$.

Rešitev: naj bodo k_1, k_2, \dots, k_n nenegativna cela števila s $k_j < j$; tako n -terico bomo imenovali legitimna. Opazimo, da je $k_1 = 0$. Nadalje, induktivno opazimo, da, če poznamo velikostne odnose med števili $\Pi(1), \Pi(2), \dots, \Pi(j-1)$, obstaja natanko en velikostni odnos med števili $\Pi(1), \Pi(2), \dots, \Pi(j)$, pri katerem je $X_j = k_j$. To pa pomeni, da obstaja natanko ena permutacija Π , za katero je $X_1 = k_1, X_2 = k_2, \dots, X_n = k_n$. Ta zveza torej predstavlja bijektivno korespondenco med permutacijami n elementov in legitimnimi n -tericami. Torej za vsako legitimno n -terico (k_1, k_2, \dots, k_n) velja

$$P(X_1 = k_1, X_2 = k_2, \dots, X_n = k_n) = \frac{1}{n!}.$$

Ker so vse verjetnosti enake, množica legitimnih n -teric pa je kartezijski produkt n množic, so X_1, X_2, \dots, X_n neodvisne, porazdelitev posamezne slučajne spremenljivke X_j pa je enakomerna na množici $\{1, 2, \dots, j\}$. Enakost $S_n = X_2 + \dots + X_n$ je preštevanje v nekoliko drugačnem vrstnem redu.

b. (10) Izračunajte $E(S_n)$ in $\text{var}(S_n)$.

Rešitev: iz prvega dela sledi, da je

$$E(X_j) = \frac{j-1}{2}$$

in

$$\text{var}(X_j) = \frac{j^2-1}{12}.$$

Sledi

$$E(S_n) = \frac{n(n-1)}{4}$$

in

$$\text{var}(S_n) = \frac{n(-5 + 3n + 2n^2)}{72}.$$

5. (20) Predpostavite, da za zaporedje slučajnih spremenljivk X_1, X_2, \dots velja

$$E(s^{X_{n+1}} \mid X_n = k) = \left(\frac{1+s}{2}\right)^k \cdot e^{-\frac{\lambda}{2}(1-s)}$$

za $n \geq 1$ in $\lambda > 0$. Označite z $G_n(s)$ rodovno funkcijo slučajne spremenljivke X_n .

a. (10) Naj bo $X_1 \sim \text{Po}(\lambda)$. Navedite porazdelitve slučajnih spremenljivk X_2, X_3, \dots

Rešitev: po formuli za popolno pričakovano vrednost je

$$\begin{aligned} G_{n+1}(s) &= \sum_{k=0}^{\infty} E(s^{X_{n+1}} \mid X_n = k) P(X_n = k) \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{1+s}{2}\right)^k \cdot e^{-\frac{\lambda}{2}(1-s)} P(X_n = k) \\ &= e^{-\frac{\lambda}{2}(1-s)} \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{1+s}{2}\right)^k P(X_n = k) \\ &= e^{-\frac{\lambda}{2}(1-s)} G_n\left(\frac{1+s}{2}\right). \end{aligned}$$

Iz predpostavke o porazdelitvi slučajne spremenljivke X_1 sledi, da je

$$G_2(s) = e^{-\frac{\lambda}{2}(1-s)} G_1\left(\frac{1+s}{2}\right) = e^{-\lambda(1-s)}.$$

Po indukciji je $X_n \sim \text{Po}(\lambda)$ za vse $n \geq 1$.

b. (10) Predpostavite, da je $X_1 \sim \text{Po}(\mu)$, kjer je lahko μ različen od λ . Navedite porazdelitve slučajnih spremenljivk X_n za vse $n \geq 1$.

Rešitev: vemo, da je

$$G_1(s) = e^{-\mu(1-s)}.$$

Z uporabo rekurzije iz prvega dela po vrsti izračunamo:

$$\begin{aligned} G_2(s) &= e^{-\frac{\lambda+\mu}{2}(1-s)} \\ G_3(s) &= e^{-[\lambda(\frac{1}{2}+\frac{1}{4})+\frac{\mu}{4}]} \\ G_4(s) &= \dots, \end{aligned}$$

nakar uganemo, da je $X_n \sim \text{Po}(\lambda_n)$, kjer je

$$\lambda_n = \frac{\mu}{2^{n-1}} + \lambda \sum_{k=1}^{n-1} \frac{1}{2^k} = \lambda + \frac{\mu - \lambda}{2^{n-1}}.$$

Za slednjo enakost je dovolj preveriti, da velja rekurzivna zveza iz prvega dela.

