

## Занятие 5. Задача различения двух простых гипотез.

Домашнее задание:

отсутствует

### Задача 5.1.

Задана выборка  $(\xi_1, \dots, \xi_n)$  из показательного распределения  $E(a)$  с неизвестным параметром  $a$ . В отношении параметра  $a$  выдвигаются две гипотезы: основная гипотеза  $H_0$  утверждает, что  $a = a_0 = 1$ , альтернативная гипотеза  $H_1$  утверждает, что  $a = a_1 = 1.2$ .

В условиях задачи необходимо построить критерий Неймана-Пирсона в следующих двух случаях:

1) заданы объем выборки  $n = 100$  и вероятность ошибки первого рода  $\alpha = 0.05$  (дополнительно вычислить вероятность ошибки второго рода критерия);

2) заданы вероятность ошибки первого рода  $\alpha = 0.05$  и вероятность ошибки второго рода  $\beta = 0.05$ .

**Решение:**

1) Пусть  $K_r(h) = (X_0(h), X_1(h))$  является критерием отношения вероятностей для различения двух простых гипотез  $H_0$  и  $H_1$ , тогда согласно определению критерия отношения вероятностей, множество  $X_0(h)$  реализаций  $(x_1, \dots, x_n)$  выборки  $(\xi_1, \dots, \xi_n)$  при которых принимается гипотеза  $H_0$  определяется следующим соотношением:

$$X_0(h) = \left\{ (x_1, \dots, x_n) : \frac{f(x_1, \dots, x_n | a_1)}{f(x_1, \dots, x_n | a_0)} < h \right\},$$

где  $h$  – некоторое числовое значение,  $f(x_1, \dots, x_n | a_1)$  и  $f(x_1, \dots, x_n | a_0)$  – совместные плотности вероятности выборки  $(\xi_1, \dots, \xi_n)$  при значениях параметра  $a$  равных  $a_1$  и  $a_0$  соответственно. Преобразуем отношение плотностей вероятности следующим образом:

$$\frac{f(x_1, \dots, x_n | a_1)}{f(x_1, \dots, x_n | a_0)} = \frac{\prod_{i=1}^n a_1 e^{-a_1 x_i}}{\prod_{i=1}^n a_0 e^{-a_0 x_i}} = \left( \frac{a_1}{a_0} \right)^n e^{-(a_1 - a_0) \sum_{i=1}^n x_i},$$

тогда выражение для множества  $X_0(h)$  можно представить в следующем виде:

$$\begin{aligned} X_0(h) &= \left\{ (x_1, \dots, x_n) : \left( \frac{a_1}{a_0} \right)^n e^{-(a_1 - a_0) \sum_{i=1}^n x_i} < h \right\} = \left\{ (x_1, \dots, x_n) : \ln \left( \left( \frac{a_1}{a_0} \right)^n e^{-(a_1 - a_0) \sum_{i=1}^n x_i} \right) < \ln h \right\} = \\ &= \left\{ (x_1, \dots, x_n) : n \ln \left( \frac{a_1}{a_0} \right) - (a_1 - a_0) \sum_{i=1}^n x_i < \ln h \right\} = \\ &= \left\{ (x_1, \dots, x_n) : \sum_{i=1}^n x_i > \frac{n \ln \left( \frac{a_1}{a_0} \right) - \ln h}{a_1 - a_0} \right\} = \left\{ (x_1, \dots, x_n) : \sum_{i=1}^n x_i > \tilde{h}(n, h) \right\}, \end{aligned}$$

где  $\tilde{h}(n, h) = \frac{n \ln \left( \frac{a_1}{a_0} \right) - \ln h}{a_1 - a_0}$ . Соответственно множество  $X_1(h)$  реализаций  $(x_1, \dots, x_n)$  выборки  $(\xi_1, \dots, \xi_n)$  при которых принимается гипотеза  $H_1$  определяется соотношением:

$$X_1(h) = \left\{ (x_1, \dots, x_n) : \frac{f(x_1, \dots, x_n | a_1)}{f(x_1, \dots, x_n | a_0)} \geq h \right\} = \left\{ (x_1, \dots, x_n) : \sum_{i=1}^n x_i \leq \tilde{h}(n, h) \right\}.$$

