

(2) 489. Знайти метод максимальної (2)
 ① в розподілі поштову оцінку невідомого
 параметра p (ймовірність появи в
 одному випробуванні). біноміального роз-
 поділу:

$$P_m(x_i) = C_m^{x_i} p^{x_i} (1-p)^{m-x_i}$$

де x_i - кількість появи події в i -му випро-
 буванні, m - кількість випробувань в одному
 досліді, n - кількість дослідів.

Розв'язок. Побудуємо функцію вірогідності:

$$L = p(x_1, \theta) \cdot p(x_2, \theta) \cdots p(x_n, \theta)$$

Враховуючи, що $\theta = p$ і $P(\xi = x_i) = C_m^{x_i} p^{x_i}$

$\times (1-p)^{m-x_i}$ отримаємо функцію вірогідності

$$L = [C_m^{x_1} p^{x_1} (1-p)^{m-x_1}] \cdot [C_m^{x_2} p^{x_2} (1-p)^{m-x_2}] \cdots$$

$$\times [C_m^{x_n} p^{x_n} (1-p)^{m-x_n}], \text{ або}$$

$$L = (C_m^{x_1} C_m^{x_2} \cdots C_m^{x_n}) \cdot p^{x_1 + x_2 + \cdots + x_n} \cdot (1-p)^{nm - (x_1 + \cdots + x_n)}$$

Замінимо логарифмічну функцію вірогідності

$$\ln L = \ln [C_m^{x_1} \cdot C_m^{x_2} \cdots C_m^{x_n}] + \left(\sum_{i=1}^n x_i \right) \ln p + \left(nm - \sum_{i=1}^n x_i \right) \ln (1-p)$$

Знайдемо першу похідну по p :

$$\frac{d \ln L}{dp} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{p} - \left(nm - \sum_{i=1}^n x_i \right) \frac{1}{1-p}$$

Прирівняємо першу похідну до нуля і розв'яжемо
 рівняння, отримаємо критичну точку

$$p = \left(\sum_{i=1}^n x_i \right) / (nm)$$

Знайдемо другу похідну по p :

$$\frac{d^2 \ln L}{dp^2} = - \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{p^2} + \frac{nm - \sum_{i=1}^n x_i}{(1-p)^2}$$

Коли $p = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n \cdot m}$ група показує відсутність. (3)¹
 Щобто це можна максимум і т.с. прийняти
 як оцінку максимальної вродженості певного
 параметра p біноміального розподілу!

$$p^* = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n \cdot m}$$

Якщо x_i разів повторюється в n_i
 експериментах, то

$$p^* = \frac{\sum_{i=1}^n n_i x_i}{n \cdot m}$$

Задача

Матриця максимальної вродженості

(1)

① 493. Знайти матрицю максимальної

② вродженості за вибіркою x_1, x_2, \dots, x_n пошуків серіїй кевданом параметра λ експоненціального розподілу, який має

$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x} \quad (x \geq 0).$$

Розв'язок. Апарію формулю вродженості:

$$L = f(x_1; \theta) \cdot f(x_2; \theta) \cdot \dots \cdot f(x_n; \theta),$$

враховуючи, що $\theta = \lambda$ та вродженості

$$f(x; \theta) = f(x; \lambda) = \lambda e^{-\lambda x};$$

$$L = (\lambda e^{-\lambda x_1}) \cdot (\lambda e^{-\lambda x_2}) \cdot \dots \cdot (\lambda e^{-\lambda x_n}) = \lambda^n e^{-\lambda \sum_{i=1}^n x_i}$$

Знаходимо логарифмічну формулю вродженості:

$$\ln L = n \ln \lambda - \lambda \sum_{i=1}^n x_i.$$

Знаходимо першу похідну за λ :

$$\frac{d \ln L}{d \lambda} = \frac{n}{\lambda} - \sum_{i=1}^n x_i.$$

Замінемо рівняння вродженості, для того прирівняємо першу похідну нулю

$$\frac{n}{\lambda} - \sum_{i=1}^n x_i = 0.$$

(3)

Знайдемо критичну точку, де цю (2)
розв'язано отримане рівняння відносно λ :

$$\lambda = \frac{1}{\frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}} = \frac{1}{\bar{x}_B}$$

Знайдемо другу похідну за λ :

$$\frac{d^2 \ln L}{d\lambda^2} = (-n)/\lambda^2$$

Коли $\lambda = \frac{1}{\bar{x}_B}$ друга похідна від'ємна;
отже це є точкою максимуму, тобто
за однієї максимальної вірогідності
потрібно взяти величину зворотню вибір-
ковій середній: $\lambda^* = \frac{1}{\bar{x}_B}$.

Інтервальні оцінки

Інтервальною називають оцінку, яка визнача-
ється двома числами - кінцями інтервалу, який
накриває параметр, що оцінюється.

Довірчим називають інтервал, який із заданою
кількістю γ накриває параметр, що оцінює-
ться.

