

Projektna naloga pri Statistiki

Jimmy Zakeršnik

17.7.2022

Povzetek

V tej projektni nalogi pri predmetu Statistika, bom obravnaval tri naloge po navodilih. Vsaka naloga bo obravnavana v svojem lastnem poglavju. Da bo se lažje sklicevati na njih, bo prva naloga poimenovana *Kibergrad*, druga *Shučajni sprehod* in tretja *Temperature*.

Kazalo

1	Kibergrad	4
1.1	Primerjava dohodkov med tipi družin prvega vzorca	4
1.2	Primerjava dohodkov družin tipa 1 v petih vzorcih	6
1.3	S tipom pojasnjena varianca populacije	8
2	Slučajni sprehod	9
2.1	Cenilka za θ po metodi največjega verjetja	10
2.2	Cenilka za θ po metodi momentov	11
2.3	Asimptotični <i>MSE</i> cenilk	11
2.3.1	MSE cenilke po metodi največjega verjetja	11
2.3.2	MSE cenilke po metodi momentov	12
2.4	Ševilska ocena prve cenilke	13
2.5	Številsko ocena druge cenilke	13
2.6	Histogram meritev in grafi gostot cenilk	13
3	Temperature	13
3.1	Preizkus modela <i>A</i> znotraj modela <i>B</i>	13
3.2	Akikakejeva informacija modelov	13

1 Kibergrad

Priložena datoteka *Kibergrad.csv*, ki vsebuje podatke o dani populaciji (prebivalci mesta Kibergrad), je bila odprta v programu LibreOffice Calc. S pomočjo vgrajenega orodja so nato, bili zbrani vzorci velikosti 500 po postopku enostavnega vzorčenja. V priloženi datoteki *Kibergradwork.ods* so na prvi strani izpisani vsi podatki ter vseh pet pridobljenih vzorcev, na drugi strani je posebej obravnavan prvi vzorec v smislu kvartilov in ekstremnih vrednosti, na tretji strani pa se na enak način obravnavajo vsi vzorci glede na dohodek družin tipa 1. Obe primerjavi sta dodatno podprti s pomočjo škatel z brki in na koncu sta izračunani še s tipi pojasnjena varianca in nepojasnjena varianca dohodkov. Pri tem je v veliko pomoč programski jezik R.

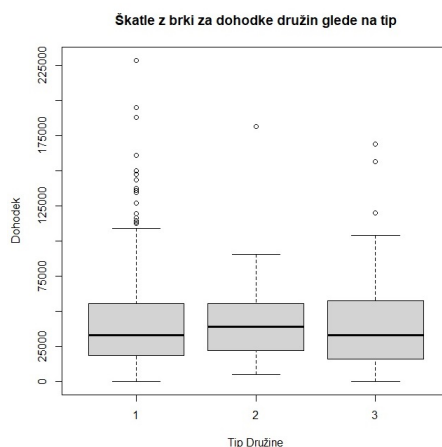
1.1 Primerjava dohodkov med tipi družin prvega vzorca

Poglejmo si najprej prvi vzorec in primerjajmo dohodke družin glede na tip družine. V delovnem okolju jezika **R** odpremo in poženemo skripto *Kibergrad_a.R*. Ob pogonu se v konzoli izpišejo vrednosti o dohodku, ki so navedene v spodnji tabeli.

	Tip 1	Tip 2	Tip 3
Max	228727	181696	168926
Q3	55360	54859	57631
Med	32975	38883	33310
Q1	18700	22011	16071
Min	0	5184	0

Tabela 1: Tabela vrednosti, ki so potrebne za risanje škatel z brki za vsak tip družine

Istočasno skripta izriše vzporedne škatle z brki, kot lahko vidimo na spodnji sliki, s pomočjo katerih lahko grafično primerjamo dohodke družin različnih tipov.



Slika 1: Vzporedno narisane škatle z brki tipov družin 1, 2 in 3

Škatle z brki nam ponudijo nekaj zanimivih ugotovitev. V minimalnih dohodkih ni velikih odstopanj, razen pri tipu 2, ki ima za razliko od ostalih pozitiven minimalen dohodek. Če ignoriramo ostale vzorce in tem rezultatom naivno verjamemo, so enostarševske družine z očetom (torej družine tipa 2) relativno bolj premožne od ostalih tipov. To domnevo podpira tudi opazka, da je povprečna vrednost tipa 2 višja kot povprečni vrednosti ostalih dveh tipov, kar lahko preberemo iz izpisa na konzoli.