Вероятность ошибки первого рода  $\alpha_r(h)$  критерия отношения вероятностей  $K(h)$  является вероятностью принятия гипотезы  $H_1$  при условии, что верна гипотеза  $H_0$ , или иначе вероятностью попадания выборки  $(\xi_1, \dots, \xi_n)$  в множество  $X_1$  (принимается гипотеза  $H_1$ ) при условии, что неизвестный параметр  $a$  равен  $a_0$  (верна гипотеза  $H_0$ ):

$$\alpha_r(h) = P_{a_0} \{ (\xi_1, \dots, \xi_n) \in X_1(h) \} = P_{a_0} \left\{ \frac{f(\xi_1, \dots, \xi_n | a_1)}{f(\xi_1, \dots, \xi_n | a_0)} \geq h \right\} = P_{a_0} \left\{ \sum_{i=1}^n \xi_i \leq \tilde{h}(n, h) \right\}.$$

Поскольку вероятность вычисляется при условии, что неизвестный параметр  $a$  равен  $a_0$ , то каждая случайная величина  $\xi_i$  имеет показательное распределение  $E(a_0)$  с математическим ожиданием  $\frac{1}{a_0}$  и дисперсией  $\frac{1}{a_0^2}$ . При больших  $n$  распределение суммы случайных величин  $\sum_{i=1}^n \xi_i$  можно считать приближенно нормальным с параметрами  $n \frac{1}{a_0}$  и  $n \frac{1}{a_0^2}$ , тогда нормированная сумма имеет приближенно стандартное нормальное распределение:

$$\frac{\sum_{i=1}^n \xi_i - n \frac{1}{a_0}}{\sqrt{n \frac{1}{a_0^2}}} \sim N(0,1).$$

Используя полученное приближение для распределения суммы случайных величин, для вероятности ошибки первого рода можно получить следующее приближенное равенство:

$$\alpha_r(h) = P_{a_0} \left\{ \frac{\sum_{i=1}^n \xi_i - n \frac{1}{a_0}}{\sqrt{n \frac{1}{a_0^2}}} \leq \frac{\tilde{h}(n, h) - n \frac{1}{a_0}}{\sqrt{n \frac{1}{a_0^2}}} \right\} \approx \Phi \left( \frac{\tilde{h}(n, h) - n \frac{1}{a_0}}{\sqrt{n \frac{1}{a_0^2}}} \right).$$

Аналогично, вероятность ошибки второго рода  $\beta_r(h)$  критерия отношения вероятностей  $K$  является вероятностью принятия гипотезы  $H_0$  при условии, что верна гипотеза  $H_1$ , или иначе вероятностью попадания выборки  $(\xi_1, \dots, \xi_n)$  в множество  $X_0$  (принимается гипотеза  $H_0$ ) при условии, что неизвестный параметр  $a$  равен  $a_1$  (верна гипотеза  $H_1$ ):

$$\begin{aligned} \beta_r(h) &= P_{a_1} \{ (\xi_1, \dots, \xi_n) \in X_0(h) \} = P_{a_1} \left\{ \frac{f(\xi_1, \dots, \xi_n | a_1)}{f(\xi_1, \dots, \xi_n | a_0)} < h \right\} = \\ &= P_{a_1} \left\{ \sum_{i=1}^n \xi_i > \tilde{h}(n, h) \right\} = 1 - P_{a_1} \left\{ \sum_{i=1}^n \xi_i \leq \tilde{h}(n, h) \right\}. \end{aligned}$$

Используя получено ранее приближение для распределения суммы  $\sum_{i=1}^n \xi_i$ , для вероятности ошибки второго рода получим следующее приближенное равенство:

$$\beta_r(h) = 1 - P_{a_1} \left\{ \frac{\sum_{i=1}^n \xi_i - n \frac{1}{a_1}}{\sqrt{n \frac{1}{a_1^2}}} \leq \frac{\tilde{h}(n, h) - n \frac{1}{a_1}}{\sqrt{n \frac{1}{a_1^2}}} \right\} \approx 1 - \Phi \left\{ \frac{\tilde{h}(n, h) - n \frac{1}{a_1}}{\sqrt{n \frac{1}{a_1^2}}} \right\}.$$