6. (20) V televizijskem kvizu voditelj tekmovalcu postavlja vprašanja. Za vsak pravilen odgovor tekmovalec dobi točko. Tekmovalec izpade, ko napačno odgovori na dve zaporedni vprašanji.

Privzemite, da tekmovalec na vprašanja odgovarja pravilno z verjetnostjo $p \in (0, 1)$, neodvisno od pravilnosti odgovorov na ostala vprašanja. Naj bo X število vprašanj, ki jih bo dobil tekmovalec, Y pa število točk, ki jih bo dosegel.

a. (10) Definirajte

$$H_1 = \{\text{tekmovalec odgovori pravilno na prvo vprašanje}\},$$

$$H_2 = \{\text{tekmovalec odgovori nepravilno na prvo in pravilno na drugo vprašanje}\},$$

$$H_3 = \{\text{tekmovalec odgovori nepravilno na prvi dve vprašanji}\}.$$

Za $i = 1, 2, 3$ izrazite $E(X | H_i)$, $E(Y | H_i)$ in $E(XY | H_i)$ z $E(X)$, $E(Y)$ in $E(XY)$.

Rešitev: če tekmovalec odgovori pravilno na prvo vprašanje, se zaradi neodvisnosti zgodba začne na novo. Pogojna porazdelitev slučajne spremenljivke X glede na H_1 se torej ujema z brezpogojno porazdelitvijo slučajne spremenljivke $X + 1$, pogojna porazdelitev slučajne spremenljivke Y glede na H_1 pa se ujema z brezpogojno porazdelitvijo slučajne spremenljivke $Y + 1$. Sledi

$$E(X | H_1) = E(X + 1) = E(X) + 1,$$

$$E(Y | H_1) = E(Y + 1) = E(Y) + 1,$$

$$E(XY | H_1) = E((X + 1)(Y + 1)) = E(XY) + E(X) + E(Y) + 1.$$

Podobno dobimo pogojno pričakovano vrednost glede na H_2 , le da moramo X povečati za 2, Y pa za 1. Torej je

$$E(X | H_2) = E(X + 2) = E(X) + 2,$$

$$E(Y | H_2) = E(Y + 1) = E(Y) + 1,$$

$$E(XY | H_2) = E(XY) + E(X) + 2E(Y) + 2.$$

Končno je očitno

$$E(X | H_3) = 2, \quad E(Y | H_3) = 0, \quad E(XY | H_3) = 0.$$

b. (10) Izračunajte $\text{cov}(X, Y)$.

Rešitev: dogodki H_1 , H_2 in H_3 tvorijo popoln sistem dogodkov (particijo verjetnostnega prostora). Če vpeljemo $q = 1 - p$, iz prvega dela naloge in formule za popolno pričakovano vrednost dobimo

$$\begin{aligned} E(X) &= P(H_1) E(X | H_1) + P(H_2) E(X | H_2) + P(H_3) E(X | H_3) \\ &= (1 - q)(E(X) + 1) + q(1 - q)(E(X) + 2) + 2q^2. \end{aligned}$$

Rešimo enačbo in dobimo

$$E(X) = \frac{1+q}{q^2}.$$

Podobno dobimo tudi

$$\begin{aligned} E(Y) &= (1-q)(E(Y)+1) + q(1-q)(E(Y)+1), \\ E(Y) &= \frac{1-q^2}{q^2} \end{aligned}$$

in

$$\begin{aligned} E(XY) &= (1-q)(E(XY) + E(X) + E(Y) + 1) \\ &\quad + q(1-q)(E(XY) + E(X) + 2E(Y) + 2) \\ &= (1-q) \left[(1+q)E(XY) + (1+q)E(X) + (1+2q)E(Y) + 1 + 2q \right] \\ &= (1-q^2)E(XY) + \frac{(1-q)(2+4q+q^2)}{q^2}, \\ E(XY) &= \frac{(1-q)(2+4q+q^2)}{q^4}. \end{aligned}$$

Sledi

$$\text{cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = \frac{(1-q)(1+2q)}{q^4} = \frac{p(3-2p)}{(1-p)^4}.$$