Vrednosti so hkrati tudi dostopne v spodnji tabeli.

Tip	1	2	3
Povprečje	41655	46301	39931
SD	32974,23	39500,3	31069,71

Tabela 2: *Povprečne vrednosti in standardni odkloni dohodkov po tipih*

Če ne bi imeli že izračunanih povprečij, bi lahko še vedno sklepali o njihovih velikostih s pomočjo škatel z brki. Opazimo namreč, da se prvi kvartil nahaja na približno enaki višini z maksimalno razliko v okolici 6000 v prid družinam tipa 2, kar velja tudi za mediane. Šele pri tretjem kvartilu ostala dva tipa premagata tip 2, a tudi tu je največja razlika v rangi 4000. V tem primeru tipu 2 pomaga to, da ima izmed vseh tipov družin najmanjšo razdaljo med tretjim kvartilom in mediano, kar pomeni, da so vrednosti, ki pripadajo temu intervalu, bolj gosto porazdeljene.

Višje povprečje dohodka družin tipa 2 ni edino, kar izstopa pri škatlah z brki. Družine tipa 1 izstopajo v tem, da imajo, v primerjavi z ostalimi tipi, veliko število osamelcev (torej tistih vrednosti, ki so na sliki označene s krogi izven škatel).

Družine tipa 3 se odlikujejo po tem, da imajo najširši interkvartilni razmik. Za lažji pregled in primerjavo, so vsi interkvartilni razmiki navedeni v konzoli (po pogonu skripte) ter v tabeli spodaj:

Tip	1	2	3
IQR	36660	32848	41560

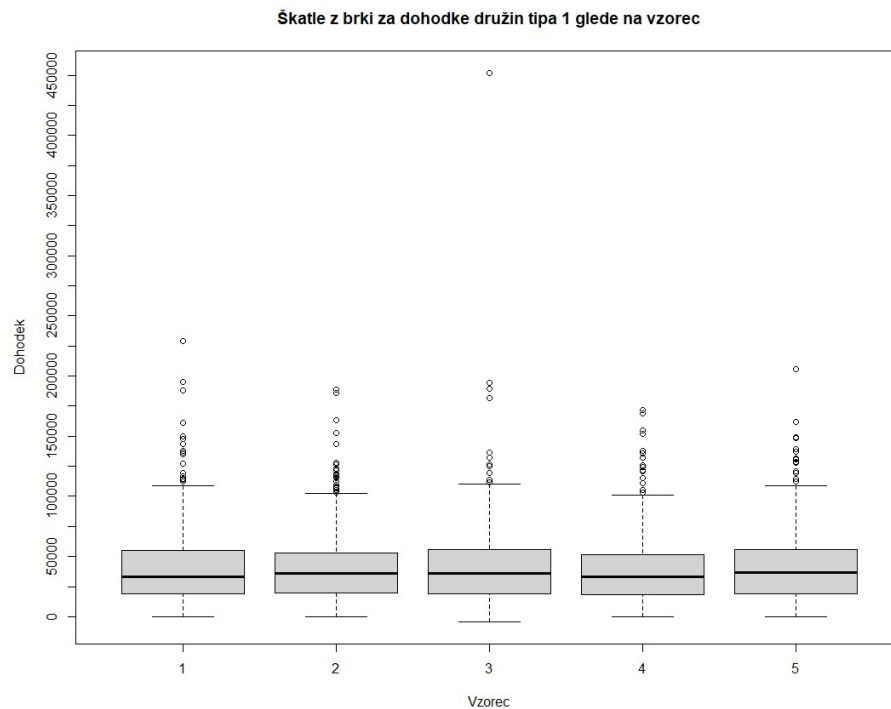
Tabela 3: *Interkvartilni razmiki dohodkov po tipih*

Družine tipa 2 so torej v povprečju bolj premožne od družin ostalih tipov in družine tipa 3 so v povprečju najmanj premožne. Vrednosti družin tipa 3 so hkrati tudi najbolj razpršene v »srednji polovici«, kar nam pove velikost interkvartilnega razmika. Družine tipa 1 se v obeh primerih nahajajo v sredini med družinami tipa 2 in 3. Hkrati imajo tudi razmeroma več osamelcev od ostalih tipov. V vsakem primeru nam rezultati namigujejo, da obstaja povezava med tipom družine in njenim dohodkom.