Таким образом, получена система из двух приближенных равенств:

$$\left\{ \begin{array}{l} \alpha_r(h) \approx \Phi \left\{ \frac{\tilde{h}(n, h) - n \frac{1}{a_0}}{\sqrt{n \frac{1}{a_0^2}}} \right\} \\ \beta_r(h) \approx 1 - \Phi \left\{ \frac{\tilde{h}(n, h) - n \frac{1}{a_1}}{\sqrt{n \frac{1}{a_1^2}}} \right\} \end{array} \right\} \Leftrightarrow \left\{ \begin{array}{l} \Phi^{-1}(\alpha_r(h)) \approx \frac{\tilde{h}(n, h) - n \frac{1}{a_0}}{\sqrt{n \frac{1}{a_0^2}}} \\ \Phi^{-1}(1 - \beta_r(h)) \approx \frac{\tilde{h}(n, h) - n \frac{1}{a_1}}{\sqrt{n \frac{1}{a_1^2}}} \end{array} \right\}.$$

Полученная система является основополагающей для построения критериев отношения вероятностей. Действительно, если, например, заданы объем  $n$  и требуемая вероятность ошибки первого рода критерия  $\alpha_r(h)$ , то из полученной системы можно найти пороговое значение  $\tilde{h}(n, h)$  и тем самым построить критерий (дополнительно из системы в этом случае может быть найдена вероятность ошибки второго рода  $\beta_r(h)$ ). Если заданы требуемые значения вероятностей ошибок первого и второго родов  $\alpha_r(h)$  и  $\beta_r(h)$ , то из полученной системы можно определить требуемый объем выборки  $n$  и пороговое значение  $\tilde{h}(n, h)$ .

2) Построим критерий Неймана-Пирсона для заданных значений объема выборки  $n = 100$  и вероятности ошибки первого рода  $\alpha = 0.05$ : согласно определению критерий Неймана-Пирсона является критерием отношения вероятностей  $K^* = K_r(h^*)$ , для которого вероятность ошибки первого рода  $\alpha_r(h^*)$  в точности равна  $\alpha$ . Подставляя значение  $\alpha$  в систему приближенных равенств для критерия  $K_r(h^*)$  получим следующую систему:

$$\left\{ \begin{array}{l} \Phi^{-1}(\alpha) \approx \frac{\tilde{h}(n, h^*) - n \frac{1}{a_0}}{\sqrt{n \frac{1}{a_0^2}}} \\ \Phi^{-1}(1 - \beta_r(h^*)) \approx \frac{\tilde{h}(n, h^*) - n \frac{1}{a_1}}{\sqrt{n \frac{1}{a_1^2}}} \end{array} \right\} \Leftrightarrow \left\{ \begin{array}{l} \tilde{h}(n, h^*) \approx n \frac{1}{a_0} + \Phi^{-1}(\alpha) \sqrt{n \frac{1}{a_0^2}} \\ \beta_r(h^*) \approx 1 - \Phi \left\{ \frac{\tilde{h}(n, h^*) - n \frac{1}{a_1}}{\sqrt{n \frac{1}{a_1^2}}} \right\} \end{array} \right\}$$

Вычислим значения  $\tilde{h}(n, h^*)$  и  $\beta_r(h^*)$ :

$$\tilde{h}(n, h^*) \approx 100 \frac{1}{1} + \Phi^{-1}(0.05) \sqrt{100 \frac{1}{1^2}} \approx 100 - 1.65 \cdot 10 = 83.5,$$

$$\beta_r(h^*) \approx 1 - \Phi \left\{ \frac{83.5 - 100 \frac{1}{1.2}}{\sqrt{100 \frac{1}{1.2^2}}} \right\} \approx 1 - \Phi \left( \frac{83.5 - 83.33}{8.33} \right) \approx 1 - \Phi(0.02) \approx 1 - 0.508 = 0.492.$$

