

IME IN PRIIMEK: \_\_\_\_\_

VPIŠNA ŠT: [ ]

FAKULTETA ZA MATEMATIKO IN FIZIKO

ODDELEK ZA MATEMATIKO

VERJETNOST

PISNI IZPIT

27. JANUAR 2021

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) V pralnem stroju se opere  $n$  različnih parov nogavic. Iz stroja poberemo naključno podmnožico nogavic (lahko tudi prazno), tako da je vsaka od  $2^{2n}$  podmnožic enako verjetna.

- a. (10) Kolikšna je verjetnost, da lahko pobrane nogavice razvrstimo v pare? Za prazno množico velja, da jih lahko.

*Rešitev:* Prešeteti moramo vse množice, pri katerih lahko ustrezne nogavice razvrstimo v pare. Teh pa je toliko kot podmnožic  $n$ -elementne množice, torej  $2^n$ . Iskana verjetnost je torej enaka  $2^{-n}$ .

- b. (10) Recimo, da smo pobrane nogavice lahko razvrstili v pare. Kolikšna je pogojna verjetnost, da smo iz stroja potegnili vse nogavice?

*Rešitev:* Izmed  $2^n$  možnih izbir, pri katerih lahko nogavice razporedimo v pare, je natanko ena taka, pri kateri smo iz stroja potegnili vse nogavice. Iskana pogojna verjetnost je tako spet enaka  $2^{-n}$ .

**2.** (20) Na krožnici s polmerom  $r = 1$  izberemo naključno točko. V jeziku verjetnosti to pomeni, da je  $U \sim U(0, 2\pi)$  in je izbrana točka  $(\cos U, \sin U)$ . Naj bo  $X$  oddaljenost izbrane točke od točke  $(-1, 0)$ ,  $T$  pa kot med abscisno osjo in daljico, ki povezuje izbrano točko in točko  $(-1, 0)$ . Kot je negativen, če je izbrana točka v tretjem ali četrtem kvadrantu.

a. (10) Najdite gostoto slučajne spremenljivke  $X$ .

*Rešitev:* Prvi način. *Velja*

$$X = \sqrt{(\cos U + 1)^2 + \sin^2 U} = \sqrt{2 + 2 \cos U} = 2 \sqrt{\cos^2 \frac{U}{2}} = 2 \left| \cos \frac{U}{2} \right|.$$

Sledi, da slučajna spremenljivka  $X$  zavzame vrednosti na intervalu  $[0, 2]$ . Upoštevajoč, da  $U/2$  zavzame vrednosti na intervalu  $[0, \pi]$ , za  $x \in [0, 2]$  izračunamo

$$\begin{aligned} P(X \leq x) &= P\left(\left|\cos \frac{U}{2}\right| \leq \frac{x}{2}\right) \\ &= P\left(2 \arccos \frac{x}{2} \leq U \leq 2\pi - 2 \arccos \frac{x}{2}\right) \\ &= \frac{2\pi - 2 \arccos \frac{x}{2}}{2\pi} \\ &= 1 - \frac{2}{\pi} \arccos \frac{x}{2}. \end{aligned}$$

Z odvajanjem sledi

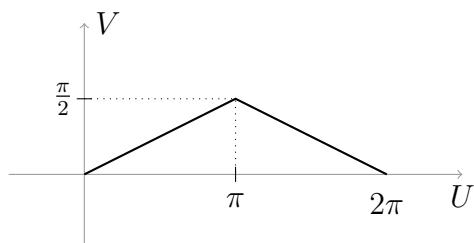
$$f_X(x) = \frac{2}{\pi \sqrt{4 - x^2}}.$$

Drugi način. Tako kot pri prvem načinu opazimo, da je  $X = 2|\cos \frac{U}{2}|$ . Toda transformacijske formule ne moremo neposredno uporabiti, ker funkcija  $g(u) := 2|\cos \frac{u}{2}|$  na intervalu  $(0, 2\pi)$  ni bijektivna.

Pač pa opazimo, da je tudi  $X = 2 \cos V$ , kjer je:

$$V = \begin{cases} U/2 & ; 0 < U \leq \pi/2 \\ \pi - U/2 & ; \pi/2 < U \leq \pi. \end{cases}$$

Odvisnost med  $U$  in  $V$  lahko prikažemo na naslednjem grafu:



Za  $0 \leq v \leq \frac{\pi}{2}$  velja

$$P(V \leq v) = P(0 \leq U \leq 2v) + P(2\pi - 2v \leq U \leq 2\pi) = \frac{2v}{\pi},$$

torej je  $V \sim U(0, \frac{\pi}{2})$ . Še drugače,  $V$  je porazdeljena zvezno z gostoto  $f_V$ , ki je na intervalu  $(0, \frac{\pi}{2})$  enaka  $\frac{2}{\pi}$ , drugje pa nič.