1.2 Primerjava dohodkov družin tipa 1 v petih vzorcih

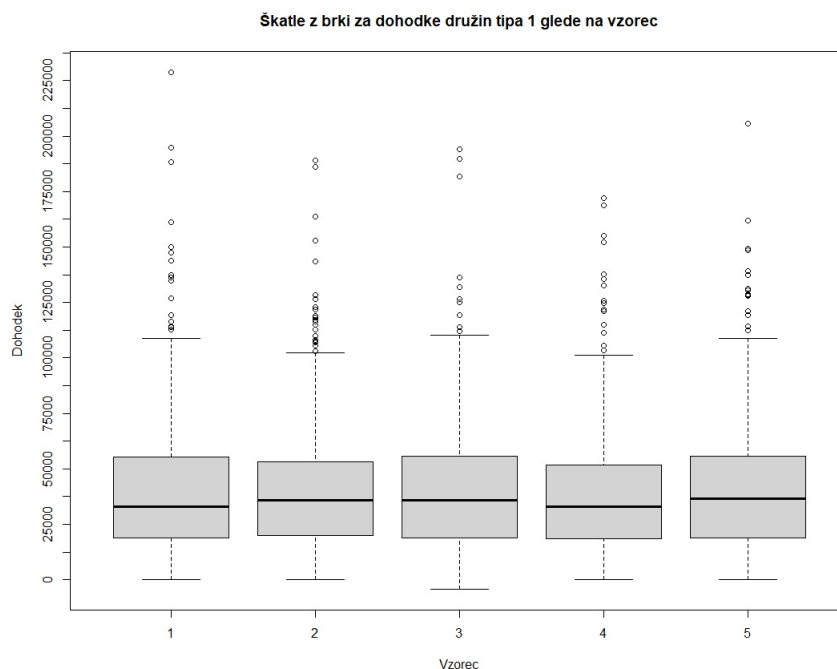
Da nadaljujemo analizo podatkov si oglejmo porazdelitev dohodkov družin nekega tipa preko 5 neodvisno izbranih vzorcev. Pri tem za prvega vzamemo kar vzorec, ki smo ga obravnavali v prejšnjem podpoglavju, ostale štiri pa pridobimo s pomočjo orodij v LibreOffice Calc. Vsi vzorci so posebej shranjeni v lastni datoteki tipa *.csv* z imeni tipa *KibergradVzorec#.csv*.

Da izrišemo škatle z brki, s pomočjo katerih bomo primerjali dohodke preko vzorcev, poženemo skripto *Kibergrad_b.R*. V njej najprej naložimo vzorce, nato vsakemu vzorcu dodamo stolpec vrednosti, ki nam pove kateremu vzorcu pripada dan podatek. Torej vzorcu 1 dodamo stolpec samih enk, vzorcu 2 stolpec samih dvojčk itd. Te tabele nato združimo v eno samo tabelo, iz nje prefiltriramo družine vseh tipov razen 1 in nato s pomočjo te nove tabele po enakem postopku kot v prejšnjem podpoglavju primerjamo dohodke družin glede na vzorec. Dobljene škatle z brki so prikazane spodaj.



Slika 2: Vzporedno narisane škatle z brki družin tipa 1 po vzorcih

Takoj opazimo, da je prikazan graf razpotegnjen, v glavnem na račun enega osamelca iz tretjega vzorca. Da dobimo bolj pregleden graf, odstranimo vse vrednosti, ki so večje od 250000 (v resnici je taka zgolj ena). Škatle z brki, ki jih dobimo po tem popravku in so prikazane spodaj, skripta samostojno izriše.



Slika 3: Popravljenе vzporedno narisane škatle z brki družin tipa 1 po vzorcih

Ker smo pri »popravku« zanemarili zgolj eno vrednost, nam to bistveno ne pokvari primerjave. Izoliran osamelec bi lahko na našo obravnavo vplival kvečjemu negativno. Zato bomo pri izračunu povprečja za vsak vzorec uporabili tabelo, ki tega osamelca ne vsebuje.