3) Построим критерий Неймана-Пирсона для заданных значений вероятностей ошибки первого рода  $\alpha = 0.05$  и второго рода  $\beta = 0.05$  : согласно определению критерий Неймана-Пирсона является критерием отношения вероятностей  $\hat{K} = K_r(\hat{h})$ , для которого вероятность ошибки первого рода  $\alpha_r(\hat{h})$  в точности равна  $\alpha$ . При этом однако требуется, чтобы вероятность ошибки второго рода  $\beta_r(\hat{h})$  была равна  $\beta$ . Подставляя значения  $\alpha$  и  $\beta$  в систему приближенных равенств, получим систему:

$$\left\{ \begin{array}{l} \Phi^{-1}(\alpha) \approx \frac{\tilde{h}(n, \hat{h}) - n \frac{1}{a_0}}{\sqrt{n \frac{1}{a_0^2}}} \\ \Phi^{-1}(1 - \beta) \approx \frac{\tilde{h}(n, \hat{h}) - n \frac{1}{a_1}}{\sqrt{n \frac{1}{a_1^2}}} \end{array} \right\} \Leftrightarrow \left\{ \begin{array}{l} \tilde{h}(n, \hat{h}) \approx n \frac{1}{a_0} + \Phi^{-1}(\alpha) \sqrt{n \frac{1}{a_0^2}} \\ \tilde{h}(n, \hat{h}) \approx n \frac{1}{a_1} + \Phi^{-1}(1 - \beta) \sqrt{n \frac{1}{a_1^2}} \end{array} \right.$$

Вычитая из первого приближенного равенства второе и преобразуя, получим приближенное равенство для объема  $n$  :

$$\begin{aligned} 0 &\approx n \frac{1}{a_0} + \Phi^{-1}(\alpha) \sqrt{n \frac{1}{a_0^2}} - n \frac{1}{a_1} - \Phi^{-1}(1 - \beta) \sqrt{n \frac{1}{a_1^2}}, \\ 0 &\approx n \left( \frac{1}{a_0} - \frac{1}{a_1} \right) + \sqrt{n} \left( \frac{\Phi^{-1}(\alpha)}{a_0} - \frac{\Phi^{-1}(1 - \beta)}{a_1} \right) \\ 0 &\approx \sqrt{n} \left( \frac{a_1 - a_0}{a_1 a_0} \right) + \left( \frac{a_1 \Phi^{-1}(\alpha) - a_0 \Phi^{-1}(1 - \beta)}{a_1 a_0} \right), \\ n &\approx \left( \frac{a_1 \Phi^{-1}(\alpha) - a_0 \Phi^{-1}(1 - \beta)}{a_0 - a_1} \right)^2. \end{aligned}$$

Таким образом,

$$\left\{ \begin{array}{l} n \approx \left( \frac{a_1 \Phi^{-1}(\alpha) - a_0 \Phi^{-1}(1 - \beta)}{a_0 - a_1} \right)^2 \\ \tilde{h}(n, \hat{h}) \approx n \frac{1}{a_0} + \Phi^{-1}(\alpha) \sqrt{n \frac{1}{a_0^2}} \end{array} \right.$$

Вычислим значения  $n$  и  $\tilde{h}(n, \hat{h})$  :

$$\begin{aligned} n &\approx \left( \frac{1.2 \cdot \Phi^{-1}(0.05) - 1 \cdot \Phi^{-1}(1 - 0.05)}{1 - 1.2} \right)^2 \approx \left( \frac{1.2 \cdot (-1.65) - 1.65}{-0.2} \right)^2 \approx 329.42 < 330 \\ \tilde{h}(n, \hat{h}) &\approx 330 \frac{1}{1} + \Phi^{-1}(0.05) \sqrt{330 \frac{1}{1^2}} \approx 330 - 1.65 \cdot 18.16 \approx 300. \end{aligned}$$

**Ответ:**

1) Критерий  $K^* = (X_0^*, X_1^*)$  :

$$X_0^* = \left\{ (x_1, \dots, x_n) : \sum_{i=1}^n x_i > 83.5 \right\}, \quad X_1^* = \left\{ (x_1, \dots, x_n) : \sum_{i=1}^n x_i \leq 83.5 \right\},$$

вероятность ошибки второго рода  $\beta(K^*) \approx 0.492$ .