Funkcija  $h(v) = 2 \cos v$  pa zdaj bijektivno preslika interval  $(0, \frac{\pi}{2})$  na interval  $(0, 1)$  in njen inverz  $h^{-1}(x) = \arccos \frac{x}{2}$  je zvezno odvedljiv z odvodom

$$(h^{-1})'(x) = -\frac{1}{\sqrt{4-x^2}}.$$

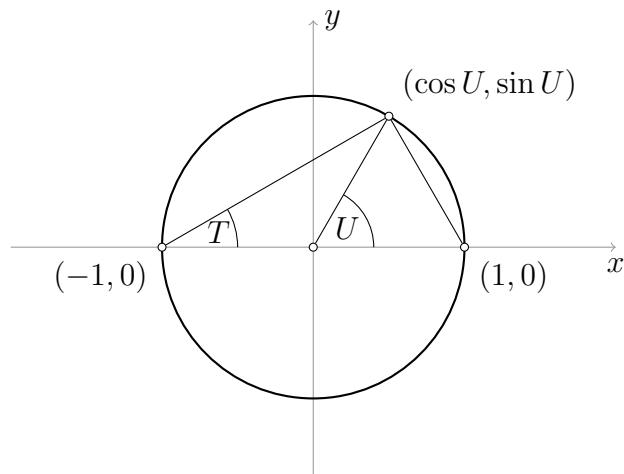
Po transformacijski formuli je za  $0 < x < 2$  torej

$$f_X(x) = f_V\left(\arccos \frac{x}{2}\right) \cdot \frac{1}{\sqrt{4-x^2}} = \frac{2}{\pi \sqrt{4-x^2}},$$

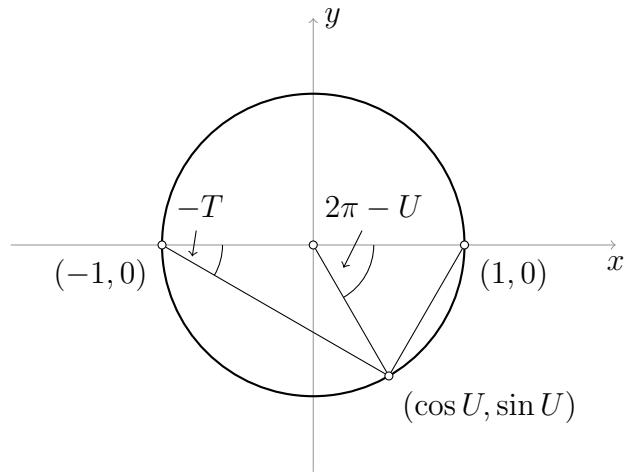
kar je isto kot pri prvem načinu.

- b. (10) Najdite gostoto kota  $T$ .

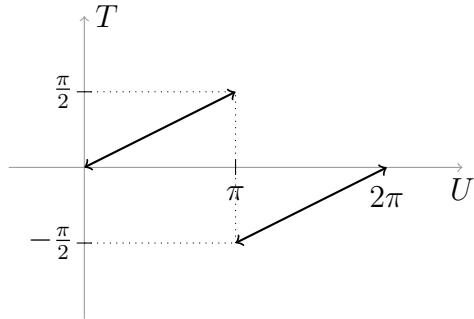
Rešitev: Uporabimo izrek o obodnem in središčnem kotu. Za  $0 < U < \pi$  dobimo naslednjo sliko:



iz katere po izreku dobimo  $T = \frac{U}{2}$ . Za  $-\pi < U < 0$  pa dobimo naslednjo sliko:



iz katere po izreku dobimo  $T = \frac{U}{2} - \pi$ . Odvisnost med  $U$  in  $T$  lahko tako prikažemo na naslednjem grafu:



Strogo gledano kot  $T$  ni dobro definiran, če izberemo točko  $(-1, 0)$ , torej če je  $U = \pi$ . Toda ker je  $U$  porazdeljena zvezno, lahko ta primer izločimo. Za  $-\frac{\pi}{2} < T < 0$  velja

$$P(T \leq t) = P(\pi < U < 2(t + \pi)) = \frac{2t + \pi}{2\pi},$$

za  $0 < T < \frac{\pi}{2}$  pa velja

$$P(T \leq t) = P(U < 2t) + P(\pi < U < 2\pi) = \frac{2t + \pi}{2\pi}.$$

V obeh primerih (in tudi za  $t = \pi$ ) je  $P(T \leq t) = \frac{t + \frac{\pi}{2}}{\pi}$ , torej je  $T \sim U\left(-\frac{\pi}{2}, \frac{\pi}{2}\right)$ .

