

IME IN PRIIMEK: _____

VPISNA ŠT:

--	--	--	--	--	--	--	--	--	--

FAKULTETA ZA MATEMATIKO IN FIZIKO

ODDELEK ZA MATEMATIKO

VERJETNOST

PISNI IZPIT

26. JANUAR 2023

NAVODILA

Pazljivo preberite besedilo naloge, preden se lotite reševanja. Nalog je 6, 5 rešenih nalog pa je že 100%. Na razpolago imate 2 uri.

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

1. (20) Vržemo tri kovance. Privzemimo, da so meti med seboj neodvisni, verjetnosti, da pade grb, pa niso nujno enake. Naj bo A dogodek, da se na prvem kovancu pojavi grb, B pa dogodek, da se grb pojavi na natanko dveh kovancih.

- a. (10) Recimo, da so vsi trije kovanci pošteni, da je torej verjetnost za grb za vse kovance enaka $p = 1/2$. Sta dogodka A in B neodvisna?

Rešitev: glej rešitev za b.

- b. (10) Recimo, da je prvi kovanec pošten, druga dva pa ne: na vsakem od njiju se grb pojavi z verjetnostjo $p \neq 1/2$. Pri katerih p sta A in B neodvisna?

Rešitev: velja:

$$\begin{aligned} P(A) &= \frac{1}{2} \\ P(B) &= p(1-p) + \frac{1}{2}p^2 = p - \frac{1}{2}p^2 \\ P(A \cap B) &= p(1-p) \end{aligned}$$

Če naj bosta dogodka A in B neodvisna, mora veljati $P(A \cap B) = P(A)P(B)$, torej:

$$\begin{aligned} p - p^2 &= \frac{1}{2}p - \frac{1}{4}p^2 \\ \frac{3}{4}p^2 - \frac{1}{2}p &= 0 \\ p(3p - 2) &= 0 \end{aligned}$$

Dogodka sta torej neodvisna le pri $p = 0$ in $p = \frac{2}{3}$.

2. (20) Zakoncema Lovru in Sanji začne piskati pečica. Lovro ustavlja piskanje po lihih, Sanja pa po sodih piskih. Vsakič, ko število piskov doseže sodo število, Sanja ustavi piskanje z verjetnostjo $1/3$. Lovro pa vsakič, ko število piskov doseže število $2k - 1$, ustavi piskanje z verjetnostjo $1/(k + 3)$. Privzamemo, da zakonca pečico ustavljata neodvisno. Naj bo X število piskov.

a. (10) Za vse $n = 1, 2, 3, \dots$ izračunajte $P(X > n)$.

Rešitev: dogodek $\{X > n\}$ pomeni, da do vključno n -tega piska pečice ni ustavil nobeden od zakoncev. Če je $n = 2k - 1$ lih, je

$$P(X > n) = \frac{3}{4} \cdot \frac{2}{3} \cdot \frac{4}{5} \cdot \frac{2}{3} \cdots \frac{k+1}{k+2} \cdot \frac{2}{3} \cdot \frac{k+2}{k+3} = \frac{3}{k+3} \left(\frac{2}{3}\right)^{k-1},$$

če je $n = 2k$ sod, pa je

$$P(X > n) = \frac{3}{k+3} \left(\frac{2}{3}\right)^k.$$

b. (10) Izračunajte $E(X)$.

Pomoč: za $-1 < x \leq 1$ velja $\ln(1+x) = x - \frac{x^2}{2} + \frac{x^3}{3} - \frac{x^4}{4} + \dots$

Rešitev: iz

$$X = 1 + \sum_{n=1}^{\infty} \mathbf{1}(X > n)$$

dobimo

$$\begin{aligned} E(X) &= 1 + \sum_{n=1}^{\infty} P(X > n) \\ &= 1 + \sum_{k=1}^{\infty} P(X > 2k-1) + \sum_{k=1}^{\infty} P(X > 2k) \\ &= 1 + \left(1 + \frac{2}{3}\right) \sum_{k=1}^{\infty} \frac{3}{k+3} \left(\frac{2}{3}\right)^{k-1} \\ &= 1 + 5 \sum_{j=4}^{\infty} \frac{1}{j} \left(\frac{2}{3}\right)^{j-4} \\ &= 1 + \frac{405}{16} \sum_{j=4}^{\infty} \frac{1}{j} \left(\frac{2}{3}\right)^j \\ &= 1 + \frac{405}{16} \left[\sum_{j=1}^{\infty} \frac{1}{j} \left(\frac{2}{3}\right)^j - \frac{2}{3} - \frac{2}{9} - \frac{8}{81} \right] \\ &= \frac{405}{16} \ln 3 - 24 \\ &\doteq 3,81. \end{aligned}$$

3. (20) Naj bodo X , Y in Z neodvisne standardne normalne slučajne spremenljivke.

a. (10) Izračunajte gostoto slučajne spremenljivke $W = \sqrt{(X - Y)^2 + 2Z^2}$.