2) Критерий  $\hat{K} = (\hat{X}_0, \hat{X}_1)$  :

$$\hat{X}_0 = \left\{ (x_1, \dots, x_n) : \sum_{i=1}^n x_i > 300 \right\}, \quad \hat{X}_1 = \left\{ (x_1, \dots, x_n) : \sum_{i=1}^n x_i \leq 300 \right\},$$

где  $n = 330$ .

### Задача 5.2.

В условиях задачи 6.1 и пункта 2 построить последовательный критерий отношения вероятностей с вероятностями ошибок первого и второго родов приближенно равных  $\alpha$  и  $\beta$ , и вычислить средние объемы выборки для построенного критерия.

#### Решение:

1) В качестве требуемого критерия может быть использован последовательный критерий отношения вероятностей  $\tilde{K}_s = K_s \left( \frac{\beta}{1-\alpha}, \frac{1-\beta}{\alpha} \right)$ , условие продолжения для которого имеет следующий вид:

$$\frac{\beta}{1-\alpha} < \frac{f(x_1, \dots, x_k | a_1)}{f(x_1, \dots, x_k | a_0)} < \frac{1-\beta}{\alpha},$$

где  $(x_1, \dots, x_k)$  – реализация выборки  $(\xi_1, \dots, \xi_k)$ , которой располагает последовательный критерий на шаге  $k$ ,  $f(x_1, \dots, x_k | a_1)$  и  $f(x_1, \dots, x_k | a_0)$  – плотности вероятности выборки  $(\xi_1, \dots, \xi_k)$ , при условии, что значение параметра  $a$  равно  $a_1$  и  $a_0$  соответственно. Используя преобразование отношения плотностей вероятности из пункта 1) решения задачи 6.1, преобразуем условие продолжения к следующему виду:

$$\begin{aligned} \frac{\beta}{1-\alpha} &< \frac{f(x_1, \dots, x_k | a_1)}{f(x_1, \dots, x_k | a_0)} < \frac{1-\beta}{\alpha}, \\ \frac{\beta}{1-\alpha} &< \left( \frac{a_1}{a_0} \right)^n e^{-(a_1 - a_0) \sum_{i=1}^n x_i} < \frac{1-\beta}{\alpha}, \\ \ln \left( \frac{\beta}{1-\alpha} \right) &< k \ln \left( \frac{a_1}{a_0} \right) - (a_1 - a_0) \sum_{i=1}^k x_i < \ln \left( \frac{1-\beta}{\alpha} \right), \\ \frac{k \ln \left( \frac{a_1}{a_0} \right) - \ln \left( \frac{\beta}{1-\alpha} \right)}{(a_1 - a_0)} &> \sum_{i=1}^k x_i > \frac{k \ln \left( \frac{a_1}{a_0} \right) - \ln \left( \frac{1-\beta}{\alpha} \right)}{(a_1 - a_0)}. \end{aligned}$$

Согласно определению последовательного критерия отношения вероятностей, критерий  $\tilde{K}_s$  принимает гипотезу  $H_0$  на шаге  $k$ , если:

$$\begin{aligned} \frac{f(x_1, \dots, x_k | a_1)}{f(x_1, \dots, x_k | a_0)} &< \frac{\beta}{1-\alpha}, \\ \sum_{i=1}^k x_i &> \frac{k \ln \left( \frac{a_1}{a_0} \right) - \ln \left( \frac{\beta}{1-\alpha} \right)}{(a_1 - a_0)}, \end{aligned}$$

и принимает гипотезу  $H_1$  на шаге  $k$ , если:

$$\begin{aligned} \frac{1-\beta}{\alpha} &< \frac{f(x_1, \dots, x_k | a_1)}{f(x_1, \dots, x_k | a_0)}, \\ \frac{k \ln \left( \frac{a_1}{a_0} \right) - \ln \left( \frac{1-\beta}{\alpha} \right)}{(a_1 - a_0)} &> \sum_{i=1}^k x_i. \end{aligned}$$

2) Для последовательного критерия отношения вероятностей  $\tilde{K}_s$  объем выборки  $\nu$ , требуемый для принятия решение о том, какую гипотезу принять, является случайной величиной, распределение которой зависит от того какое значение  $a_0$  либо  $a_1$  имеет неизвестный параметр  $a$  (какая из гипотез  $H_0$  либо  $H_1$  верна).