1. Інтервальною оцінкою (із кількістю γ)
математичного сподівання μ нормального розподілу
кількісної ознаки X за вибіркою середньої \bar{x}_B
за умови невідомого середньоквадратичного відхилення
 σ генеральної сукупності є довірчий інтервал: (4)

$$\bar{x}_B - t \left(\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right) < a < \bar{x}_B + t \left(\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right), \quad (3)$$

де $t \left(\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right) = \delta$ — точність оцінки, n — об'єм вибірки,
 t — значення аргументу функції Лансаса $\Phi(t)$
 (знаходиться за таблицею), за якого $\Phi(t) = \frac{\gamma}{2}$;
 коли σ — невідоме (та об'єм вибірки $n < 30$)

$$\bar{x}_B - t_\gamma \left(\frac{s}{\sqrt{n}} \right) < a < \bar{x}_B + t_\gamma \left(\frac{s}{\sqrt{n}} \right),$$

де s — "виправлене" вибіркове середнє квадратич-
 не відхилення, t_γ знаходиться за таблицею
 за даними n і γ .

2. Інтервального оцінювача (з надійністю)
 середнього квадратичного відхилення σ нормаль-
 но розподіленої кількісної ознаки X за
 "виправленим" вибірковим середнім квадратичним
 відхиленням $s \in$ довірчий інтервал

$$s(1-q) < \sigma < s(1+q) \quad (\text{коли } q < 1),$$

$$0 < \sigma < s(1+q) \quad (\text{коли } q > 1),$$

де q знаходиться за таблицею та даними n і γ .

3. Інтервального оцінювача (з надійністю γ)
 невідомої ймовірності p біноміального роз-
 поділу за відверну частотою $w \in$ довірчий
 інтервал (з наближеними кінцями p_1 і p_2)

$$p_1 < p < p_2,$$

де

$$p_{1,2} = \frac{n}{t^2 + n} \left[w^2 + \frac{t^2}{2n} \pm t \sqrt{\frac{w(1-w)}{n} + \left(\frac{t}{2n} \right)^2} \right],$$

$$p_2 = \frac{n}{t^2 + n} \left[w^2 + \frac{t^2}{2n} + t \sqrt{\frac{w(1-w)}{n} + \left(\frac{t}{2n}\right)^2} \right], \quad (9)$$

де n – загальна кількість випробувань; m – кількість появи події; w – відносна частота, яка дорівнює відношенню $\frac{m}{n}$; t – значення аргумента функції Лапласа за якого $\Phi(t) = \frac{\gamma}{2}$ (γ – задана надійність).

Зауваження. За великих значень n (порядку сотень) можна застосовувати як наближені граничі довірчого інтервалу

$$p_1 = w - t \sqrt{\frac{w(1-w)}{n}}, \quad p_2 = w + t \sqrt{\frac{w(1-w)}{n}}.$$

③ 501 Знайти довірчий інтервал для оцінки надійності $\gamma = 0,95$ невідомої математичної очікування μ нормально розподіленої ознаки X генеральної сукупності, якщо генеральне середнє $\mu = 14$, квадратичне відхилення $\sigma = 5$, вибіркове середнє $\bar{x}_B = 14$, а об'єм вибірки $n = 25$.

Розв'язок. Необхідно знайти довірчий інтервал

$$\bar{x}_B - t \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{x}_B + t \frac{\sigma}{\sqrt{n}}.$$

Все величини, окрім t , відомі з умови задачі. Знайдемо t із співвідношення $\Phi(t) = \frac{0,95}{2} = 0,475$. За відомої таблиці знаходимо $t = 1,96$. Підставляємо в формулу $t = 1,96$; $\bar{x}_B = 14$; $\sigma = 5$; $n = 25$. Отримуємо довірчий інтервал $12,04 < \mu < 15,96$.

(6)

④ 506 Знайти мінімальний об'єм вибірки за умови з надійністю 0,975 точність оцінки математичного сподівання а генеральної сукупності за вибіркового середнього $\delta = 0,3$, коли відоме середнє квадратичне відхилення $\sigma = 1,2$ нормально розподіленої генеральної сукупності.
Розв'язок. Застосуємо формулу, за якою визначається точність оцінки математичного сподівання генеральної сукупності за вибіркового середнього: $\delta = \frac{t\sigma}{\sqrt{n}}$. Звідси маємо $n = \frac{t^2\sigma^2}{\delta^2}$.

За умовою задачі, $\gamma = 0,975$; таблицей $\Phi(t) = \frac{0,975}{2} = 0,4875$. За відповідного таблицю знаходимо $t = 2,24$. У формулу підставимо $t = 2,24$, $\sigma = 1,2$ і $\delta = 0,3$, отримаємо мінімальний об'єм вибірки $n = 81$.

$$n = \frac{(2,24)^2 \cdot (1,2)^2}{(0,3)^2} = 81.$$

⑤ 508. З генеральної сукупності викида вибірки, об'ємом $n = 10$:

Варіанти	x_i	-2	1	2	3	4	5
Частоти	n_i	2	1	2	2	2	1

Знайти оцінку з надійністю $\gamma = 0,95$ математичного сподівання а нормально розподіленої ознаки генеральної сукупності за вибіркового середнього за допомогою довірчого інтервалу.