Vrednosti (kvartili, povprečja, maksimalna in minimalna vrednost, IQR), ki jih skripta izpiše v konzolo, so prikazane v spodnji tabeli:

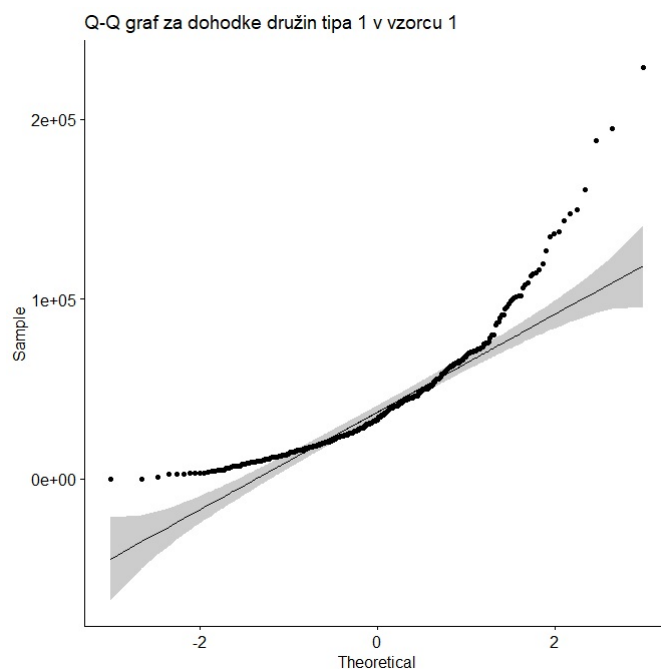
	Vzorec 1	Vzorec 2	Vzorec 3	Vzorec 4	Vzorec 5
Max	228727	188899	194230	171999	205712
Q3	55360	53121	55700	51700	55863
Med	32975	36000	35850	33006	36527
Q1	18700	20008	18800	18327	18668
Min	0	0	-4198	0	0
Povprečje	41655	41822	41337	39344	41697
SD	32974,23	31037,97	30517,25	29867,4	31099,04
IQR	36660	33113	36900	33373	37195

Tabela 4: Ekstremi, kvartili, povprečja, standardni odkloni in interkvartilni razmiki dohodkov družin tipa 1 po vzorcih

Sedaj, ko imamo narisane škatle z brki in zraven napisano tabelo, lahko komentiramo rezultate. V prvi vrsti opazimo, da so si povprečja dokaj blizu. Vsa povprečja razen povprečje četrtega vzorca se nahajajo v okolici 41500 ± 500 , povprečje vzorca 4 pa se od 41500 razlikuje za manj kot 2500. Če bi si izbrali še več vzorcev, bi se po vsej verjetnosti njihova povprečja tudi nahajala v neki

bližnji okolici 41500. Podobno obnašanje standardnih odklonov, ki se nabirajo v okolici 31000 ± 2000 nas privede do nepresenetljivega sklepa, da je dohodek družin tipa 1 porazdeljen po vzorcih, torej porazdelitev dohodka ni odvisna od vzorca. To potrjuje tudi relativna bližina kvartilov v tabeli (npr. tretji kvartil se zbira v okolici 53000 ± 3000).

Na tej točki bi želeli preveriti, ali je porazdelitev slučajno normalna. Tako test s primerjalnim kvartilnim grafikonom kot Shapiro-Wilkov test na vzorcu 1 nam poveta, da to ne drži. V primeru Shapiro-Wilkovega testa, dobimo vrednost $p < 2.2e-16 < 0.05$, torej porazdelitev ni normalna. To vidimo tudi na primerjanlen kvartilnem grafikonu spodaj. Enak sklep seveda velja tudi za ostale vzorce.



Slika 4: Primerjalni kvartilni grafikon dohodkov družin tipa 1 v vzorcu 1

Četudi dohodki niso porazdeljeni normalno, so še vedno razmeroma konsistentni preko obravnavanih vzorcev. To je v kontrastu z razlikami in odstopanji, ki smo jih opazili, ko smo v prvem vzorcu primerjali dohodke glede na tip družine. Ta kontrast dodatno potrjuje sklep, da tip družine netrivialno vpliva na dohodek družine.

1.3 S tipom pojasnjena varianca populacije

Na koncu prejšnjega podpoglavja smo prišli do sklepa, da ima tip družine netrivialen vpliv na dohodek družine. Če to drži ali ne, lahko preverimo z izračunom s tipom družine pojasnjene variance. Čim smo poračunali to, se lahko skličemo na zvezo med varianco in pojasnjeno ter nepojasnjeno varianco ($Celotna_varianca = Pojasnjena_varianca + Nepojasnjena_varianca$) in poračunamo še slednjo. Vsi računi in primerjave se prikažejo ob pogonu skripte *Kibergrad_c.R*.