Известно, что если значение параметра  $a$  совпадает с  $a_0$ , то математическое ожидание  $\nu$  (средний объем выборки, при условии, что верна гипотеза  $H_0$ ) определяется соотношением:

$$M_{a_0}[\nu] = \frac{\ln\left(\frac{1-\beta}{\alpha}\right) \cdot \alpha + \ln\left(\frac{\beta}{1-\alpha}\right) \cdot (1-\alpha)}{M_{a_0}[\zeta]},$$

где случайная величина  $\zeta$  имеет вид:

$$\zeta = \ln\left(\frac{f_{\xi}(\xi | a_1)}{f_{\xi}(\xi | a_0)}\right) = \ln\left(\frac{a_1 e^{-a_1 \xi}}{a_0 e^{-a_0 \xi}}\right) = \ln\left(\frac{a_1}{a_0}\right) - (a_1 - a_0)\xi$$

и  $\xi$  – случайная величина, имеющая показательное распределение  $E(a_0)$ . Математическое ожидание  $M_{a_0}[\zeta]$  имеет вид:

$$M_{a_0}[\zeta] = M_{a_0}\left[\ln\left(\frac{a_1}{a_0}\right) - (a_1 - a_0)\xi\right] = \ln\left(\frac{a_1}{a_0}\right) - (a_1 - a_0)M_{a_0}[\xi] = \ln\left(\frac{a_1}{a_0}\right) - (a_1 - a_0)\frac{1}{a_0},$$

откуда,

$$M_{a_0}[\nu] = \frac{\ln\left(\frac{1-\beta}{\alpha}\right) \cdot \alpha + \ln\left(\frac{\beta}{1-\alpha}\right) \cdot (1-\alpha)}{\ln\left(\frac{a_1}{a_0}\right) - \left(\frac{a_1}{a_0} - 1\right)}.$$

Если же значение параметра  $a$  совпадает с  $a_1$ , то математическое ожидание  $\nu$  (средний объем выборки, при условии, что верна гипотеза  $H_1$ ) определяется соотношением:

$$M_{a_1}[\nu] = \frac{\ln\left(\frac{\beta}{1-\alpha}\right) \cdot \beta + \ln\left(\frac{1-\beta}{\alpha}\right) \cdot (1-\beta)}{M_{a_1}[\zeta]},$$

где случайная величина  $\zeta$  имеет вид:

$$\zeta = \ln\left(\frac{f_{\xi}(\xi | a_1)}{f_{\xi}(\xi | a_0)}\right) = \ln\left(\frac{a_1 e^{-a_1 \xi}}{a_0 e^{-a_0 \xi}}\right) = \ln\left(\frac{a_1}{a_0}\right) - (a_1 - a_0)\xi,$$

и  $\xi$  – случайная величина, имеющая показательное распределение  $E(a_1)$ . Математическое ожидание  $M_{a_1}[\zeta]$  имеет вид:

$$M_{a_1}[\zeta] = M_{a_1}\left[\ln\left(\frac{a_1}{a_0}\right) - (a_1 - a_0)\xi\right] = \ln\left(\frac{a_1}{a_0}\right) - (a_1 - a_0)M_{a_1}[\xi] = \ln\left(\frac{a_1}{a_0}\right) - (a_1 - a_0)\frac{1}{a_1},$$

откуда,

$$M_{a_1}[\nu] = \frac{\ln\left(\frac{\beta}{1-\alpha}\right) \cdot \beta + \ln\left(\frac{1-\beta}{\alpha}\right) \cdot (1-\beta)}{\ln\left(\frac{a_1}{a_0}\right) - \left(1 - \frac{a_0}{a_1}\right)}.$$

