## Расчетное задание по математической статистике Выборка №13

группа 14136, Оборовский Дмитрий

## Часть1.

Для выборки объёма 50, предполагая что она взята из нормального распределиния  $N_{a,\sigma^2}$ 

| 0.159 | -0.085 | 0.067 | 2.318 | 1.636 | 0.336 | 1.652 | 0.552 | 1.188 | 0.364 |
|-------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 0.395 | -0.076 | 0.653 | 1.223 | 1.501 | 0.739 | 0.642 | 0.77  | 0.987 | 0.243 |
| 0.545 | 1.148  | 0.693 | 1.496 | 0.973 | 2.051 | 1.23  | 1.743 | 0.7   | 1.03  |
| 0.761 | 2.822  | 0.953 | 0.534 | 1.43  | 0.751 | 0.813 | 1.788 | 0.48  | 0.43  |
| 1.81  | 0.811  | 1.28  | 1.859 | 0.882 | 0.665 | 1.381 | 1.67  | 0.173 | 0.432 |

$$\alpha = 1, \sigma^2 = 0.5, \varepsilon = 0.13$$

- 1. Построить точный доверительный интервал уровня доверия  $1-\epsilon$
- а) для параметра  $\alpha$  при известном  $\sigma^2$  :

$$\begin{array}{ll} \sqrt{n} \cdot \frac{(\overline{X} - \alpha)}{\sigma} \in N_{0,1} & P(\overline{X} - \frac{\tau \cdot \sigma}{\sqrt{n}} < \alpha < \overline{X} + \frac{\tau \cdot \sigma}{\sqrt{n}}) = 1 - \epsilon \text{ , 2de } N_{0,1}(\tau) = 1 - \frac{\epsilon}{2} \\ \overline{X} = 0.972 & \tau = 1.5141 \\ \alpha \in (0.8205, 1.1234) \end{array}$$

b) для параметра  $\alpha$  при неизвестном  $\sigma^2$ :

$$\sqrt{n} \cdot \frac{(\overline{X} - \alpha)}{S_0} \in T_{n-1}$$
 , где  $S_0^2 = \frac{1}{(n-1)} \cdot \sum_{i=1}^n (X_i - \overline{X})^2$ ,  $S_0 = \sqrt{S_0^2}$ 

$$P = \left(\overline{X} - \frac{\tau \cdot S_0}{\sqrt{n}} < \alpha < \overline{X} + \frac{\tau \cdot S_0}{\sqrt{n}}\right) = 1 - \varepsilon , \text{ ede } T_{n-1}(\tau) = 1 - \varepsilon/2$$

$$S_0 = 0.6362, \tau = 1.54$$

$$\alpha \in (0.8334, 1.1105)$$

c) для параметра  $\sigma^2$  при известном  $\alpha$  :

$$\frac{n \cdot S_1^2}{\sigma^2} \in H_n$$
,  $\partial e S_1^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \alpha)^2$ 

 $\Pi$ усть  $g_1$  и  $g_2$  квантили распределиния  $H_n$  уровней  $\varepsilon/2$  и  $1-\varepsilon/2$  , тогда

$$1 - \varepsilon = P(g_1 < \frac{n \cdot S_1^2}{\sigma^2} < g_2) = P(\frac{n \cdot S_1^2}{g_2} < \sigma^2 < \frac{n \cdot S_1^2}{g_1})$$

$$S_1^2 = 0.3966, g_1 = 35.7981, g_2 = 65.922$$

$$\sigma^2 \in (0.3008, 0.554)$$

d) для параметра  $\sigma^2$  при неизвестном  $\alpha$  :

$$\frac{(n-1)\cdot S_0^2}{\sigma^2} \in H_{n-1}, \ \partial e S_0^2 = \frac{1}{(n-1)} \sum_{i=1}^n (X_i - \overline{X})^2$$

$$1 - \varepsilon = P(g_1 < \frac{(n-1)\cdot S_0^2}{\sigma^2} < g_2) = P(\frac{(n-1)\cdot S_0^2}{g_2} < \sigma^2 < \frac{(n-1)\cdot S_0^2}{g_1})$$