Розв'язок. Вибіркове середнє та "виправлене" середнє квадратичне відхилення знайдено відповідно за формулами: ⑦

$$\bar{x}_B = \frac{\sum_{i=1}^n n_i x_i}{n}, \quad S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n n_i (x_i - \bar{x}_B)^2}{n-1}} \quad (6)$$

Підставимо в ці формули дані задачі і отримаємо $\bar{x}_B = 2, S = 2,4$.

Знайдемо t_γ . За допомогою бігнотівської таблиці за даними $\gamma = 0,95$ і $n = 10$ знаходимо $t_\gamma = 2,26$.

Знайдемо довірчий інтервал:

$$\bar{x}_B - t_\gamma S / \sqrt{n} < a < \bar{x}_B + t_\gamma S / \sqrt{n}$$

Підставляємо $\bar{x}_B = 2, t_\gamma = 2,26, S = 2,4, n = 10$ і отримуємо довірчий інтервал

$$0,3 < a < 3,7$$

Який накриває певне математичне очікування a з надійністю $0,95$.

⑥ 512. За даними вибірки об'ємом $n = 16$ із генеральної сукупності знайдене "виправлене" середнє квадратичне відхилення $S = 1$ нормально розподіленої кількісної ознаки. Знайти довірчий інтервал, який накриває генеральне середнє квадратичне відхилення σ з надійністю $0,95$.

Розв'язок. Задача зводиться до пошуку довірчого інтервалу

$$S(1-q) < \sigma < S(1+q) \quad (\text{коли } q < 1),$$

або

$$0 < \sigma < S(1+q) \quad (\text{коли } q > 1).$$

За даними задачі $\gamma = 0,95$ і $n = 16$. За бігнотівською таблицею знайдемо $q = 0,44$.

⑧

Тому, що $q < 1$, то, підставивши $S=1$,
 $q=0,44$ у перше співвідношення, отримаємо
 довірчий інтервал
 $0,56 < \delta < 1,44.$

⑦ 516. Згідністю незалежних випробувань
 з однаковою, але невідомою ймовірністю
 p на n парі A у кожному випробуванні.
 Знайти довірчий інтервал для параметра ймовір-
 ності p з надійністю $\gamma=0,95$, якщо в 60
 випробуваннях парі A з'явилася 15 разів.

Розв'язок. За умовою задачі $n=60$, $m=15$, $\gamma=0,95$.
 Знайдемо відносну частоту парі A :

$$w = \frac{m}{n} = \frac{15}{60} = 0,25.$$

Знайдемо t із співвідношення $\Phi(t) = \gamma/2 =$
 $= 0,95/2 = 0,475$. За таблицю функції Лапласа
 знаходимо $t=1,96$.

Знайдемо межі довірчого інтервалу:

$$P_1 = \frac{n}{t^2 + n} \left[w + \frac{t^2}{2n} - t \sqrt{\frac{w(1-w)}{n} + \left(\frac{t}{2n}\right)^2} \right],$$

$$P_2 = \frac{n}{t^2 + n} \left[w + \frac{t^2}{2n} + t \sqrt{\frac{w(1-w)}{n} + \left(\frac{t}{2n}\right)^2} \right].$$

Підставляємо у наведені формули значення
 $n=60$, $w=0,25$, $t=1,96$ і отримуємо

$$P_1 = 0,16, \quad P_2 = 0,37.$$

Таким чином довірчий інтервал $0,16 < p < 0,37$
 маємо

⑧

⑧ 518. Викотівлений експериментальний ⑧
 гральний автомат, який має забезпечити
 певну виграша в одній випадку із 100
 опукань морети в автоматі. Для перевірки
 роботи автомата згріблено 400 випробувань,
 за яких виграш згрібся 5 разів. Знайти,
 довірчий інтервал який накриває певному
 ймовірності певні виграша з нарізністю
 $\gamma = 0,999$.

Розв'язок. Знайдемо відносно частоту
 певні виграша: $w = \frac{m}{n} = \frac{5}{400} = 0,0125$. Знайти t
 із співвідношення $\Phi(t) = \frac{\gamma}{2} = 0,999/2 = 0,4995$. За
 таблиці функції Лапласа знаходимо $t = 3,3$.

Враховуючи, що $n = 400$ велике значення засто-
 суємо для пошуку меж довірчого інтервалу
 наближені формули:

$$p_1 = w - t \sqrt{w(1-w)/n}, \quad p_2 = w + t \sqrt{w(1-w)/n}.$$

Підставимо в ці формули $w = 0,0125$, $t = 3,3$, $n = 400$,
 Отримавмо $p_1 = -0,0058$, $p_2 = 0,0308$.

Маємо довірчий інтервал

$$0 < p < 0,0308.$$