Подставим в полученные для  $M_{a_0}[\zeta]$  и  $M_{a_1}[\zeta]$  выражения числовые значения  $\alpha = 0.05$ ,  $\beta = 0.05$ ,  $a_0 = 1$  и  $a_1 = 1.2$ :

$$M_{a_0}[\nu] = \frac{\ln\left(\frac{1-0.05}{0.05}\right) \cdot 0.05 + \ln\left(\frac{0.05}{1-0.05}\right) \cdot (1-0.05)}{\ln\left(\frac{1.2}{1}\right) - \left(\frac{1.2}{1} - 1\right)} \approx 149.9,$$

$$M_{a_1}[\nu] = \frac{\ln\left(\frac{0.05}{1-0.05}\right) \cdot 0.05 + \ln\left(\frac{1-0.05}{0.05}\right) \cdot (1-0.05)}{\ln\left(\frac{1.2}{1}\right) - \left(1 - \frac{1}{1.2}\right)} \approx 169.3.$$

**Ответ:**

Последовательный критерий отношения вероятностей  $K_s\left(\frac{\beta}{1-\alpha}, \frac{1-\beta}{\alpha}\right)$ , вероятности ошибок которого приближенно равны  $\alpha$  и  $\beta$ , на шаге  $k$ :

1) принимает гипотезу  $H_0$ , если:

$$\sum_{i=1}^k x_i > \frac{k \ln\left(\frac{a_1}{a_0}\right) - \ln\left(\frac{\beta}{1-\alpha}\right)}{(a_1 - a_0)}$$

2) продолжается, если:

$$\frac{k \ln\left(\frac{a_1}{a_0}\right) - \ln\left(\frac{\beta}{1-\alpha}\right)}{(a_1 - a_0)} > \sum_{i=1}^k x_i > \frac{k \ln\left(\frac{a_1}{a_0}\right) - \ln\left(\frac{1-\beta}{\alpha}\right)}{(a_1 - a_0)}$$

3) принимает гипотезу  $H_0$ , если:

$$\frac{k \ln\left(\frac{a_1}{a_0}\right) - \ln\left(\frac{1-\beta}{\alpha}\right)}{(a_1 - a_0)} > \sum_{i=1}^k x_i.$$

Для критерия  $K_s\left(\frac{\beta}{1-\alpha}, \frac{1-\beta}{\alpha}\right)$  средний объем выборки приближенно равен 150, при условии, что верна гипотеза  $H_0$ , и приближенно равен 170, при условии, что верна гипотеза  $H_1$ .

### Задача 5.3.

В условиях задачи 6.1 задан объем выборки  $n = 100$  и требуется построить минимаксный критерий  $K_m$  и вычислить вероятности ошибок первого и второго рода построенного критерия.

**Решение:**

1) Известно, что минимаксный критерий  $K_m$  (при некоторых условиях) совпадает с критерием отношения вероятностей  $K_r(h_m)$ , в котором пороговое значение  $h_m$  выбирается из условия равенства функций вероятности ошибки первого и второго рода критериев отношения вероятностей  $\alpha_r(h)$  и  $\beta_r(h)$ :

$$\alpha_r(h_m) = \beta_r(h_m).$$

Ранее в решении задачи 6.1 пункт 1 были получены выражения для вероятностей ошибок критериев отношения вероятностей:

$$\alpha_r(h) \approx \Phi \left( \frac{\tilde{h}(n, h) - n \frac{1}{a_0}}{\sqrt{n \frac{1}{a_0^2}}} \right),$$

$$\beta_r(h) \approx 1 - \Phi \left( \frac{\tilde{h}(n, h) - n \frac{1}{a_1}}{\sqrt{n \frac{1}{a_1^2}}} \right).$$

Откуда, приравнявая функции вероятностей ошибок, получим уравнение относительно  $h_m$ :

$$\Phi \left( \frac{\tilde{h}(n, h_m) - n \frac{1}{a_0}}{\sqrt{n \frac{1}{a_0^2}}} \right) \approx 1 - \Phi \left( \frac{\tilde{h}(n, h_m) - n \frac{1}{a_1}}{\sqrt{n \frac{1}{a_1^2}}} \right).$$

В действительности не обязательно вычислять значение  $h_m$ , поскольку для построения критерия  $K_r(h_m)$  будет вполне достаточно вычислить значение выражения  $\tilde{h}(n, h_m)$ .