3. (20) Slučajni spremenljivki  $X$  in  $Y$  naj bosta neodvisni z

$$X \sim \Gamma(a, 1) \quad \text{in} \quad Y \sim \Gamma\left(a + \frac{1}{2}, 1\right).$$

- a. (10) Izračunajte gostoto slučajnega para  $(X, 2\sqrt{XY})$ .

*Rešitev:* Definirajmo

$$(U, V) = \Phi(X, Y) = (X, 2\sqrt{XY}).$$

Velja

$$\Phi^{-1}(u, v) = \left(u, \frac{v^2}{4u}\right)$$

in

$$J_{\Phi^{-1}}(u, v) = \frac{v}{2u}.$$

Po transformacijski formuli za  $u, v > 0$  velja

$$\begin{aligned} f_{U,V}(u, v) &= \frac{1}{\Gamma(a)\Gamma\left(a + \frac{1}{2}\right)} u^{a-1} (v^2/4u)^{a-1/2} e^{-u-v^2/(4u)} \cdot \frac{v}{2u} \\ &= \frac{1}{\Gamma(a)\Gamma\left(a + \frac{1}{2}\right)} \frac{v^{2a}}{2^{2a}u^{3/2}} e^{-u-v^2/(4u)}, \end{aligned}$$

sicer pa lahko postavimo  $f_{U,V}(u, v) = 0$ .

- b. (10) Najdite gostoto slučajne spremenljivke  $V = 2\sqrt{XY}$  in jo poimenujte. Kot znano privzemite, da za  $\alpha, \beta > 0$  velja

$$\int_0^\infty \frac{1}{s^{3/2}} e^{-\alpha s - \frac{\beta}{s}} ds = \sqrt{\frac{\pi}{\beta}} e^{-2\sqrt{\alpha\beta}}.$$

*Rešitev:* Gostota  $V$  je robna gostota para iz prvega dela. Za  $v > 0$  izračunamo

$$\begin{aligned} f_V(v) &= \frac{v^{2a}}{2^{2a}\Gamma(a)\Gamma\left(a + \frac{1}{2}\right)} \int_0^\infty \frac{1}{u^{3/2}} e^{-u-v^2/(4u)} du \\ &= \frac{v^{2a}}{2^{2a-1}\Gamma(a)\Gamma\left(a + \frac{1}{2}\right)} \cdot \sqrt{\frac{\pi}{v^2}} e^{-v} \\ &= \frac{1}{\Gamma(2a)} v^{2a-1} e^{-v}, \end{aligned}$$

medtem ko lahko za  $v \leq 0$  postavimo  $f_V(v) = 0$ .

V zadnji vrsti smo upoštevali, da rezultat mora biti gostota: razpoznali smo namreč gostoto porazdelitve  $\Gamma(2a, 1)$ , zato vemo, kakšna mora biti konstanta.

**Opomba:** iz zgornjega izhaja Legendrova podvojitevna formula za gama funkcijo:

$$\Gamma(2a) = \frac{1}{\sqrt{\pi}} 2^{2a-1} \Gamma(a) \Gamma\left(a + \frac{1}{2}\right).$$

4. (20) Naj bo  $n \geq 3$  in  $\Pi$  slučajna permutacija množice  $\{1, 2, \dots, n\}$ , pri čemer velja  $\Pi(1) \neq 1$ ; vse možne take permutacije so enako verjetne.

- a. (10) Dokažite, da slučajni spremenljivki  $\Pi(i)$  in  $\Pi(j)$  nista neodvisni za nobena indeksa  $i$  in  $j$ .

*Rešitev:* Neodvisnost zagotovo ne velja za  $i = j$ , saj sta tedaj  $\Pi(i)$  in  $\Pi(j)$  enaki, obenem pa nista konstantni. Naj bo  $i \neq j$ . Tedaj je za poljuben  $k = 2, 3, \dots, n$  dogodek  $\{\Pi(i) = \Pi(j) = k\}$  nemogoč, medtem ko sta dogodka  $\{\Pi(i) = k\}$  in  $\{\Pi(j) = k\}$  oba mogoča (s strogo pozitivno verjetnostjo). Tako sta  $\Pi(i)$  in  $\Pi(j)$  spet odvisni.