Namig: za slučajno spremenljivko T , ki je porazdeljena normalno $N(0, \sigma^2)$, velja

$$T^2 \sim \Gamma\left(\frac{1}{2}, \frac{1}{2\sigma^2}\right).$$

Rešitev: razlika $X - Y$ je neodvisna od $Z\sqrt{2}$. Obe slučajni spremenljivki sta porazdeljeni normalno $N(0, 2)$, torej sta njuna kvadrata neodvisna in imata porazdelitev $\Gamma\left(\frac{1}{2}, \frac{1}{4}\right)$. Njuna vsota $S := (X - Y)^2 + 2Z^2$ pa ima porazdelitev $\Gamma\left(1, \frac{1}{4}\right) = \exp\left(-\frac{1}{4}S\right)$. Porazdelitev zelene slučajne spremenljivke $W = \sqrt{S}$ lahko dobimo po transformacijski formuli: za $w > 0$ velja

$$f_W(w) = 2w f_S(w^2) = \frac{w}{2} e^{-\frac{w^2}{4}},$$

medtem ko lahko za $w \leq 0$ postavimo $f_W(w) = 0$. To pa lahko dobimo tudi iz kumulativne porazdelitvene funkcije: za $w \geq 0$ velja

$$F_W(w) = P(W \leq w) = P(S \leq w^2) = 1 - e^{-\frac{w^2}{4}}$$

in z odvajanjem za $w > 0$ dobimo natančno gostoto f_W .

b. (5) Pokažite, da so $X + Y$, $X - Y$ in Z neodvisne.

Rešitev: pokažimo najprej neodvisnost slučajnih spremenljivk $Q := X + Y$ in $R := X - Y$. Preslikava

$$\Phi(x, y) := (x + y, x - y)$$

bijektivno preslika ravnino \mathbb{R}^2 samo vase, je parcialno zvezno odvedljiva in ima inverz

$$\Phi^{-1}(q, r) = \left(\frac{q+r}{2}, \frac{q-r}{2}\right),$$

ki je prav tako parcialno zvezno odvedljiv z $J_{\Phi^{-1}} = \frac{1}{2}$. Slučajni vektor (Q, R) je torej porazdeljen zvezno z gostoto

$$f_{Q,R}(q, r) = \frac{1}{2} f_X\left(\frac{q+r}{2}\right) f_Y\left(\frac{q-r}{2}\right) = \frac{1}{4\pi} e^{-\frac{q^2+r^2}{4}} = \frac{1}{4\pi} e^{-\frac{q^2}{4}} e^{-\frac{r^2}{4}},$$

iz katere je razvidno, da sta Q in R neodvisni.

Ker so slučajne spremenljivke X , Y in Z neodvisne, je Z neodvisna od para (X, Y) , potem pa je neodvisna tudi od para $(X + Y, X - Y) = (Q, R)$. Sledi, da so $X + Y$, $X - Y$ in Z res neodvisne.

c. (5) Naj bo

$$U = \frac{X + Y + \sqrt{(X - Y)^2 + 2Z^2}}{2} \quad \text{in} \quad V = \frac{X + Y - \sqrt{(X - Y)^2 + 2Z^2}}{2}.$$

Izračunajte gostoto slučajnega vektorja (U, V) . Pri tem eksplicitno navedite, kje je gostota različna od nič.

Rešitev: velja $(U, V) = \Phi^{-1}(Q, W)$ in lahko privzamemo, da je $W > 0$. Preslikava Φ^{-1} množico $\{(q, w) ; q \in \mathbb{R}, w > 0\}$ bijektivno preslika na množico $\{(u, v) ; u, v \in \mathbb{R}, v > 0\}$. Izven slednje množice je torej gostota $f_{U,V}$ enaka nič, za $u > v$ pa z uporabo neodvisnosti iz prejšnje točke po transformacijski formuli dobimo

$$f_{U,V}(u, v) = 2 f_Q(u + v) f_W(u - v) = \frac{u - v}{2\sqrt{\pi}} e^{-\frac{u^2 + v^2}{2}}.$$

4. (20) Naj bo σ permutacija množice $\{1, 2, \dots, n\}$. Za element $k \geq 2$ pravimo, da je točka dviga permutacije σ , če je $\sigma(k-1) < \sigma(k)$. Privzemimo zdaj, da permutacijo izberemo povsem naključno, torej da so vse možne permutacije enako verjetne. Naj bo X število točk dviga te slučajne permutacije.

a. (10) Izračunajte $E(X)$.