Z n_i označimo število družin tipa i ter z N velikost naše populacije. Z X označimo dohodke družin, z Y pa slučajno spremenljivko tipov družin, ki ima porazdelitev $P(Y = i) = n_i/N$. Predpostavimo, da so dohodki tipov družin $X_i = X|_{Y=i}$ medseboj neodvisni. Predpostavko upravičimo z argumentom, da v splošnem dohodek soseda ne vpliva na naš dohodek. Pomnimo tudi, da je $E[X|Y]$ neka funkcija spremenljivke Y , recimo $\Phi(Y)$. Z \bar{X}_i še označimo pričakovano vrednost dohodka v družini tipa i , torej $\bar{X}_i = E[X|Y = i]$. S tipom pojasnjeno varianco potem izračunamo po formuli:

$$\begin{aligned} \text{Var}(E[X|Y]) &= \text{Var}(\Phi(Y)) = E[(\Phi(Y) - E[\Phi(Y)])^2] = \\ &= \sum_{i=1}^3 (\Phi(Y = i) - E[\Phi(Y)])^2 * P(Y = i) = \\ &= 1/N * \sum_{i=1}^3 n_i * (E[X|Y = i] - E[E[X|Y]])^2 = \\ &= 1/N * \sum_{i=1}^3 n_i * (\bar{X}_i - E[X])^2 = 1/N * \sum_{i=1}^3 n_i * (\bar{X}_i - \bar{X})^2 \end{aligned}$$

S pomočjo zgoraj pridobljene formule v *Kibergrad_c.R* poračunamo pojasnjeno varianco. Nepojasnjeno varianco nato poračunamo kot razliko populacijske variance in pojasnjene variance. Vrednosti skripta izpiše v konzolo, dostopne pa so tudi v spodnji tabeli.

Varianca	1026385670
Pojasnjena	113781162
Nepojasnjena	912604508
SD	32037,2544062437

Tabela 5: Populacijska, s tipi pojasnjena in nepojasnjena varianca

Opazimo, da je nepojasnjena varianca bistveno višja od pojasnjene variance. Če pogledamo delež, ki ga varianci zavzemata, nam s tipi družin pojasnjena varianca predstavlja le približno 11,09%. To nam pove, da je tip družine netrivialen faktor pri napovedi dohodka družine, ni pa glavni faktor. To se ujema s tem, kar smo razbrali v prejšnjih podpoglavjih. Že zgolj za družine tipa 1 v podpoglavju 1.2 je bil standardni odklon, torej koren variance, razmeroma visok v vsakem vzorcu. To se ujema s tem, da večino variance pridobimo od faktorjev, ki niso tip družine. Če bi tip družine bil odgovoren za večji delež celotne variance dohodkov, bi bila varianca znotaj tipov manjša.

2 Slučajni sprehod

Za začetek omenimo, da se podatki, ki so uporabljeni v tem delu naloge, vsebovani v datotekah *Kromatin_kratki.csv*, *Kromatin_srednji.csv* in *Kromatin_dolgi.csv*. Ti podatki so razdalje med pari zaporedij nukleotidov, ki so bile izmerjene v treh različnih eksperimentih. Spomnimo se tudi, da imajo te razdalje Rayleighovo

porazdelitev, ki je podana z gostoto

$$f(r|\theta) = \begin{cases} \frac{r}{\theta^2} \exp\left(-\frac{r^2}{2\theta^2}\right) ; & r > 0 \\ 0 ; & \text{sicer} \end{cases}$$

V prvih dveh podpoglavjih, torej 2.1 in 2.2, določili cenilke za θ po metodi največjega verjetja in po metodi momentov. Nato bomo za obe pridobljeni cenilki ugotovili, ali sta nepristranski oz. katera je vsaj asimptotično bolj nepristranska. Pri tem bomo uporabili izračun asimptotične srednje kvadratične napake oz. *MSE*. V preostalih delih bomo konkretno uporabili priložene datoteke z meritvami, najprej da določimo numerične ocene cenilk za vsak eksperiment (torej vsako datoteko) posebej. Za vse izračune bomo tudi ocenili standardno napako in rezultate grafično prikazali. Na koncu bomo pridobljeni gostoti primerjali s histogramom meritev.

