

Точната формула за оценка се формира в зависимост от резултатите. За приблизителна, може да използвате $2 +$ брой точки. Време за работа: 210 минути. Успех.

Задача 1. (1.5 т.) Нека ξ и η са независими сл. вел., $\xi \sim \text{Exp}(4)$ и $\eta \sim U(-1, 1)$.

1. (0.5 т.) Намерете $\mathbb{E}[\xi\eta]$, $\mathbb{E}[\xi|\eta = 0]$, $\text{Cov}(\xi, \eta)$ и $P(\xi \leq 0.25)$.
2. (0.5 т.) Намерете плътността на $\xi^2 + 3$ и ξ/η .
3. (0.5 т.) Нека $Y_1, Y_2, Y_3, Y_4 \sim \text{Exp}(1)$ са независими. Нека $Y_{(i)}$ е i -тото по големина от тях. Намерете очакването и дисперсията на $Y_{(3)}$.

Задача 2. (1 т.) По едно и също време двама клиенти пристигат в система за обслужване, която има две опашки: ако T е времето за обслужване:

$$T \sim \begin{cases} \text{Exp}(1), & \text{(бавна опашка) с вероятност 0.3,} \\ \text{Exp}(3), & \text{(бърза опашка) с вероятност 0.7.} \end{cases}$$

1. (0.5 т.) Нека T_i е времето за обслужване на i -тия клиент. Намерете разпределението $T_1 + T_2$.
2. (0.25 т.) Намерете $E(T_1 + T_2)$?
3. (0.25 т.) За големи n , оценете вероятността сумата от n такива независими времена да надвишава $5n$.

Задача 3. (1 т.) Нека X_1, X_2, \dots са независими, еднакво разпределени сл. вел. с плътност

$$f_X(x) = \begin{cases} 2x, & \text{ако } 0 < x < 1, \\ 0, & \text{иначе.} \end{cases}$$

1. (0.5 т.) Приблизително колко наблюдения n са нужни, за да е вярно с 97% сигурност, че средната извадкова стойност $\bar{X}_n := (X_1 + \dots + X_n)/n$ ще бъде между 0.5 и 0.7?
2. (0.5 т.) Колко горе-долу очаквате да е $\max_{1 \leq k \leq n} X_k$ при $n = 10\,000$?

Задача 4. (0.75 т.) Нека X и Y са независими сл. вел., $X \sim \mathcal{N}(2, 4)$ и $Y \sim \mathcal{N}(2, 9)$.

1. (0.25 т.) Намерете съвместната им плътност и $P(X < Y)$.
2. (0.5 т.) Пресметнете $E(|X - Y|)$ и $|E(X) - E(Y)|$. А бихте ли могли да кажете кое от тях е по-голямо без пресмятане на точните им стойности?

Задача 5. (1 т.) Нека ABC е правоъгълен триъгълник с катети $AC = BC = 1$. През *случайно* (равномерно) избрана точка P от катета AC е прекарана права, успоредна на хипотенузата AB . Нека Q и R са пресечните точки на тази права с катетите.

1. (0.25 т.) Намерете очакването на дължината на QR .
2. (0.5 т.) Намерете вероятността две независимо случайно избрани точки от вътрешността на ABC да лежат от различни страни на QR .
3. (0.25 т.) Нека A, B са избрани случайно върху окръжност с център т. O и радиус 1. Какво е очакваното лице на триъгълника AOB ? Какво е очакването на $AO \cdot AB \cdot \sin(\angle OAB)/2$? Обяснете защо двете са/не са равни.

Задача 6. (Бонус 1 т.)

В „класическата“ (частично наричана „честотна“) статистика при оценка на неизвестен параметър λ най-често използваме методи като максимално правдоподобие или метод на моментите, без да моделираме самия λ като случайна величина. За сметка на това, при *Бейсовия подход*, предполагаме, че λ има някакво *априорно* (prior, предварително, от лат.: *от по-рано, преди*) разпределение, например $\Gamma(\alpha, \beta)$, и комбинираме наблюдаваните данни с това априорно знание, за да получим *апостериорното* (posterior, от лат.: *от по-късно*) разпределение на λ . Така можем да генерираме или прогнозираме нови наблюдения, които са от разпределение, в което сме отчели както вече наблюдаваните данни.

Удобни от изчислителна гледна точка са модели, при които апостериорното разпределение е от същия тип като априорното, като разликата се изразява в промяна на параметрите (чрез данните сме „научили“ стойности, които по-добре описват реалността). По-долу е представен един такъв случай: при експоненциален модел $\text{Exp}(\lambda)$ и априорно гама разпределение за неизвестния параметър λ , апостериорното също е от тип гама.

Нека X_1, \dots, X_n са независими наблюдения над експоненциално разпределена случайна величина,

$$X \mid \lambda \sim \text{Exp}(\lambda),$$

където параметърът $\lambda > 0$ е неизвестен. В рамките на Бейсовата постановка приемаме, че априорно λ има $\Gamma(\alpha, \beta)$ разпределение, т.е. има плътност

$$f_\lambda(x) = \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} \exp(-\beta x), \quad x > 0.$$

1. (0.25 т.) Докажете, че апостериорното разпределение на λ след наблюдавани X_1, \dots, X_n е

$$\lambda \mid X_1, \dots, X_n \sim \Gamma\left(\alpha + n, \beta + \sum_{i=1}^n X_i\right).$$

2. (0.25 т.) Намерете прогнозното разпределение на едно ново наблюдение X_{n+1} (т.е. условната вероятност $\mathbb{P}(X_{n+1} \in A \mid X_1, \dots, X_n)$) и покажете, че в някои случаи то може да се изрази с т.нар. *Pareto* разпределение Y :

$$F_Y(x) = 1 - \left(\frac{a}{x}\right)^\alpha, \quad x > a,$$

за някакъв параметър a . Последното е един от класическите примери за разпределение с тежка опашка. (може да интегрирате по x разпределението $\mathbb{P}(X_{n+1} \in A \mid \lambda = x) \times f_{\lambda \mid X_1, \dots, X_n}(x \mid X_1, \dots, X_n)$.)

3. (0.5 т.) Намерете $E(\lambda \mid X_1, \dots, X_n)$ и $\text{Var}(\lambda \mid X_1, \dots, X_n)$. Напомняме, че условната дисперсия на сл. вел. Y при дадено X се дефинира като

$$D(Y \mid X) = E[(Y - E(Y \mid X))^2 \mid X].$$

От последната дефиниция докажете също, че

$$D(Y) = E[D(Y \mid X)] + D(E[Y \mid X]).$$

4. (бонус на бонуса) Как бихте интерпретирали разликата между класическия доверителен интервал и Бейсовия (highest posterior density) интервал за λ в този пример?