Rešitev: za $k = 2, 3, \dots, n$ definiramo

$$I_k = \begin{cases} 1 & \text{če je } k \text{ točka dviga} \\ 0 & \text{sicer.} \end{cases}$$

Velja $X = I_2 + \dots + I_n$.

Naj bodo $k_1, k_2, \dots, k_r \in \{1, 2, \dots, n\}$ različni indeksi. Slučajno permutacijo σ lahko dobimo tudi tako, da najprej določimo vrstni red slik $\sigma(k_1), \dots, \sigma(k_r)$, nakar mednje vrinemo $\sigma(k)$ za preostale indekse k . Pri vseh možnih vrstnih redih izbranih slik lahko preostale vrinemo na enako mnogo načinov, zato so vsi možni vrstni redi enako verjetni. Med drugim to pomeni tudi, da sta dogodka $\{\sigma(k-1) < \sigma(k)\}$ in $\{\sigma(k-1) > \sigma(k)\}$ enako verjetna. Verjetnost, da je k točka dviga, je torej enaka $\frac{1}{2}$ in sledi

$$E(X) = \frac{n-1}{2}.$$

b. (10) Izračunajte $\text{var}(X)$.

Rešitev: nastavimo

$$\text{var}(X) = \sum_{k=2}^n \sum_{l=2}^n \text{cov}(I_k, I_l),$$

nakar ločimo tri primere:

- (i) Če je $k = l$, je $\text{cov}(I_k, I_l) = \text{var}(I_k) = \frac{1}{4}$.
- (ii) Če je $l = k + 1$, najprej izračunamo verjetnost dogodka $\{I_k = 1, I_{k+1} = 1\}$, ki je ekvivalenten dogodku $\{\sigma(k-1) < \sigma(k) < \sigma(k+1)\}$. Iz sklepanja v rešitvi prejšnje točke dobimo, da je verjetnost tega dogodka enaka $\frac{1}{6}$, torej je $\text{cov}(I_k, I_{k+1}) = \frac{1}{6} - \frac{1}{4} = -\frac{1}{12}$. Enako velja tudi za $k = l + 1$.
- (iii) Če je $|k - l| > 1$, pa si lahko predstavljamo, da najprej določimo, katera izmed slik $\sigma(k-1)$ in $\sigma(k)$ bo večja ter katera izmed slik $\sigma(l-1)$ in $\sigma(l)$ bo večja. Ne glede na izbiro imamo nato $\binom{4}{2} = 6$ možnosti za vrstni red slik $\sigma(k-1)$, $\sigma(k)$, $\sigma(l-1)$ in $\sigma(l)$, nakar lahko mednje na $5 \cdot 6 \cdot \dots \cdot n$ načinov vrinemo preostale slike, spet ne glede na izbiro. Dobimo, da so vse štiri možne kombinacije, katera izmed slik $\sigma(k-1)$ in $\sigma(k)$ oziroma $\sigma(l-1)$ in $\sigma(l)$ bo večja, enako verjetne. Sledi, da sta dogodka $\{I_k = 1\}$ in $\{I_l = 1\}$ neodvisna, z njima pa tudi slučajni spremenljivki I_k in I_l . Torej je $\text{cov}(I_k, I_l) = 0$.

Seštejemo in dobimo

$$\text{var}(X) = \frac{n-1}{4} - \frac{2(n-2)}{12} = \frac{n+1}{12}.$$

5. (20) Naj bo $\alpha, \beta > 0$. Za porazdelitev slučajne spremenljivke N , dano s

$$P(N = k) = \frac{(\alpha)_k \beta^\alpha}{k! \cdot (1 + \beta)^{\alpha+k}}$$

za $k = 0, 1, 2, \dots$, je

$$G_N(s) = \left(\frac{\beta}{1 + \beta - s} \right)^\alpha.$$

Pri tem je $(\alpha)_k$ Pochhammerjev simbol, definiran z $(\alpha)_0 = 1$ in $(\alpha)_k = \alpha(\alpha + 1) \cdots (\alpha + k - 1)$. Naj bodo I_1, I_2, \dots enako porazdeljene slučajne spremenljivke z $I_1 \sim \text{Bernoulli}(p)$, ki so neodvisne tako med seboj kot tudi od N .

a. (10) Izračunajte porazdelitev slučajne vsote $X = I_1 + I_2 + \cdots + I_N$: za vse $k = 0, 1, 2, \dots$ izračunajte $P(X = k)$.