- b. (10) Za katere pare  $(i, j)$  sta slučajni spremenljivki  $\Pi(i)$  in  $\Pi^{-1}(j)$  neodvisni?

*Rešitev:* Če indeksa  $i$  in  $j$  nista oba enaka 1, sta slučajni spremenljivki  $\Pi(i)$  in  $\Pi^{-1}(j)$  prav tako odvisni, saj sta dogodka  $\{\Pi(i) = j\}$  in  $\{\Pi^{-1}(j) = i\}$  enaka in imata verjetnost strogo med 0 in 1, torej sta odvisna.

Naj bo zdaj še  $i = j = 1$ . Oglejmo si dogodka  $A_k := \{\Pi(1) = k\}$  in  $B_l := \{\Pi^{-1}(1) = l\} = \{\Pi(l) = 1\}$ . Ta dva dogodka sta mogoča natanko tedaj, ko je  $k, l \in \{2, 3, \dots, n\}$ . Lahko si predstavljam, da permutacijo  $\Pi$  generiramo tako, da najprej izberemo  $\Pi(1)$ , za kar imamo  $n - 1$  možnosti. Nato izberemo  $\Pi(l)$ , za kar spet imamo  $n - 1$  možnosti ne glede na izbiro  $\Pi(1)$ . Za preostanek permutacije imamo  $(n - 2)!$  možnosti ne glede na izbiro  $\Pi(1)$  in  $\Pi(l)$ . Tako dobimo  $P(A_k) = P(B_l) = \frac{1}{n-1}$  in  $P(A_k \cap B_l) = \frac{1}{(n-1)^2}$ , kar pomeni, da sta dogodka  $A_k$  in  $B_l$  neodvisna za vse  $k, l \in \{2, 3, \dots, n\}$ , z njima pa sta neodvisni tudi slučajni spremenljivki  $\Pi(1)$  in  $\Pi^{-1}(1)$ .

5. (20) Naj bosta  $X$  in  $Y$  neodvisni nenegativni celoštevilski enako porazdeljeni slučajni spremenljivki. Za vsak  $n \geq 0$  in vse  $k = 0, 1, \dots, n$  naj velja

$$P(X = k | X + Y = n) = \frac{1}{n+1}.$$

- a. (10) Pokažite, da za  $|s| < 1$  velja

$$(1-s) G_X(s) = \int_s^1 G_X^2(u) du.$$

*Namig:* opazite, da je

$$\frac{1-s^{n+1}}{n+1} = \int_s^1 u^n du$$

in zamenjajte vrstni red seštevanja in integriranja.

*Rešitev:* Označimo  $W = X + Y$  in pogojne verjetnosti sestavimo v pogojno rodovno funkcijo:

$$E(s^X | W = n) = \frac{1}{n+1} \sum_{k=0}^n s^k = \frac{1-s^{n+1}}{(n+1)(1-s)},$$

nakar po formuli za popolno pričakovano vrednost izrazimo brezpogojno rodovno funkcijo:

$$\begin{aligned} G_X(s) &= E(s^X) \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} P(W = n) E(s^X | W = n) \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} P(W = n) \frac{1}{n+1} \frac{1-s^{n+1}}{1-s} \\ &= \frac{1}{1-s} \sum_{n=0}^{\infty} P(W = n) \int_s^1 u^n du \\ &= \frac{1}{1-s} \int_s^1 \sum_{n=0}^{\infty} P(W = n) u^n du \\ &= \frac{1}{1-s} \int_s^1 G_W(u) du. \end{aligned}$$

Zgornja neskončna vrsta absolutno konvergira, ker je dominirana s  $P(W = n)$ . Upoštevamo še  $G_W = G_X^2$ .

- b. (10) Ob predpostavki, da je  $E(X) = 1$ , navedite porazdelitev slučajne spremenljivke  $X$ .

*Namig:* odvajajte ob strani enačbe iz prvega dela in rešite diferencialno enačbo.