2.1 Cenilka za θ po metodi največjega verjetja

Denimo, da imamo n medseboj neodvisnih in enako porazdeljenih spremenljivk X_i ; $i \in \{1, 2, \dots, n\}$, ki so vse porazdeljene z Rayleighovo porazdelitvijo 2. Verjetje definiramo s predpisom

$$L(\theta|x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n f_{X_i}(x_i|\theta) = \begin{cases} \prod_{i=1}^n \frac{x_i}{\theta^2} \exp\left(-\frac{x_i^2}{2\theta^2}\right) ; & x_1, \dots, x_n > 0 \\ 0 ; & \text{sicer} \end{cases}$$

Ker je lahko delo s tem produktom zahtevno, raje vse skupaj logaritmujemo in dobimo

$$l(\theta|x_1, \dots, x_n) = \sum_{i=1}^n \ln\left(\frac{x_i}{\theta^2}\right) - \frac{x_i^2}{2\theta^2} ; \text{ za } x_1, \dots, x_n > 0$$

Cenilka θ po metodi največjega verjetja je neka funkcija $h(X_1, \dots, X_n)$ pri kateri $L(\theta|x_1, \dots, x_n)$ doseže maksimum. Logaritmiranje L ohrani ta ekstrem v smislu, da če bo L dosegel svoj maksimum v θ , bo tam svoj maksimum dosegel tudi l in obratno.

Sedaj odvajamo l po θ in dobimo:

$$\frac{\partial l}{\partial \theta}(\theta|x_1, \dots, x_n) = \sum_{i=1}^n \left(\frac{-2 * \theta^2 * x_i}{\theta^3 * x_i} - \frac{-2 * x_i^2}{2 * \theta^3} \right) = \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i^2}{\theta^3} - \frac{2}{\theta} \right) = \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i^2}{\theta^3} \right) - \frac{2 * n}{\theta}$$

Da najdemo ekstrem moramo rešiti enačbo $\frac{\partial l}{\partial \theta}(\theta|x_1, \dots, x_n) = 0$. Ko vanjo vstavimo, kar smo ravnokar poračunali zgoraj, dobimo

$$\sum_{i=1}^n \frac{x_i^2}{\theta^3} = \frac{2 * n}{\theta}$$

oziroma

$$\sum_{i=1}^n x_i^2 = 2 * n * \theta^2$$

Ker v zapisu porazdelitve nastopa θ^2 , bi se lahko ustavili kar tukaj in bili zadovoljni s cenilko za θ^2 , ki jo brez težav izrazimo iz zgornje enakosti. Ker pa nas zanima cenilka za θ moramo izraženo cenilko za θ^2 še koreniti. Velja:

$$\theta = \pm \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{2 * n}}$$

Za cenilko θ po metodi največjega verjetja izberemo koren s pozitivnim predznakom. Cenilka θ po metodi največjega verjetja je torej $\hat{\theta} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n X_i^2}{2 * n}}$. Vrednost cenilke je odvisna od števila spremenljivk. Bolj primerna je torej oznaka

$$\hat{\theta}_n = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n X_i^2}{2 * n}}$$

2.2 Cenilka za θ po metodi momentov

Sedaj se obrnemo na metodo momentov. Denimo, da so X_1, \dots, X_n neodvisne enako porazdeljene slučajne spremenljivke. Da določimo cenilko za izbrane parametre po tej metodi, moramo najprej poračunati momente nizkih stopenj, torej $E[X^k]$, v odvisnosti od parametrov, ki jih želimo oceniti. Nato iz dobljenih enačb izrazimo parametre v odvisnosti od momentov. Cenilko za parametre dobimo tako, da v enačbi k -ti moment zamenjamo s povprečjem k -tih potenc $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k$. Ker v našem primeru skušamo oceniti samo en parameter, θ , načeloma zadošča če izračunamo samo prvi moment.

$$E[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x|\theta) dx = \int_0^{\infty} \frac{x^2}{\theta^2} e^{-\frac{x^2}{2\theta^2}} dx$$

Uvedemo novo spremenljivko $u = \frac{x^2}{2\theta^2}$; $du = \frac{x}{\theta^2} dx$, torej je $dx = \frac{\theta^2}{x} du$. Naš integral nato postane:

$$\int_0^{\infty} x e^{-u} du = \int_0^{\infty} \sqrt{2u\theta^2} e^{-u} du = \theta\sqrt{2} \int_0^{\infty} u^{\frac{1}{2}} e^{-u} du$$

V integralu prepoznamo obliko gama funkcije in hitro ugotovimo, da je integral enak $\Gamma(\frac{3}{2}) = \frac{1}{2}\sqrt{\pi}$.

Sledi, da je pričakovana vrednost Rayleighove porazdelitve s parametrom θ enaka $\sqrt{\frac{\pi}{2}}\theta$. Od tod izrazimo θ kot $\theta = \sqrt{\frac{2}{\pi}} E[X]$. Cenilka θ po metodi momentov je torej $\hat{\theta} = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \bar{X} = \frac{\sqrt{2}}{n\sqrt{\pi}} \sum_{i=1}^n X_i$. Tudi v tem primeru nam število spremenljivk vpliva na vrednost cenilke. Zato smo v resnici pridobili celo zaporedje cenilk $\hat{\theta}_n$, tako kot v prejšnjem podpoglavju.