Rešitev: po formuli je

$$G_X(s) = G_N(G_{I_1}(s)).$$

Vstavimo $G_{I_1}(s) = 1 - p + ps$ in dobimo

$$G_X(s) = \left(\frac{\beta}{1 + \beta - 1 + p - ps} \right)^\alpha.$$

Izraz nekoliko predelamo v

$$G_X(s) = \left(\frac{\beta/p}{1 + \beta/p - s} \right)^\alpha.$$

Za $k = 0, 1, 2, \dots$ je torej

$$P(X = k) = \frac{(\alpha)_k (\beta/p)^\alpha}{k! \cdot (1 + \beta/p)^{\alpha+k}} = \frac{(\alpha)_k \beta^\alpha p^k}{k! \cdot (p + \beta)^{\alpha+k}}.$$

Celotna izpeljava je sicer veljavna le za $p > 0$, a ob dogovoru $0^0 = 1$ je zadnja oblika pravilna tudi za $p = 0$.

b. (10) Izračunajte $\text{var}(X)$.

Rešitev: vemo, da je

$$\text{var}(X) = G_X''(1) + G_X'(1) - (G_X'(1))^2.$$

Računamo

$$G_X'(s) = \alpha(\beta/p)^\alpha \left(\frac{1}{1 + \beta/p - s} \right)^{\alpha+1}$$

in

$$G_X''(s) = \alpha(\alpha + 1)(\beta/p)^\alpha \left(\frac{1}{1 + \beta/p - s} \right)^{\alpha+2}.$$

Vstavimo $s = 1$ in dobimo

$$G_X'(1) = \frac{\alpha p}{\beta} \quad \text{in} \quad G_X''(1) = \frac{\alpha(\alpha + 1)p^2}{\beta^2}.$$

Sledi

$$\text{var}(X) = \frac{\alpha(\alpha + 1)p^2}{\beta^2} + \frac{\alpha p}{\beta} - \frac{\alpha^2 p^2}{\beta^2}.$$

Poenostavimo in dobimo

$$\text{var}(X) = \frac{\alpha p}{\beta} \left(\frac{p}{\beta} + 1 \right).$$

Celotna izpeljava je sicer spet veljavna le za $p > 0$, a rezultat velja tudi za $p = 0$.

6. (20) Privzemimo, da r kroglic razmestimo v n škatel, tako da škatle med seboj ločimo, kroglic pa ne, kot postulira *Bose–Einsteinova porazdelitev* iz statistične fizike. Z drugimi besedami, naključno izbiramo nabor n števil (k_1, k_2, \dots, k_n) , za katerega je $k_i \geq 0$ za $i = 1, 2, \dots, n$ in $k_1 + k_2 + \dots + k_n = r$; k_i predstavlja število kroglic v i -ti škatli. Vsak nabor izberemo z isto verjetnostjo

$$\frac{1}{\binom{n+r-1}{n-1}}.$$

a. (15) Za $k = 0, 1, 2, \dots, r$ naj bo N_k slučajno število škatel, v katerih je natanko k kroglic. Za vse možne nabore (n_0, \dots, n_r) izračunajte

$$P(N_0 = n_0, \dots, N_r = n_r).$$

Kateri pa so možni nabori?

Rešitev: Možni nabori so tisti, pri katerih je:

- $n_0, n_1, \dots, n_r \in \{0, 1, 2, \dots, n\}$;
- $n_0 + n_1 + \dots + n_r = n$;
- $n_1 + 2n_2 + \dots + rn_r = r$.

Števila kroglic v posameznih škatlah si lahko predstavljamo kot njihove oznake, torej je ekvivalentno reči, da med škatle razporedimo $r + 1$ oznak, in sicer n_0 oznak 0, n_1 oznak 1 itd. Število razporeditev oznak s takimi zastopanostmi je

$$\frac{n!}{n_0! n_1! \dots n_r!},$$

torej je:

$$\begin{aligned} P(N_0 = n_0, \dots, N_r = n_r) &= \frac{1}{\binom{n+r-1}{n-1}} \frac{n!}{n_0! n_1! \dots n_r!} \\ &= \frac{r! (n-1)! n!}{(n-r+1)! n_0! n_1! \dots n_r!}. \end{aligned}$$

b. (5) Izračunajte porazdelitev slučajnega vektorja (N_1, \dots, N_r) .

Rešitev: Opazimo, da je z vrednostjo slučajnega vektorja (N_1, \dots, N_r) določena tudi slučajna spremenljivka N_0 , saj je $N_0 + N_1 + \dots + N_r = n$. Tako iz prejšnje točke dobimo

$$P(N_1 = n_1, \dots, N_r = n_r) = \frac{r! (n-1)! n!}{(n-r+1)! (n-n_1-n_2-\dots-n_r)! n_1! n_2! \dots n_r!},$$

če je $n_1, n_2, \dots, n_r \in \{0, 1, 2, \dots\}$, $n_1 + n_2 + \dots + n_r \leq n$ in $n_1 + 2n_2 + \dots + rn_r = r$; sicer je $P(N_1 = n_1, \dots, N_r = n_r) = 0$.