

И. Д. КВИТ

**О ТЕОРЕМЕ Н. В. СМИРНОВА ОТНОСИТЕЛЬНО СРАВНЕНИЯ  
ДВУХ ВЫБОРОК**

(Представлено академиком А. Н. Колмогоровым 12 I 1950)

В работе (1) Н. В. Смирновым была изучена следующая важная задача статистики: имеются две серии результатов независимых наблюдений над случайными величинами  $\xi_1$  и  $\xi_2$

$$x_1, x_2, \dots, x_m$$

и

$$y_1, y_2, \dots, y_n.$$

Спрашивается, при каких условиях можно считать, что функции распределения  $F_1(x) = P\{\xi_1 < x\}$  и  $F_2(x) = P\{\xi_2 < x\}$  равны, и когда расхождение опытных данных настолько существенно, что гипотеза  $F_1(x) = F_2(x)$  должна быть отброшена.

В настоящей заметке мы показываем, что обобщение теорем А. Н. Колмогорова и Н. В. Смирнова, полученное Г. М. Манья (2) для одной выборки, переносится без труда и на задачу Н. В. Смирнова о двух выборках.

Рассмотрим эмпирические функции распределения

$$S_m(x) = \frac{k_1(x)}{m},$$

где  $k_1(x)$  — число наблюдаемых значений  $\xi_1$ , меньших  $x$ , и

$$T_n(x) = \frac{k_2(x)}{n},$$

где  $k_2(x)$  — число наблюдаемых значений  $\xi_2$ , меньших  $x$ .

В точках разрыва мы дополним эмпирические функции распределения вертикальными отрезками.

В указанной работе Н. В. Смирнов доказал, что если  $F_1(x) = F_2(x)$ , функция  $F_1(x)$  непрерывна и всюду возрастает,  $\frac{m}{n} = \text{const}$ , то при

$$N = \frac{mn}{m+n} \rightarrow \infty$$

$$P\left\{D(m, n) \leq \frac{z}{\sqrt{N}}\right\} \rightarrow \sum_{k=-\infty}^{\infty} (-1)^k e^{-2k^2 z^2}, \quad (1)$$

где

$$D(m, n) = \sup_{-\infty < x < \infty} |S_m(x) - T_n(x)|.$$

Пусть  $\theta_1$  и  $\theta_2$  — произвольные числа,  $0 < \theta_1 < \theta_2 < 1$ . Предположим, что  $F_1(x) = F_2(x) = F(x)$  и определим  $\alpha$  и  $\beta$  посредством равенств

$$F(\alpha) = \theta_1, \quad F(\beta) = \theta_2.$$

Обозначим далее

$$\alpha_{mn} = \min_x [S_m(x) = \theta_1; T_n(x) = \theta_1], \quad \beta_{mn} = \max_x [S_m(x) = \theta_2; T_n(x) = \theta_2].$$

Тогда при  $m \rightarrow \infty$ ,  $n \rightarrow \infty$ , в силу теоремы Гливленко, должно быть

$$\alpha_{mn} \rightarrow \alpha, \quad \beta_{mn} \rightarrow \beta.$$

Введем обозначения

$$D_{mn}^+(\theta_1, \theta_2) = \sup_{(\alpha_{mn}, \beta_{mn})} \{S_m(x) - T_n(x)\},$$

$$D_{mn}(\theta_1, \theta_2) = \sup_{(\alpha_{mn}, \beta_{mn})} |S_m(x) - T_n(x)|.$$

Полученные результаты могут быть сформулированы в виде следующих двух теорем.