2.3 Asimptotični MSE cenilk

Srednja kvadratična napaka cenilke definirana s formulo $MSE(\hat{\theta}|\theta) = E[(\hat{\theta} - \theta)^2]$. Da izračunamo asimptotično MSE , najprej za fiksno n poračunamo MSE , nato pa dobljeno limitiramo: $\lim_{n \rightarrow \infty} MSE(\hat{\theta}_n|\theta)$. Pri računanju nam tudi pomaga enakost $MSE(\hat{\theta}|\theta) = Var(\hat{\theta}) + Bias(\hat{\theta}|\theta)^2$. Pri tem se pristranskost oz »Bias« izračuna po formuli $Bias(\hat{\theta}|\theta) = E[\hat{\theta}] - \theta$.

2.3.1 MSE cenilke po metodi največjega verjetja

Začnimo s cenilko, ki smo jo pridobili po metodi največjega verjetja. Najprej za fiksno n poračunamo pristranskost. Pri tem nam pomaga informacija, da ima $Y = \sum_{i=1}^n X_i^2$ gama porazdelitev $\Gamma(n, \frac{1}{2\theta^2})$.

$$E[\hat{\theta}_n] = E\left[\frac{1}{\sqrt{2n}} \sqrt{Y}\right] = \frac{1}{\sqrt{2n}} E[\sqrt{Y}]$$

Poračunajmo sedaj $E[\sqrt{Y}]$.

$$E[\sqrt{Y}] = \int_0^\infty \sqrt{y} \frac{\left(\frac{1}{2\theta^2}\right)^n}{\Gamma(n)} y^{n-1} e^{-\frac{y}{2\theta^2}} dy = \int_0^\infty \left(\frac{y}{2\theta^2}\right)^n \frac{1}{\Gamma(n)\sqrt{y}} e^{-\frac{y}{2\theta^2}} dy$$

Vstavimo novo spremenljivko $u = \frac{y}{2\theta^2}$; $du = \frac{1}{2\theta^2} dy$. Pri tem še opazimo, da je $\sqrt{y} = \sqrt{2\theta^2}u$. Sedaj vstavimo to v integral.

$$E[\sqrt{Y}] = \int_0^\infty u^n \frac{1}{\Gamma(n)\sqrt{2\theta^2}\sqrt{u}} e^{-u} 2\theta^2 du = \frac{\sqrt{2\theta^2}}{\Gamma(n)} \int_0^\infty u^{n-\frac{1}{2}} e^{-u} du = \sqrt{2\theta^2} \frac{\Gamma(n+\frac{1}{2})}{\Gamma(n)}$$

Sledi, da je $E[\hat{\theta}_n] = \frac{\theta\Gamma(n+\frac{1}{2})}{\sqrt{n}\Gamma(n)} = \frac{\theta\sqrt{n\pi}(2n)!}{(n!)^2 4^n}$. Sledi, da je θ_n pristranska cenilka, saj je $E[\hat{\theta}_n] - \theta = \theta\left(\frac{\sqrt{n\pi}(2n)!}{(n!)^2 4^n} - 1\right) \neq 0$ za $\theta \neq 0$. Cenilko lahko popravimo na nepristransko. Nepristranska cenilka je tako

$$\theta_n^+ = \frac{(n!)^2 4^n}{\sqrt{n\pi}(2n)!} \hat{\theta}_n = \frac{(n!)^2 4^n}{n\sqrt{2\pi}(2n)!} \sqrt{\sum_{i=1}^n X_i^2}$$

oziroma, če ohranimo zapis z Γ je nepristranska cenilka

$$\theta_n^+ = \frac{\Gamma(n)\sqrt{n}}{\Gamma(n+\frac{1}{2})} \hat{\theta}_n = \frac{\Gamma(n)}{\Gamma(n+\frac{1}{2})\sqrt{2}} \sqrt{\sum_{i=1}^n X_i^2}$$

Uspelo nam je torej izračunati pristranskost naše cenilke $\hat{\theta}_n$:

$$Bias(\hat{\theta}_n) = \theta\left(\frac{\sqrt{n\pi}(2n)!}{(n!)^2 4^n} - 1\right)$$

Ko poračunamo limito $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\sqrt{n\pi}(2n)!}{(n!)^2 4^n} = 1$, vidimo, da je $\hat{\theta}_n$ asimptotsko nepristranska, saj je $\lim_{n \rightarrow \infty} Bias(\hat{\theta}_n) = 0$.

