

مسئله ۱.

 $X_i$  را بدین صورت در نظر می‌گیریم:

$$X_i = \begin{cases} 1 & \text{در برتاب نام 4 بیاید} \\ 0 & \text{و.و} \end{cases}$$

از آنجایی که توزیع  $X_i$  باینومی است، داریم که:

$$E[X_i] = p = \frac{1}{6}$$

$$, \text{var}(X_i) = pq = \frac{1}{6} \times \frac{5}{6} = \frac{5}{36}$$

$$Y = \sum_{i=1}^{500} X_i$$

حال  $Y$  را بدین صورت فرض می‌کنیم:

$$\text{Var}(Y) = 500 \times \frac{5}{36} = \frac{625}{9} = \sigma^2 \Rightarrow \sigma = \frac{25}{3}$$

$$E[Y] = 500 \times \frac{1}{6} = \frac{250}{3}$$

$$Z = \frac{Y - \frac{250}{3}}{\frac{25}{3}} \sim \text{Normal}(0, 1)$$

$$\alpha = 0.05 \Rightarrow P(-z_{\frac{\alpha}{2}} \leq Z \leq z_{\frac{\alpha}{2}}) = 1 - \alpha, \quad z_{\alpha} = \Phi^{-1}(1 - \alpha)$$

$$z_{0.025} = 1.96$$

$$\Rightarrow P(-z_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{Y - \frac{250}{3}}{\frac{25}{3}} \leq z_{\frac{\alpha}{2}}) = 1 - \alpha$$

$$\Rightarrow \frac{250}{3} - 1.96 \times \frac{25}{3} \leq Y \leq \frac{250}{3} + 1.96 \times \frac{25}{3}$$

$$67 \leq Y \leq 99.66$$

بازه اطمینان ۹۵ درصدی برای  $Y$ ،  $[67, 99.66]$  است.

مسئله ۲.

(الف)

$$L(\theta | x_1, x_2, \dots, x_n) = f_{X_1, X_2, \dots, X_n}(x_1, x_2, \dots, x_n | \theta) = \prod_{i=1}^n f_{X_i}(x_i | \theta)$$

$$f_{X_i}(x_i, \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} & 0 \leq x_i \leq \theta \\ 0 & \text{و.ع} \end{cases} \Rightarrow L(\theta | x_1, x_2, \dots, x_n) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n} & 1 \leq i \leq n, 0 \leq x_i \leq \theta \\ 0 & \text{و.ع} \end{cases}$$

حال برای آنکه  $\frac{1}{\theta^n}$  مثبت شود، باید  $\theta$  کمتر باشد و از آنجا که  $x$  ها کلی در بازه  $[0, \theta]$  هستند پس  
کمترین مقدار  $\theta$ ، مایعیم  $x$  ها است.

$$\hat{\theta} = \text{Max}(x_1, x_2, \dots, x_n)$$

ب) تخمین‌دهی Unbiased است که  $E[\hat{\theta}] = \theta$ . حال  $E[\hat{\theta}]$  را محاسبه می‌کنیم:

$$Y = \text{Max}(x_1, x_2, \dots, x_n) \quad Y \text{ را بدین صورت تعریف می‌کنیم:}$$



$$F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(X_1 \leq y, X_2 \leq y, \dots, X_n \leq y) = P(X_i \leq y)^n$$

$$P(X_i \leq y) = F_{X_i}(y) = \frac{y - 0}{\theta - 0} = \frac{y}{\theta}$$

$$\Rightarrow F_Y(y) = \left(\frac{y}{\theta}\right)^n \Rightarrow f_Y(y) = \frac{n y^{n-1}}{\theta^n}$$

$$E[\hat{\theta}] = E[Y] = \int_0^{\theta} y \frac{n y^{n-1}}{\theta^n} dy = \frac{n}{\theta^n} \int_0^{\theta} y^n dy = \frac{n}{\theta^n} \left[ \frac{y^{n+1}}{n+1} \right]_0^{\theta}$$

$$\Rightarrow E[\hat{\theta}] = \frac{n}{n+1} \theta \Rightarrow E[\hat{\theta}] \neq \theta$$

پس این تخمین‌گر biased است.

مسئله ۳.

برای  $\mu^2$  و  $\sigma^2$  تخمین لریز  $\bar{X}$  و  $\bar{S}^2$  هستند.

$$\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}, \quad \bar{S}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n-1} \Rightarrow E(\bar{S}^2) = \sigma^2$$

$$\text{var}(\bar{X}) = E[\bar{X}^2] - E[\bar{X}]^2$$

$$\Rightarrow E[\bar{X}^2] = \text{var}(\bar{X}) + E[\bar{X}]^2, \quad \text{var}(\bar{X}) = \frac{1}{n^2} \times n\sigma^2 = \frac{\sigma^2}{n}, \quad E[\bar{X}] = \mu$$

$$\Rightarrow E[\bar{X}^2] = \frac{\sigma^2}{n} + \mu^2$$

$$E\left[\frac{\bar{S}^2}{n}\right] = \frac{1}{n} E[\bar{S}^2] = \frac{\sigma^2}{n} \quad \text{حال } E\left[\frac{\bar{S}^2}{n}\right] \text{ را به دست می آوریم:}$$

$$E\left[\bar{X}^2 - \frac{\bar{S}^2}{n}\right] = E[\bar{X}^2] - E\left[\frac{\bar{S}^2}{n}\right] = \mu^2$$