*Rešitev:* Po odvajanju integralske enačbe iz prejšnje točke dobimo

$$(1-s) G'_X(s) - G_X(s) = -G_X^2(s).$$

Označimo  $y = G_X(s)$ , odvod izrazimo z diferenciali, ločimo spremenljivki in dobimo

$$\frac{ds}{1-s} = \frac{dy}{y-y^2}.$$

Primer, ko je  $y = 0$  ali  $y = 1$ , moramo obravnavati posebej, toda iz eksistenčnega izreka sledi, da, brž ko za določen  $s \neq 1$  velja  $y = 0$  ali  $y = 1$ , mora biti  $y$  ves čas enak 0 ali ves čas enak 1. Prvo ni rodovna funkcija, drugo pa je rodovna funkcija konstante 0, kar je v nasprotju s predpostavko, da je  $E(X) = 1$ . Z deljenjem torej nismo izgubili želene rešitve.

Rodovno funkcijo je dovolj dobiti na nekem neizrojenem intervalu. Vzemimo  $0 < s < 1$ . Tedaj je  $y > 0$ . Integriramo in dobimo

$$\log \frac{y}{1-y} = -\log(1-s) + C$$

oziroma

$$\frac{y}{1-y} = \frac{e^C}{1-s}$$

oziroma

$$y = G_X(s) = \frac{e^C}{1+e^C-s}.$$

Velja

$$G'_X(s) = \frac{e^C}{(1+e^C-s)^2},$$

torej

$$E(X) = \lim_{s \uparrow 1} G'_X(s) = e^{-C}.$$

Sledi  $C = 0$  in

$$G_X(s) = \frac{1}{2-s} = \frac{1}{2} + \frac{s}{2^2} + \frac{s^2}{2^3} + \dots,$$

torej

$$P(X = k) = 2^{-k-1}; \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

6. (20) Naj bodo  $X_1, X_2, \dots$  med sabo neodvisne, enako porazdeljene slučajne spremenljivke s  $P(X_i = j) = \frac{1}{m}$  za  $j = 1, 2, \dots, m$ . Definirajte

$$L_k = \text{card}\{X_1, \dots, X_k\}.$$

- a. (10) S pogojevanjem najdite zvezo med  $E(L_{k-1})$  in  $E(L_k)$  in izračunajte  $E(L_k)$ .

*Rešitev:* Velja

$$P(L_k = i+1 | L_{k-1} = i) = \frac{m-i}{m} \quad \text{in} \quad P(L_k = i | L_{k-1} = i) = \frac{i}{m}$$

za  $i = 1, 2, \dots, m$ . Iz tega sledi

$$E(L_k | L_{k+1} = i) = (i+1) \cdot \frac{m-i}{m} + i \cdot \frac{i}{m} = 1 + i \left(1 - \frac{1}{m}\right).$$

Sledi

$$E(L_k) = 1 + \left(1 - \frac{1}{m}\right) E(L_{k-1}).$$

Velja  $E(L_1) = 1$  in po indukciji

$$E(L_k) = m \left(1 - \left(1 - \frac{1}{m}\right)^k\right).$$

- b. (10) Utemeljite, da je

$$E[m(m-1) - L_k(2m-1-L_k)] = \left(1 - \frac{2}{m}\right) E[m(m-1) - L_{k-1}(2m-1-L_{k-1})].$$

Izračunajte  $\text{var}(L_k)$ .

*Rešitev:* Uporabimo pogojno porazdelitev iz prvega dela naloge. Računamo

$$\begin{aligned} E[m(m-1) - L_k(2m-1-L_k) | L_{k-1} = i] \\ &= m(m-1) - (i+1)(2m-1-i-1) \cdot \frac{m-i}{m} - i(2m-1-i) \cdot \frac{i}{m} \\ &= (m(m-1) - i(2m-1-i)) \left(1 - \frac{2}{m}\right). \end{aligned}$$

Formula v besedilu naloge sledi po formuli za popolno pričakovano vrednost. Ker je  $E[m(m-1) - L_1(2m-1-L_1)] = (m-1)(m-2)$ , sledi

$$E[m(m-1) - L_k(2m-1-L_k)] = (m-1)(m-2) \left(1 - \frac{2}{m}\right)^{k-1}.$$

Končno je

$$\begin{aligned} \text{var}(L_k) &= (2m-1)E(L_k) - E[L_k(2m-1-L_k)] - (E(L_k))^2 \\ &= m(2m-1) \left[1 - \left(1 - \frac{1}{m}\right)^k\right] - (m-1)(m-2) \left[1 - \left(1 - \frac{2}{m}\right)^k\right] \\ &\quad - m^2 \left[1 - \left(1 - \frac{1}{m}\right)^k\right]^2. \end{aligned}$$