Poračunati moramo še varianco cenilke $Var(\hat{\theta}_n) = E[\frac{1}{2n}Y] - E[\hat{\theta}_n]^2$. Porazdelitev Y poznamo, tako da hitro pridobimo $E[\frac{1}{2n}Y] = 2n\theta^2$. Sledi

$$Var(\hat{\theta}_n) = \theta^2(2n - \left(\frac{\sqrt{n\pi}(2n)!}{(n!)^2 4^n}\right)^2)$$

Ko to varianco limitiramo z $n \mapsto \infty$, gre drugi člen v oklepaju proti 1, prvi člen pa proti ∞ , torej je $\lim_{n \rightarrow \infty} Var(\hat{\theta}_n) = \infty$. Posledično je asimptotična $MSE(\hat{\theta}_n)$ neskončna, torej $\lim_{n \rightarrow \infty} MSE(\hat{\theta}_n) = \infty$.

2.3.2 MSE cenilke po metodi momentov

Sedaj storimo enako še za cenilko, ki smo jo pridobili po metodi momentov $\hat{\theta}_n = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \bar{X}$. Najprej poračunajmo njeno pričakovano vrednost.

$$E[\hat{\theta}_n] = \frac{\sqrt{2}}{n\sqrt{\pi}} \sum_{i=1}^n E[X_i] = \sqrt{\frac{2}{\pi}} E[X] = \theta$$

Od tod lahko že sklepamo, da je $\hat{\theta}_n$ nepristranska cenilka. Sledi, da je $MSE(\hat{\theta}_n) = Var(\hat{\theta}_n)$. Poračunajmo sedaj še varianco in pri tem upoštevamo, da so X_i medseboj neodvisne in enako porazdeljene.

$$Var(\hat{\theta}_n) = \frac{2}{n^2\pi} Var\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{2}{n^2\pi} \sum_{i=1}^n Var(x_i) = \frac{2}{n\pi} Var(X)$$

Na tej točki se skličemo na varianco rayleighove porazdelitve s parametrom θ^2 , ki je enaka $\frac{4-\pi}{2}\theta^2$. Sledi, da je $Var(\hat{\theta}_n) = \frac{2}{n\pi} * \frac{4-\pi}{2}\theta^2 = \frac{(4-\pi)}{n\pi}\theta^2$, ki konvergira proti 0 ko pošljemo $n \mapsto \infty$. Posledično je $\lim_{n \mapsto \infty} MSE(\hat{\theta}_n) = \lim_{n \mapsto \infty} Var(\hat{\theta}_n) = 0$. Sklepamo, da je cenilka, ki smo jo pridobili po metodi momentov, asimptotično boljša od cenilke, ki smo jo pridobili po metodi največjega verjetja.

2.4 Številska ocena prve cenilke

Številsko oceno cenilke za vsak eksperiment izvedemo s pomočjo skripte *SlucajniSprehodiMNV.R*. Ta ob zagonu poračuna številske vrednosti cenilke, izriše grafe gostot za vsak eksperiment ter oceni standardno napako cenilke. Vrednosti cenilk in standardnih napak so zbrane v spodnji tabeli.

Eksperiment	kratki	srednji	dolgi
Vrednost θ	1,117394	2,075983	3,324422
Ocena SE	0,06242013	0,08741853	0,1705984

Tabela 6: Numerične vrednosti MNV cenilke in standardne napake po eksperimentih

2.5 Številska ocena druge cenilke

Eksperiment	kratki	srednji	dolgi
Vrednost θ	1,163652	2,068998	3,412388

Tabela 7: Numerične vrednosti cenilke pridobljene po metodi momentov in standardne napake po eksperimentih

2.6 Histogram meritev in grafi gostot cenilk

3 Temperature

3.1 Preizkus modela A znotraj modela B

3.2 Akikakejeva informacija modelov

Literatura

- [1] John Rice, *Mathematical Statistics & Data Analysis*, Duxbury, Berkeley, 2007.

- [2] *Rayleighjeva porazdelitev*, v: Wikipedia, Prosta enciklopedija, [ogled 14. 7. 2022], dostopno na https://sl.wikipedia.org/wiki/Rayleighjeva_porazdelitev.