$$S_0^2 = 0.4047, \ \partial A = 0.511, \ \partial A = 0.51$$

$$S_0^2 = 0.4047, g_1 = 34.9511, g_2 = 64.769$$

$$\sigma^2 \in (0.3062, 0.5674)$$

- 2.Проверить гипотезу однородности по критериям Фишера и Стьюдента, считая что перые 20 чисел и следующие 30 чисел двумя независимыми выборками.
- а) По критерию Фишера проверим гипотезу  $H_1 = \{\sigma_1 = \sigma_2\}$  :

$$\rho(\vec{X},\vec{Y}) = \frac{S_0^2(\vec{X})}{S_0^2(\vec{Y})} \in F_{n-1,\,m-1} \quad \text{, где} \quad \vec{X} = (X_1,X_2,\ldots,X_n) \,; \vec{Y} = (Y_1,Y_2,\ldots,Y_m)$$

$$f_{1-\varepsilon} = \tau$$
,  $m \cdot e F_{n-1, m-1}(\tau) = 1 - \varepsilon$ 

Получим критерий

$$\delta(\vec{X}, \vec{Y}) = [H_1 if |\rho(\vec{X}, \vec{Y})| < \tau, H_2 if |\rho(\vec{X}, \vec{Y})| > \tau]$$
  
\tau=1.5801>\rho=1.1894;

Принимаем гипотезу  $H_1: \sigma_1 = \sigma_2$ 

b) По критерию Стьюдента проверим гипотезу  $H_1 = \{\alpha_1 = \alpha_2\}$ :

$$\rho(\vec{X}, \vec{Y}) = \sqrt{\frac{n \cdot m}{n + m}} \cdot \frac{\overline{X} - \overline{Y}}{\sqrt{\frac{(n - 1) \cdot S_0^2(\vec{X}) + (m - 1) \cdot S_0^2(\vec{Y})}{n + m - 2}}} \in T_{n + m - 2} if \alpha_1 = \alpha_2$$

Пусть 
$$T_{n+m-2}(\tau) = 1 - \frac{\varepsilon}{2}, \tau = 1.5405$$

$$\delta(\vec{X}, \vec{Y}) = [H_1 if |\rho(\vec{X}, \vec{Y})| < \tau, H_2 if |\rho(\vec{X}, \vec{Y})| \ge \tau]$$

$$|\rho| = 1.9479 > \tau = 1.5405$$

Гипотезу  $H_1$  отвергаем.

## <u>Часть2.</u>

| 0.196 | 0.004 | 0.891 | 0.431 | 0.248 | 0.141 | 0.079 | 0.503 | 0.361 | 0.99  |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 0.274 | 0.792 | 0.241 | 0.881 | 0.837 | 0.42  | 0.829 | 0.968 | 0.554 | 0.137 |
| 0.733 | 0.345 | 0.896 | 0.069 | 0.16  | 0.627 | 0.616 | 0.116 | 0.068 | 0.666 |

Выборка из U[0,1]

- 1.Построить эмпирическую функцию распределения и гистограмму.
- 2.Проверить по критерию Колмогорова гипотезу о том, что выборка взята из равномерного распределения. Найти реально достигнутый уровень значимости.

$$H_{1} = \{F = U_{[0,1]}\}$$

$$\rho(\vec{X}) = \sqrt{n} \cdot \sup_{y} |F_{n}(y) - F_{1}(y)| \Rightarrow \eta \in K(y)$$

Пусть С такое, что  $\varepsilon = P(\eta \geqslant C)$ 

Тогда критерий Колмогорава выглядит так:

$$\delta(\vec{X}) = \{H_1 \text{ if } \rho(\vec{X}) < C, H_2 \text{ if } \rho(\vec{X}) \geqslant C\}$$

C = 1.17,  $\rho = 0.6901 \Rightarrow \rho < C$  принимаем гипотезу  $H_1$ 

реально достигнутый уровень значимости ε<sup>-</sup>=0.2722

3. Проверить ту же гипотезу по критерию  $\chi^2$  и найти реально достигнутый уровень занчимости.

$$\rho(\vec{X}) = \sum_{i=1}^{k} \frac{(v_i - n \cdot p_i)^2}{n \cdot p_i} \Rightarrow H_{k-1}$$
  
$$\delta(\vec{X}) = \{H_1 \text{ if } \rho(\vec{X}) < C, H_2 \text{ if } \rho(\vec{X}) \ge C\}$$

 $\rho = 2.6667$ ,  $C = 7.1137 \Rightarrow \rho < C$  принимаем гипотезу  $H_1$ 

реально достигнутый уровень значимости  $\epsilon = 0.3849$ 