**Теорема 1.** Если при  $n \rightarrow \infty$   $\theta_1^{(n)} = \theta_1 + o\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right)$  и  $\theta_2^{(n)} = \theta_2 + o\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right)$ ,  $0 < \theta_1 < \theta_2 < 1$ , то

$$P \left\{ D_{mn}^+(\theta_1^{(n)}, \theta_2^{(n)}) \leq \frac{z}{\sqrt{N}} \right\} \xrightarrow{N \rightarrow \infty} \Phi^+(\theta_1, \theta_2; z)$$

где

$$\begin{aligned} \Phi^+(\theta_1, \theta_2; z) &= \frac{1}{2\pi \sqrt{1-R^2}} \int_{-\infty}^a \int_{-\infty}^b e^{-1/2 Q(z_1, z_2)} dz_1 dz_2 - \\ &- \frac{e^{-2z^2}}{2\pi \sqrt{1-R^2}} \int_{-\infty}^{a'} \int_{-\infty}^{b'} e^{-1/2 Q(z_1, z_2)} dz_1 dz_2, \end{aligned}$$

$$a = \frac{z}{\sqrt{\theta_1(1-\theta_1)}}, \quad b = \frac{z}{\sqrt{\theta_2(1-\theta_2)}},$$

$$a' = \frac{z - 2z\theta_1}{\sqrt{\theta_1(1-\theta_1)}}, \quad b' = \frac{z - 2z(1-\theta_2)}{\sqrt{\theta_2(1-\theta_2)}}, \quad R = \sqrt{\frac{\theta_1(1-\theta_2)}{\theta_2(1-\theta_1)}}.$$

$$Q(z_1, z_2) = \frac{1}{1-R^2} [z_1^2 + 2Rz_1z_2 + z_2^2],$$

$$\bar{Q}(z_1, z_2) = \frac{1}{1-R^2} [z_1^2 - 2Rz_1z_2 + z_2^2].$$

Отсюда, в частности,

$$P \left\{ D_{mn}^+(0, 1) \leq \frac{z}{\sqrt{N}} \right\} \xrightarrow{N \rightarrow \infty} 1 - e^{-2z^2}.$$

Мы видим, таким образом, что теорема Н. В. Смирнова об односторонних отклонениях эмпирической функции от теоретической пере-

носится и на случай максимума односторонних уклонений двух эмпирических функций.

Теорема 2. В предположениях теоремы 1

$$P \left\{ D_{mn}(\theta_1^{(n)}, \theta_2^{(n)}) \leq \frac{z}{\sqrt{N}} \right\} \xrightarrow{N \rightarrow \infty} \Phi(\theta_1, \theta_2; z),$$

где

$$\begin{aligned} \Phi(\theta_1, \theta_2; z) &= \frac{1}{2\pi \sqrt{1-R^2}} \int_{-a}^a \int_{-b}^b e^{-1/2 Q(z_1, z_2)} dz_1 dz_2 - \\ &- \frac{1}{\pi \sqrt{1-R^2}} \sum_{k=1}^{\infty} (-1)^{k-1} e^{-2k^2 z^2} \int_{-a_k}^{a_k} \int_{-b_k}^{b_k} e^{-1/2 Q(z_1, z_2)} dz_1 dz_2, \\ a_k &= \frac{z - 2kz\theta_1}{\sqrt{\theta_1(1-\theta_1)}}, \quad b_k = \frac{z - 2kz(1-\theta_2)}{\sqrt{\theta_2(1-\theta_2)}}. \end{aligned}$$

Отсюда при  $\theta_1 = 0, \theta_2 = 1$  получаем (1).

Подобно теоремам Г. М. Мания, изложенные результаты позволяют использовать тот интервал наблюдаемых значений, в котором результаты наблюдений наиболее достоверны.

В работе мы воспользовались методом преобразований Лапласа, примененным В. Феллером<sup>(3)</sup> для доказательств теорем А. Н. Колмогорова и Н. В. Смирнова.

В заключение выражаю глубокую благодарность проф. Б. В. Гнеденко за постановку задачи и руководство при ее решении.

Львовский государственный университет  
им. И. Франко

Поступило  
12 I 1950

#### ЦИТИРОВАННАЯ ЛИТЕРАТУРА

<sup>1</sup> Н. В. Смирнов, Бюлл. НИИМ МГУ, 2, в. 2 (1939). <sup>2</sup> Г. М. Мания, ДАН, 69, № 4 (1949), <sup>3</sup> W. Feller, Ann. of Math. Statistics, 19, 2, 177 (1948).