پس  $\bar{X}^2 - \frac{\bar{S}^2}{n}$  تخمین لریز  $\mu^2$  است و بدین شکل خواهد بود:

$$\mu^2 = \frac{1}{n^2} \left( \sum_{i=1}^n X_i \right)^2 - \frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$$

مسئله ۴

الف) تعداد کل بلدها را  $N$  در نظر می‌گیریم و پیش‌فرض آنکه ۲ بلدها از ۶ بلدها

علامت دارند را  $X$  می‌نامیم. حال داریم که:

$$L(N|X) = \frac{\binom{3}{2} \binom{N-3}{4}}{\binom{N}{6}} = \frac{3 \times \frac{(N-3)!}{4!(N-7)!}}{\frac{N!}{6!(N-6)!}} = \frac{3 \times 6!}{4!} \times \frac{(N-6)!}{(N-7)!} \times \frac{(N-3)!}{N!}$$

$$\Rightarrow L(N|X) = \frac{9 \cdot (N-6)}{N(N-1)(N-2)}$$

با توجه به عبارت‌های بالا  $N \geq 7$  می‌باشد.

حال باید مقدار  $N$  را طوری بیابیم که MLE بیشینه شود: (از آزمون نسبت بهره می‌جویم)

$$\frac{L(N|X)}{L(N-1|X)} = \frac{9 \cdot (N-6)}{N(N-1)(N-2)} \times \frac{(N-1)(N-2)(N-3)}{9 \cdot (N-7)} = \frac{N^2 - 9N + 18}{N^2 - 7N} = 1 + \frac{18 - 2N}{N^2 - 7N}$$

با توجه به عبارت بالا، به ازای  $N > 9$ ، تابع نزولی می‌شود، پس کافی است برای پیدا کردن



بیشترین، ۳ حالت  $N=7$ ،  $N=8$ ، و  $N=9$  را در نظر بگیریم:

$$L(N=7|X) = \frac{3}{7}, \quad L(N=8|X) = L(N=9|X) = \frac{15}{28}$$

به دلیل آنکه محسن  $N$  است، داریم که:

$$\hat{N} = 8 \text{ یا } 9$$

مسئله ۵.

(الف)

$$\hat{\eta} = \sum_{i=1}^n \alpha_i x_i \Rightarrow E[\hat{\eta}] = \sum_{i=1}^n E[\alpha_i x_i] = \sum_{i=1}^n \alpha_i E[\eta + \varepsilon_i]$$

$$\Rightarrow E[\hat{\eta}] = \eta \sum_{i=1}^n \alpha_i$$

$\hat{\eta}$  تخمین‌دهنده Unbiased است، پس:

$$E[\hat{\eta}] = \eta \Rightarrow \sum_{i=1}^n \alpha_i = 1$$

$$\text{var}(\hat{\eta}) = \sum_{i=1}^n \text{var}(\alpha_i x_i) = \sum_{i=1}^n \alpha_i^2 \text{var}(\eta + \varepsilon_i) = \sum_{i=1}^n \alpha_i^2 \sigma_i^2$$

با روش ضرایب نامعین لاگرانژ کمینه واریانس را با شرط  $\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1$  را می‌یابیم:

$$f(\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n) = \sum_{i=1}^n \alpha_i^2 \sigma_i^2, \quad g(\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n) = \sum_{i=1}^n \alpha_i - 1$$

$$F(\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n) = f(\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n) + \lambda g(\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n)$$



$$\frac{\partial F}{\partial \alpha_i} = 2 \alpha_i \delta_i^2 + \lambda = 0 \Rightarrow \alpha_i = \frac{-\lambda}{2 \delta_i^2}$$

$$\frac{\partial F}{\partial \lambda} = \sum_{i=1}^n \alpha_i - 1 = 0 \Rightarrow \sum_{i=1}^n \alpha_i = 1$$

$$\Rightarrow \sum_{i=1}^n \alpha_i = \frac{-\lambda}{2} \sum_{i=1}^n \frac{1}{\delta_i^2} \Rightarrow \lambda = \frac{-2}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{\delta_i^2}}$$

حال  $\alpha_i$  را می یابیم:

$$\alpha_i = \frac{-\lambda}{2 \delta_i^2} = \frac{\cancel{2}}{\sum_{j=1}^n \frac{1}{\delta_j^2}} \times \frac{1}{\cancel{2} \delta_i^2}$$

$$\Rightarrow \alpha_i = \frac{1}{\delta_i^2 \sum_{j=1}^n \frac{1}{\delta_j^2}}$$

و محاسبه  $\hat{\eta}$  بدین صورت خواهد بود:

$$\hat{\eta} = \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{\delta_i^2 \sum_{j=1}^n \frac{1}{\delta_j^2}}$$