Используя свойство функции Лапласа ( $\Phi(-x) = 1 - \Phi(x)$ ), преобразуем уравнение к следующему виду:

$$\Phi \left( \frac{\tilde{h}(n, h_m) - n \frac{1}{a_0}}{\sqrt{n \frac{1}{a_0^2}}} \right) \approx \Phi \left( - \frac{\tilde{h}(n, h_m) - n \frac{1}{a_1}}{\sqrt{n \frac{1}{a_1^2}}} \right).$$

Поскольку функция Лапласа  $\Phi(x)$  является функцией строго возрастающей, то из равенства значений функции следует равенство аргументов:

$$\frac{\tilde{h}(n, h_m) - n \frac{1}{a_0}}{\sqrt{n \frac{1}{a_0^2}}} \approx - \frac{\tilde{h}(n, h_m) - n \frac{1}{a_1}}{\sqrt{n \frac{1}{a_1^2}}},$$

$$\frac{a_0 \tilde{h}(n, h_m) - n}{\sqrt{n}} \approx - \frac{a_1 \tilde{h}(n, h_m) - n}{\sqrt{n}},$$

$$a_0 \tilde{h}(n, h_m) - n \approx -a_1 \tilde{h}(n, h_m) + n,$$

$$\tilde{h}(n, h_m) \approx \frac{2n}{a_1 + a_0}.$$

Отсюда минимаксный критерий  $K_m = K_r(h_m) = (X_0(h_m), X_1(h_m))$  имеет следующий вид:

$$X_0(h_m) = \left\{ (x_1, \dots, x_n) : \sum_{i=1}^n x_i > \tilde{h}(n, h_m) \right\} = \left\{ (x_1, \dots, x_n) : \sum_{i=1}^n x_i > \frac{2n}{a_1 + a_0} \right\},$$

$$X_1(h_m) = \left\{ (x_1, \dots, x_n) : \sum_{i=1}^n x_i \leq \tilde{h}(n, h_m) \right\} = \left\{ (x_1, \dots, x_n) : \sum_{i=1}^n x_i \leq \frac{2n}{a_1 + a_0} \right\}.$$



2) Подставляя величины параметров  $a_0$  и  $a_1$  и значение  $n$ , получим приближенное значение для  $\tilde{h}(n, h_m)$ :

$$\tilde{h}(n, h_m) = \frac{2 \cdot 100}{1.2 + 1} \approx 91.$$

Для критерия  $K_m = (X_0(h_m), X_1(h_m))$  получим следующие множества:

$$X_0(h_m) = \left\{ (x_1, \dots, x_n) : \sum_{i=1}^n x_i > 91 \right\}, \quad X_1(h_m) = \left\{ (x_1, \dots, x_n) : \sum_{i=1}^n x_i \leq 91 \right\}.$$

3) Используя полученное выражение для  $\tilde{h}(n, h_m)$ , вычислим величину вероятности ошибки первого рода  $\alpha(K_m)$  минимаксного критерия  $K_m$  (эта же величина будет и вероятностью ошибки второго рода  $\beta(K_m)$ , поскольку для минимаксного критерия вероятности ошибок равны):

$$\alpha(K_m) = \alpha_r(h_m) \approx \Phi \left( \frac{\tilde{h}(n, h) - n \frac{1}{a_0}}{\sqrt{n \frac{1}{a_0^2}}} \right) = \Phi \left( \frac{\frac{2n}{a_1 + a_0} - n \frac{1}{a_0}}{\sqrt{n \frac{1}{a_0^2}}} \right),$$

$$\alpha_r(K_m) \approx \Phi \left( \frac{91 - 100}{10} \right) = \Phi(-0.9) \approx 0.1841.$$

**Ответ:**

1) Минимаксный критерий  $K_m = (X_0, X_1)$  имеет вид:

$$X_0 = \left\{ (x_1, \dots, x_n) : \sum_{i=1}^n x_i > 91 \right\},$$

$$X_1 = \left\{ (x_1, \dots, x_n) : \sum_{i=1}^n x_i \leq 91 \right\}.$$

2) Вероятности ошибок первого рода  $\alpha(K_m)$  и второго рода  $\beta(K_m)$  минимаксного критерия  $K_m$ :

$$\alpha(K_m) = \beta(K_m) \approx 0.1841.$$